

INFRAESTRUTURA E ELASTICIDADES DE COMÉRCIO EXTERIOR: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA CHINA

Infrastructure and foreign trade elasticities: empirical evidence for China

Jefferson Souza Fraga*

Helder Lara Ferreira-Filho†

Resumo

Este artigo investiga o efeito da infraestrutura sobre as elasticidades-renda de exportações e importações para economia chinesa, no período 1981-2016, empregando a técnica de ponderação bayesiana de modelos (BMA). Os resultados sugerem que uma melhor infraestrutura promove aumento da elasticidade-renda de exportações e queda da elasticidade-renda de importações. As variáveis de controle – taxa de câmbio, capital humano, consumo do governo e qualidade institucional – aumentam as elasticidade-renda de exportações, mas possuem resultados mistos, com relação as elasticidade-renda de importações. As elasticidades-renda foram estimadas aplicando o filtro de Kalman, o qual permite obter uma estimativa variável no tempo da taxa de crescimento de equilíbrio do balanço de pagamentos. Por fim, os resultados apontam que, a infraestrutura possui um impacto positivo e significativo de longo prazo sobre a razão das elasticidades de comércio exterior da economia chinesa.

Palavras-chave: Infraestrutura; elasticidades-renda de exportações e de importações; China.

JEL Classificações: E24; E32; F1; O14; O47; O53.

Abstract

This article investigates the effect of infrastructure on the income elasticities of exports and imports for the Chinese economy, in the period 1981-2016, employing the Bayesian Model Averaging (BMA) technique. The results suggest that a better infrastructure promotes an increase in the income elasticity of exports and a decrease in the income elasticity of imports. The control variables – exchange rate, human capital, government consumption and institutional quality – increase the income-elasticity of exports, but have mixed results with respect to the income-elasticity of imports. Income elasticities were estimated applying the Kalman filter, which allows to obtain a time-varying estimate of the equilibrium growth rate of the balance of payments. Finally, the results show that infrastructure has a positive and significant long-term impact on the ratio of foreign trade elasticities in the Chinese economy.

Keywords: Infrastructure; export income elasticities and of imports, China.

JEL Classification: E24; E32; F1; O14; O47; O53.

* Doutor em Economia pela Universidade Federal de Minas Gerais. E-mail: jsfraga@yahoo.com.br. Opiniões pessoais, não institucionais.

† Doutorando em Economia do Departamento de Economia da Universidade de Brasília. E-mail: helder.laferf@gmail.com. Opiniões pessoais, não institucionais.

1. Introdução

A existência de um estoque de infraestrutura adequado é essencial para a promoção do crescimento sustentável e desempenha um papel vital na promoção do comércio e na redução dos déficits comerciais. Melhores redes de transporte aumentam a produtividade e ajudam um país a conectar-se à economia internacional a custos menores (Donaubauer et al., 2018). A produção e o consumo de energia dependem de infraestrutura confiável, principalmente em países em desenvolvimento, em que o fornecimento inadequado de energia e infraestrutura relacionada podem prejudicar seriamente o crescimento do setor privado. Na perspectiva do investimento privado, a literatura destaca a relevância da infraestrutura para sua promoção. Do lado da oferta, o investimento em infraestrutura reduz custos e aumenta a produtividade total dos fatores. Do lado da demanda, este investimento fomenta os lucros, pois estimula a demanda direta e indiretamente, tanto pelo multiplicador de gastos quanto pelos benefícios à repartição da renda e à redução da pobreza (Rozas e Sánches, 2004; Fraga e Resende, 2022).¹

Nesse contexto, apesar de o papel da acumulação de capital no crescimento da China se mostrar evidente, e com progresso técnico expressivo, o significativo crescimento do país nas últimas três décadas também foi associado a uma elevação robusta das exportações, sendo que muitos trabalhos se referem a essa experiência como um exemplo claro de crescimento liderado pelas exportações.² Não obstante, vale observar que, tanto no geral quanto no caso chinês, o modelo ELG é mais complexo do que simplesmente considerar o papel das exportações. Uma análise inicial nos dados dá suporte a essa visão. O painel (a) da Figura 1 apresenta a dispersão entre as taxas de crescimento do produto e do volume das exportações para economia chinesa. Há uma correlação positiva, como era esperado (significativa ao nível de 10%) e frequentemente revelado por estudos de ELG³. Contudo, a relação entre as duas variáveis é muito fraca: um crescimento de 1 ponto percentual nas exportações está associado a um crescimento inferior a 0,1 ponto percentual no produto.

¹ Nessa lógica está o “aumento” do espaço, dado o maior tempo necessário para cobri-lo, aumentando as distâncias econômicas e influenciando na forma em que se estruturam os fluxos de comércio internacional, além de condicionar os investimentos privados em vários setores.

² Parte significativa da literatura sobre ELG concentrou-se exclusivamente no papel das exportações (por exemplo, Yao, 2018), seja estimando elasticidades de exportação de preço e renda em funções de exportação (por exemplo, Ang et al., 2015) ou investigando o crescimento associado às exportações (por exemplo, Tingvall e Ljungwall, 2012).

³ Rajan; Subramanian (2011) apontam que praticamente todos os países que tiveram crescimento sustentável no pós-guerra experimentaram grandes elevações de suas exportações, particularmente de manufaturados.

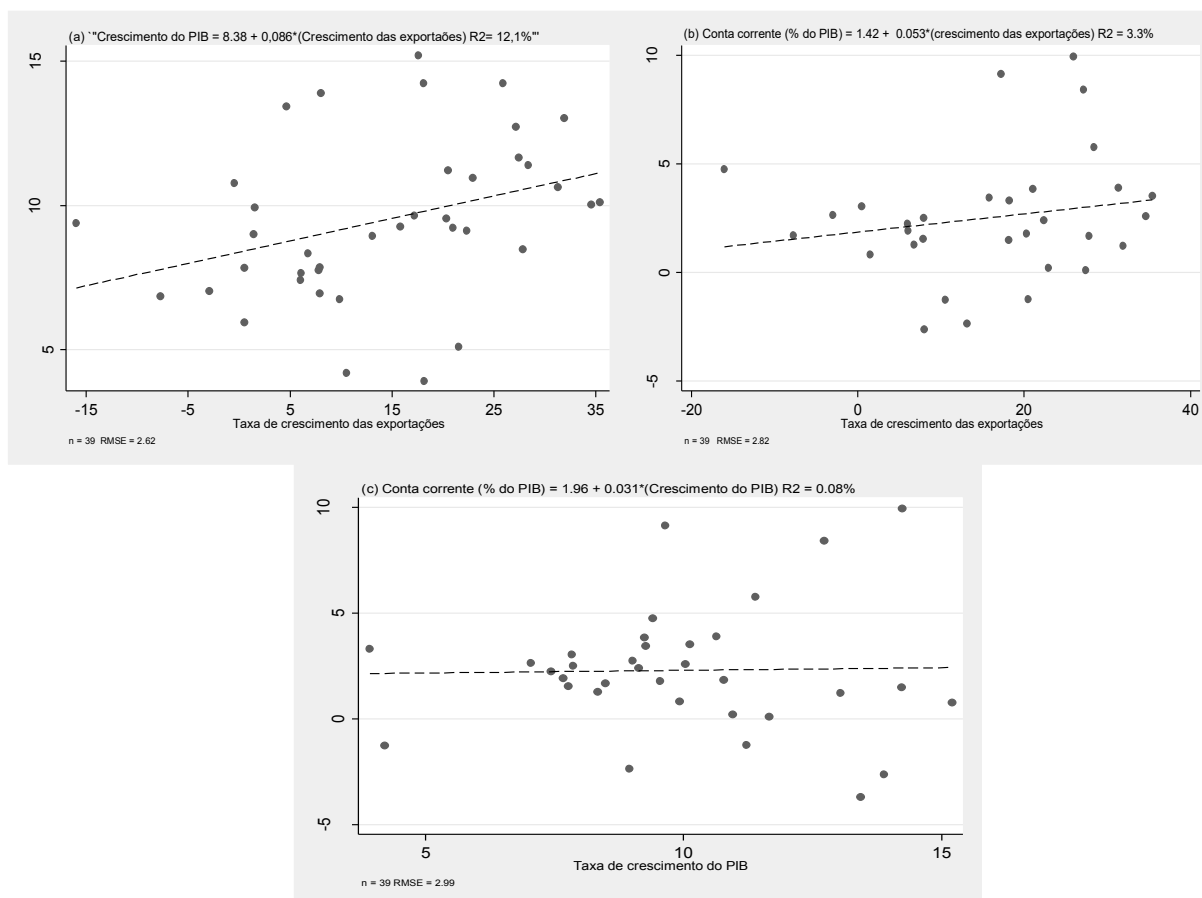
Outro indicador normalmente considerado como um reflexo de uma estratégia bem-sucedida da literatura de crescimento liderado pela exportação é a melhoria no saldo da conta corrente (% do PIB). Entretanto, conforme o painel (b), não há evidências de uma correlação estatisticamente significativa entre a conta corrente da China (% do PIB) e a taxa de crescimento do seu volume de exportações⁴. Do mesmo modo, as variações na conta corrente (% do PIB) não estão significativamente associadas à dinâmica de crescimento do produto, painel (c). Longe de ser definitivo, essa evidência sugere que, para analisar o desempenho da economia chinesa sob o modelo de crescimento baseado nas exportações, são necessários outros tipos de abordagens, tais como em Felipe e Lanzafame (2020), que encontraram evidências de que a dinâmica da demanda agregada e sua composição superam o papel dos choques do lado da oferta na China, no longo prazo.⁵

Portanto, neste artigo, é considerada a interação entre exportações, importações e o estoque de infraestrutura como um fator determinante do desempenho do comércio exterior e do crescimento chinês. Além disso, variáveis de controle do lado de oferta e demanda são consideradas. Nesse sentido, buscamos averiguar também, empiricamente, a situação descrita pela Nova Geografia Econômica, qual seja, a existência de custos de transporte (no caso deste artigo, uma espécie de “custos de infraestrutura”, que englobam os custos de transporte) que podem impactar no comércio exterior, além da teoria de ELG, o que será mais explorado na seção 2.

⁴ Embora isso poderia ser esperado, já que as importações possuem outros determinantes, não somente o efeito indireto de se importar mais componentes a fim de exportar.

⁵ Vale ressaltar que a Figura 1 trata de simples dispersões não implicando que há uma relação de causa-efeito entre elas, mas apenas uma análise inicial.

Figura 1 – As relações entre o crescimento do produto, o crescimento das exportações e a conta corrente (% do PIB) na China, 1981–2016



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados de WDI e UNCTAD.

Por óbvio, um país pode experimentar um crescimento liderado pelo consumo, pelo investimento ou pelos gastos públicos, contudo, todos estes são componentes da demanda agregada e possuem um conteúdo de importação.⁶ Caso uma economia não alcançar receitas de exportação suficientes para realizar suas importações (o conteúdo de importação dos outros componentes da demanda), em algum momento⁷, ao menos parcialmente, o ajuste será pela renda, que terá de ser restringida – para as importações também se reduzirem. Diante disso, as exportações desempenham um papel muito significativo.

⁶ As exportações podem ser consideradas o único componente da demanda “autônoma” de uma economia, no sentido que a sua demanda emana de fora da economia doméstica. Por outro lado, a maior parte da demanda de consumo e investimento depende do crescimento da renda interna. Um segundo argumento é que as importações podem ser mais produtivas do que os produtos domésticos, como alguns bens essenciais para o desenvolvimento, a exemplo dos bens de capital. Este é o argumento do lado da oferta para o crescimento liderado pelas exportações (Feder, 1983). Ainda, a sofisticação da pauta de exportação de um país é um bom indicador de seu crescimento futuro (Hausman et al. 2007).

⁷ Movimentos chamados “*sudden stops*”, quando os agentes não percebem mais como sustentável a situação do BP, o que gera uma corrida especulativa de saída de capitais. Isso tem efeitos adversos no PIB, com efeitos entre 5 a 10% do PIB no período de 2-3 anos. Ver, sobre isso, por exemplo, Calvo et al. (2014) e Williamson (2005).

As evidências para muitos países em desenvolvimento têm mostrado que, no longo prazo, eles não podem crescer mais rápido do que a taxa consistente com o equilíbrio do Balanço de Pagamentos (BP), a menos que possam financiar seus déficits cada vez maiores – que é o caso para um número pequeno de economias. Desse modo, os países que se encontram com problemas no BP devem restringir o crescimento, mesmo quando a economia ainda tem capacidade ociosa e mão de obra disponível. Assim, percebe-se que as exportações, além do seu efeito direto sobre a demanda, possuem um efeito indireto, ao permitirem que todos os outros componentes da demanda aumentem mais rapidamente de forma sustentável. Portanto, a taxa de crescimento de longo prazo de uma economia se harmoniza com as exportações.

Então, o crescimento impulsionado pelas exportações pode ser o suporte de um processo de desenvolvimento sustentável, caso elas permitirem a redução da restrição de longo prazo imposto pelos resultados (negativos) no BP (Ferreira-Filho; Fraga, 2020). Assim, estudar os impactos da infraestrutura sobre as elasticidades-renda de exportações e importações para a economia chinesa pode demonstrar o papel de relevância da quantidade, qualidade e disponibilidade de infraestrutura para a expansão do comércio e redução dos déficits comerciais. Se for esse o caso, maiores investimentos em infraestrutura passariam a ser uma das prioridades para os *policymakers* dos países em desenvolvimento.

Logo, este artigo aborda quais os impactos da infraestrutura sobre as elasticidades-renda de exportações, importações e sobre a razão das elasticidades de comércio exterior para a economia chinesa. Para tanto, este artigo está organizado da seguinte forma. A seção 2 resgata brevemente o modelo de crescimento de equilíbrio do balanço de pagamentos e a Nova Geografia Econômica como embasamento teórico para as estimativas empíricas; além disso, apresenta as estimativas das elasticidades-renda variáveis no tempo. Na seção 3, destaca-se a relevância da infraestrutura para o comércio exterior, os resultados e suas possíveis implicações. Por fim, temos as considerações finais, já na Seção 4.

2. Modelo de crescimento com restrição no balanço de pagamentos

O conceito de crescimento restrito pelo balanço de pagamentos (*Balance-of-Payments Constrained – BoPC – growth*) foi proposto por Thirlwall (1979) e deu origem⁸ a uma grande

⁸ Harrod (1933), com seu “multiplicador estático de comércio exterior”, já demonstrava que a renda se adaptava para que houvesse um ajuste no BP, e não os preços relativos. Depois disso, Prebisch (1950, 1959) apontava para a possibilidade de o crescimento dos países em desenvolvimento fossem uma parcela do crescimento dos desenvolvidos, de acordo com a razão das elasticidades renda das exportações e das importações, em seu modelo “centro-periferia”. Ainda, podemos ressaltar o modelo de dois hiatos de Chenery e Bruno (1962).

literatura teórica e empírica⁹. A hipótese fundamental do modelo de Thirlwall (1979) é que, no longo prazo, os países não podem incorrer em déficits em conta corrente sistematicamente, portanto, sua conta corrente precisa estar equilibrada. Logo, o termo crescimento BoPC engloba a ideia de que o desempenho de um país nos mercados externos pode, em última instância, restringir o crescimento da economia a uma taxa abaixo daquela que as condições internas justificariam.

Para implementar empiricamente a noção do crescimento BoPC, consideram-se as seguintes especificações para as funções de demanda de exportação e importação:

$$X_t = \left(\frac{P_{dt}}{P_{ft}}\right)^\eta Z^\varepsilon \quad (1)$$

$$M_t = \left(\frac{P_{dt}}{P_{ft}}\right)^\theta Y^\pi \quad (2)$$

Em que t indica o tempo, X, M, Y e Z são, respectivamente, os fluxos de exportações, importações, renda interna e mundial (em termos reais), P_d e P_f são preços internos e externos (medidos em moeda comum), $\eta < 0$ e $\theta > 0$ são elasticidade-preço (medidas de competitividade de preços), ao passo que $\varepsilon > 0$ e $\pi > 0$ são as elasticidades-renda das exportações e importações (medidas de competitividade não-preço), respectivamente. Os dois últimos desempenham um papel crucial neste modelo, como será visto a seguir.¹⁰

Em uma economia em crescimento, a restrição de longo prazo imposta pelo equilíbrio do BP requer que as exportações e as importações cresçam na mesma taxa, ou seja ($x_t = m_t$). As séries das taxas de crescimentos de exportações e importações para economia chinesa são apresentadas na Figura 2. As duas séries atingiram o seu maior valor por volta de 1985 (exportações) e 2003 (exportações e importações), mas com tendência de queda após os últimos períodos de pico, com valores negativos e/ou taxa de crescimento negativa.

Com log-linearização das Equações (1 e 2), e as diferenciando com relação ao tempo, a condição de equilíbrio ($x_t = m_t$) pode ser escrita como:

$$\eta(p_{dt} - p_{ft}) + \varepsilon z_t = \theta(p_{dt} - p_{ft}) + \pi y_t \quad (3)$$

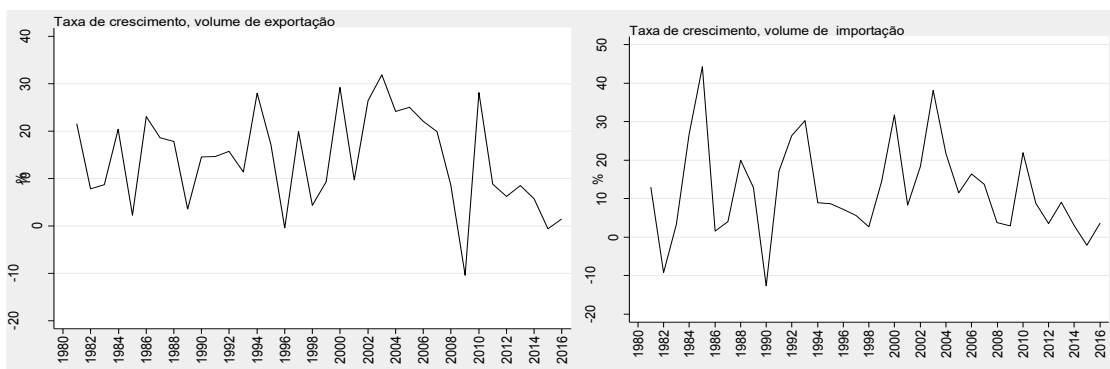
⁹ Como McCombie e Thirlwall (1997); Moreno-Brid (1998-1999, 2003); Barbosa Filho (2001); Ferreira e Canuto (2001); Vera (2006); Araújo e Lima (2007); Meyrelles Filho et al. (2013); Ribeiro et al. (2015); Guarini e Porcile (2016); Missio et al. (2017); Porcile e Spinola (2018); Spinola (2020); Felipe e Lanzafame (2020); Sasaki (2021); dentre outros.

¹⁰ Esta seção e as seções 3 e 4, onde são estimadas as elasticidade-renda das exportações e importações, seguimos Felipe e Lanzafame (2020) como referência para toda a discussão das elasticidade-renda variável no tempo, na estrutura e na estratégia empírica.

Onde as letras minúsculas denotam as taxas de crescimento das variáveis. Assumindo termos de troca constantes ($p_{dt} - p_{ft}$), a equação (3) pode ser reescrita como:

$$y_b = \left(\frac{\varepsilon}{\pi}\right) z_t \quad (4)$$

Figura 2 – Taxas de Crescimento dos Volumes de Exportações e Importações



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da UNCTAD.

Logo, o produto da taxa de crescimento da renda mundial vezes a razão das elasticidades-renda das exportações e importações (equação 4) reproduz um limite para o crescimento de longo prazo, o qual restringe o crescimento atual quando y_b é menor do que sua taxa de crescimento potencial. Quando a equação (4) é reescrita com a razão entre a taxa de crescimento interna e externa no lado esquerdo, tem-se o modelo centro-periferia de Prebisch (1950, 1959) e também a base da regra de 45-graus de Krugman (1989), sendo que o primeiro foca na tendência secular da queda dos preços relativos da periferia frente ao centro, o que fazia com que seu crescimento era uma fração desse grupo.

Sendo assim, o pressuposto é que a direção de causalidade na equação (4) vai das elasticidades-renda para a taxa de crescimento do produto, por meio da restrição do balanço de pagamentos sobre a demanda. Essas elasticidades-renda são em grande parte determinadas pelas características não relacionadas ao preço das exportações e importações, como a qualidade e a variedade dos bens produzidos, dentre outros. Desse modo, *ceteris paribus*, quanto melhores forem essas características, maiores serão as exportações do país para uma dada taxa de crescimento da economia mundial (ou seja, quanto maior for ε) e menor será o volume das importações para cada um dos componentes da demanda agregada (ou seja, quanto menor for π).

Dado que $\varepsilon z_t = x_t$, a equação (4) também pode ser expressa como:

$$y_B = \frac{x_t}{\pi} \quad (5)$$

Assim, y_B será dado pela razão entre a taxa de crescimento das exportações e a elasticidade-renda das importações – conhecida como Lei de Thirlwall. Logo, a qualidade de ajuste da equação (5) ao crescimento real depende essencialmente da estimativa da elasticidade-renda da demanda por importações ($\hat{\pi}$), que pode ser retirada de uma função agregada de importação padrão, como a especificação log-linear da equação (2):

$$\log M_t = \gamma + \theta(\log P_{dt} - \log P_{ft}) + \pi \log Y_t + u_t \quad (6)$$

Nesse tipo de estimação, a estacionariedade da série é necessária, já que o interesse está no crescimento de longo prazo. De fato, como essas séries costumam apresentar raiz unitária, a equação (6) é normalmente estimada por técnicas de cointegração e vetor de correção de erros (VEC) (Bagnai, 2010).

Além dessa abordagem teórica, o presente artigo tem por objetivo fornecer elementos empíricos que sustentariam, de certa maneira, a Nova Geografia Econômica. Nessa teoria, a potencial rivalidade entre retornos crescentes de escala e custos de transporte seria relevante para compreender a geografia de diversas atividades econômicas atualmente (Krugman, 1995). Os custos de transporte são o parâmetro definitivo para o nível de aglomeração ou de dispersão das atividades produtivas e dos trabalhadores (Krugman, 1991; Fujita et al., 1999). Caso os custos de transporte sejam elevados, as transações de bens entre as regiões são desencorajadas – por mais que isso também levasse à existência de produção em mercados locais, espaçados.

Logo, a existência de custos de transporte (no caso deste artigo, uma espécie de “custos de infraestrutura”, em que os custos de transporte estão incluídos) pode impactar também no comércio exterior, com efeitos adversos sobre o crescimento BoPC. Sendo assim, quer-se testar neste artigo a possibilidade de que esses custos de infraestrutura, caso reduzidos (com uma maior e melhor oferta de infraestrutura na economia chinesa), possam influenciar positivamente a razão entre as elasticidades de comércio, particularmente sobre a variação das exportações. Para tal, na próxima subseção, faremos a estimativa das elasticidades-renda e, por conseguinte, da taxa de crescimento BoPC.

2.1 Estimativa das elasticidade-renda variável no tempo

A literatura disponível na estimação das elasticidades-renda das exportações e das importações para países em desenvolvimento é vasta. López e Thirlwall (2006), por exemplo, fazem esse exercício para 17 países latino-americanos no período entre 1977-2002 através de séries temporais empilhadas para as elasticidades renda das importações. Também é feita

uma análise para a região como um todo e para os países individualmente com regressões com dados empilhados, mas utilizando-se um período móvel de 13 anos, terminando em 1989-2002. Britto e McCombie (2009), por sua vez, também estimam essas elasticidades para verificar a existência da restrição externa no caso brasileiro. Para tal, utilizam a metodologia VAR (*Vector Autoregression*) e VEC (*Vector Error Correction*) dada a preocupação com a possibilidade de não estacionariedade das séries, o que poderia indicar regressões espúrias.¹¹

Assim, seguindo outra abordagem a partir de Felipe e Lanzafame (2020), esta subseção fornece estimativas das elasticidades-renda das exportações (ε_t), importações (π_t) e da taxa de crescimento BoPC (y_B) que variam no tempo, fundamentando-se nas técnicas de filtragem de Kalman.¹² Modelos com parâmetros que variam no tempo podem acomodar e considerar mudanças nas características estruturais de uma economia, o que pode ter um impacto nas elasticidades do comércio. Posto que a potencial presença de raiz unitária das variáveis na versão log da função de importação da equação (6) torna o uso do filtro de Kalman impraticável neste caso, logo, contamos com a versão da taxa de crescimento da função de importação em (2). Portanto, é empregado um modelo de espaço de estado com parâmetros variáveis no tempo, estimado com base no algoritmo recursivo do filtro de Kalman.¹³ Um modelo de espaço de estado consiste em dois conjuntos de equações, chamados medição e estado. A abordagem de filtragem de Kalman fornece estimativas ótimas para variáveis de estado com base nas informações dessas duas fontes. Desse modo, o modelo para estimação das elasticidades-renda do comércio exterior consiste no seguinte sistema de equações, com a relação de crescimento das importações (7) sendo a equação de medição, e as equações (8) e (9) as duas de estado:

$$m_t^T = \theta_t r p_t + \pi_t y_t^T + u_t \quad (7)$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + v_t \quad (8)$$

$$\pi_t = \pi_{t-1} + v_t \quad (9)$$

Em que as letras minúsculas denotam taxas de crescimento; $r p_t = (p_{dt} - p_{ft})$ e os termos u_t e v_t são os termos de erros independentes e normalmente distribuídos, com média

¹¹ Para uma revisão atualizada sobre o assunto, ver Blecker (2021b).

¹² É comum o uso do filtro de Kalman na literatura para estimar as tendências de longo prazo das variáveis, visto que os seus resultados fornecem um bom desempenho. Tomando como exemplo o trabalho de Felipe e Lanzafame (2020), que estimam as elasticidades-renda do comércio exterior, ao nosso conhecimento, o primeiro trabalho a fazer isso. Outros trabalhos encontraram evidências de variação temporal na taxa de crescimento do produto ou produtividade (Roberts 2001; Gordon 2003), preços de energia (Pindyck 1999) e desemprego (Richardson et al. 2000). Para uma síntese do filtro de Kalman, ver Anexo A1.

¹³ Uma extensa quantidade de modelos de séries temporais pode ser escrita e estimada como casos especiais de uma especificação de espaço de estado. Ver Harvey (1989) para exemplos extensivos de aplicações de modelos de espaço de estados.

zero e variância constante (i.i.d.). Os parâmetros θ_t e π_t são, respectivamente, as elasticidades-preço e renda, sendo variáveis no tempo das importações. A estimativa variável no tempo para a elasticidade-renda das exportações da China é obtida a partir do seguinte modelo de espaço de estado:

$$\mathbf{x}_t^T = \eta_t \mathbf{r} \mathbf{p}_t + \varepsilon_t \mathbf{z}_t^T + \mathbf{u}_t \quad (10)$$

$$\eta_t = \eta_{t-1} + \zeta_t \quad (11)$$

$$\varepsilon_t = \varepsilon_{t-1} + \xi_t \quad (12)$$

em que \mathbf{x}_t^T é a tendência da taxa de crescimento do volume de exportação; $\mathbf{r} \mathbf{p}_t = (\mathbf{p}_{dt} - \mathbf{p}_{ft})$; \mathbf{z}_t^T é a tendência da taxa de crescimento da produção mundial (medida em dólares); η_t e ε_t são, respectivamente, a elasticidade-preço e de renda das exportações.

Sendo a taxa de crescimento do BoPC considerada uma restrição de longo prazo ao crescimento, é necessário filtrar o estimador π_t e, desse modo, a relação entre as taxas de crescimento das importações e as flutuações de curto prazo do produto.¹⁴ Em vista disso, para estimar a equação (7) e (10), utilizamos $(\mathbf{m}_t^T, \mathbf{y}_t^T)$ e $(\mathbf{x}_t^T, \mathbf{z}_t^T)$ que representam, na ordem, a tendência das taxa de crescimento das importações e da produção nacional, e a tendência das taxa de crescimento das exportações e tendência da taxa de crescimento da produção mundial.¹⁵ Destaca-se ainda que, para capturar possíveis quebras de nível ou padrões de tendência, foi imposta uma raiz unitária nas equações de estado, um procedimento padrão na literatura sobre modelagem de espaço de estado (Harvey, 1989).¹⁶

A estimativa da taxa de crescimento restrita pelo BP variável no tempo (\mathbf{y}_{Bt}) para o período de 1981-2016 é elaborada da seguinte forma¹⁷:

$$\mathbf{y}_{Bt} = \frac{\mathbf{x}_t^T}{\hat{\pi}_t} \quad (13)$$

¹⁴ Ainda que, as equações (4) e (5) descrevam uma condição de equilíbrio de longo prazo consistente com os preços relativos constantes no longo prazo, as mudanças nos preços relativos necessitam ser incluídas na equação (7) para controlar seus efeitos de curto prazo sobre as importações, caso contrário, a função de demanda de importação seria mal especificada e o π estimado seria enviesado.

¹⁵ As duas taxas de tendência de crescimento são obtidas por meio do filtro de domínio de frequência desenvolvido por Corbae et al. (2002) e Corbae e Ouliaris (2006). Conforme Felipe e Lanzafame (2020), o filtro Corbae-Ouliaris concede várias vantagens em relação às alternativas disponíveis, como o filtro Hodrick-Prescott comumente usado, ou o filtro Baxter-King. Esse filtro pode lidar com tendências estocásticas e determinísticas, evitando o problema do ponto final, estimando pontos finais diretamente, assim, não sendo necessário a definição de um parâmetro a priori, exceto o intervalo do ciclo de negócios.

¹⁶ As séries temporais para as variáveis de estado são obtidas aplicando o procedimento de suavização de Kalman. Para mais detalhes do procedimento, ver Felipe e Lanzafame (2020).

¹⁷ A qual é a versão fraca da Lei de Thirlwall, sendo que a versão forte teria o numerador como a multiplicação da elasticidade-renda das exportações e da taxa de crescimento da renda externa.

Em que $\hat{\pi}_t$ é a estimativa da elasticidade-renda das importações retirada do modelo de espaço de estado equações (7), (8) e (9) e x_t^T é a tendência da taxa de crescimento das exportações. De forma sintética, as estimativas das elasticidades-renda tiveram o seguinte tratamento: primeiro, foram estimadas as tendências das taxas de crescimento das importações, da produção nacional, da taxa de crescimento das exportações e da taxa de crescimento da produção mundial com auxílio do filtro de domínio de frequência (filtro Corbae-Ouliaris). Segundo, com o preço relativo das importações e as variáveis de tendência foram estimadas as elasticidades-renda com o auxílio do modelo de espaço de estado tempo (estimado com base no algoritmo recursivo do filtro de Kalman).¹⁸ Na Figura 3 estão o numerador e o denominador de y_{Bt} (equação 13).

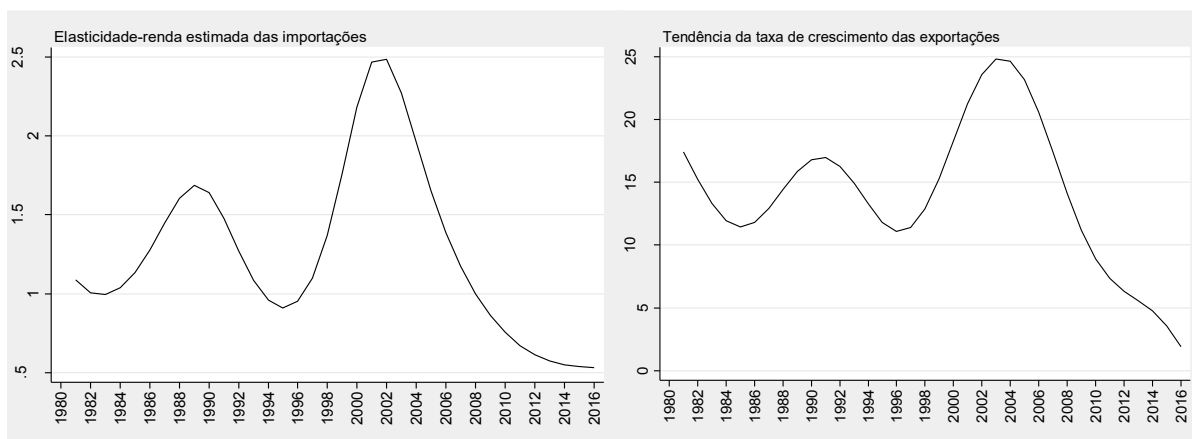
A elasticidade-renda das importações saltou de 1 em 1981 para 1,7 em 1989 (Figura 3), refletindo a maior integração da China ao comércio mundial e sua estratégia de substituição de importações (maior importação de bens de capital), na medida que sua renda aumentava. Um período de queda acentuada entre 1990 e 1995, período que inclui sanções comerciais. Já no início dos anos de 2000, com a liberalização comercial e com a entrada da China à Organização Mundial do Comércio, a elasticidade-renda atingiu o seu maior valor: 2,5.¹⁹ De fato, à medida que o PIB da China aumentava, suas importações se tornavam progressivamente mais complexas (maquinários, produtos químicos e bens de consumo mais sofisticados), em um primeiro momento – com o esperado aumento das importações. A continuação da transformação estrutural da economia chinesa e de sua crescente integração comercial explicam a queda das elasticidades nos anos subsequentes. Esse declínio é consistente com a mudança gradual para um novo modelo de crescimento, o qual atribui um papel mais importante para a demanda doméstica, em oposição à externa (Felipe e Lanzaflame, 2020).

¹⁸ A Tabela 2 na seção 3.2 apresenta uma descrição e a fonte dos dados utilizados por este artigo.

¹⁹ Felipe e Lanzaflame (2020) encontraram um valor de 2.7. Hong et al. (2016), com estimativas pontuais, encontraram valores entre 1,5 a 2.

Figura 3 – Elasticidade de renda estimada das importações e da tendência da taxa de crescimento das exportações, China, 1981–2016

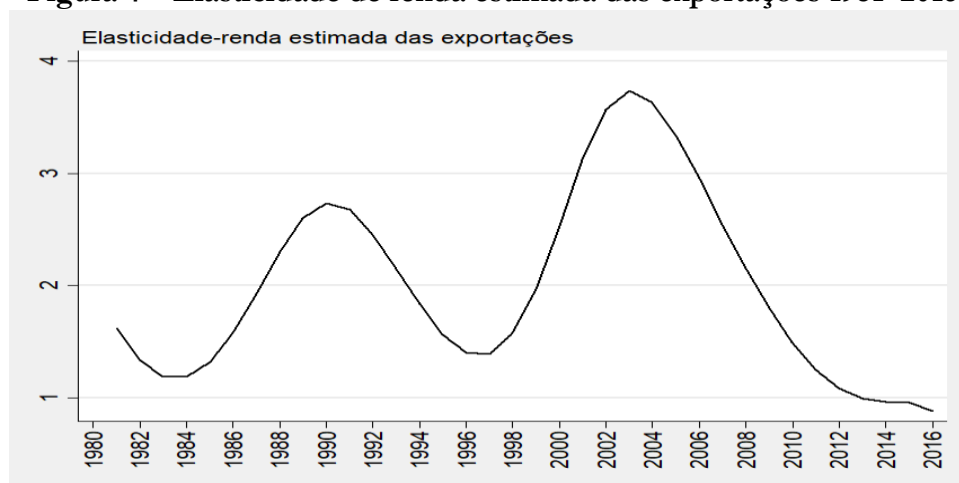
Fonte: Elaborado pelos autores.



Por outro lado, a tendência da taxa de crescimento das exportações oscilou em torno de 15% ao ano até início dos anos 2000. Visto que $\varepsilon z_t = x_t$, e o crescimento da renda mundial (z_t) foi muito menor, desse modo, a elasticidade-renda das exportações (ε) aumentou rapidamente, alcançando valores elevados, parte do processo de transformação estrutural.

A elasticidade-renda estimada das exportações (Figura 4) apresentou uma queda acentuada a partir do início dos anos 2000, de acordo com a hipótese de mudança estrutural. Novamente, este resultado é consistente com Zhang (2016) e Felipe e Lanzafame (2020), os quais apontam uma mudança gradual para um novo modelo de crescimento, menos dependente das exportações e, desse modo, da dinâmica da economia mundial – ou seja, mais focalizado do consumo doméstico.

Figura 4 – Elasticidade de renda estimada das exportações 1981–2016



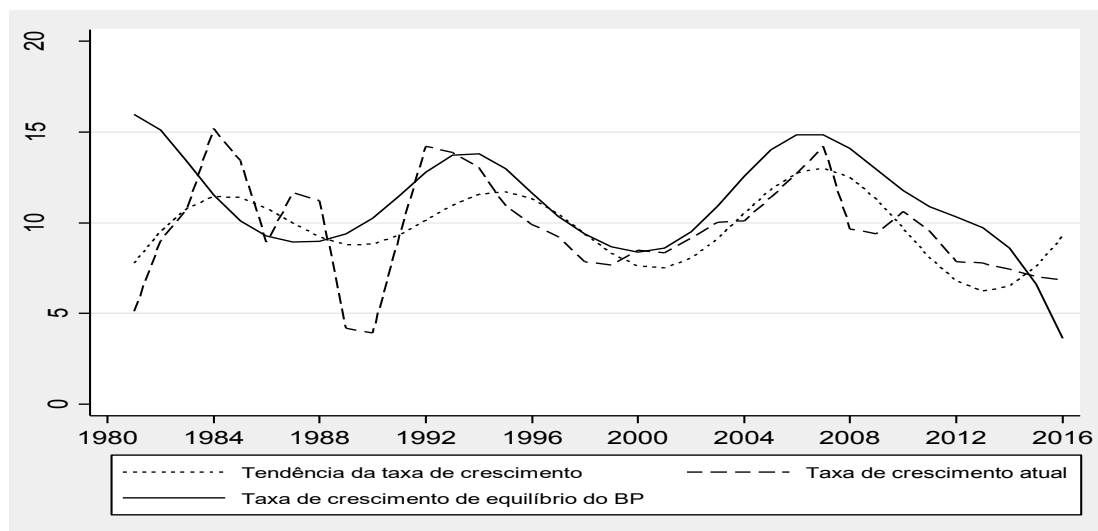
Fonte: Elaborado pelos autores.

A taxa de crescimento BoPC (y_B), Figura 5, apresentou uma variação significativa ao longo do tempo, similares aos resultados de Felipe e Lanzafame (2020), alcançando um valor máximo de 15,5% em 2006–2007, resultado de uma taxa de crescimento muito elevada das exportações e uma elasticidade das importações já em declínio. A taxa de crescimento BoPC (y_B) ficou acima da taxa de crescimento real e isso deu origem ao acúmulo de superávits no BP.²⁰ A interpretação em termos do modelo BoPC é que a China não cresceu mais rápido por causa de um teto de capacidade final. De outra forma, o lado da oferta (fatores de produção) limitou, ao invés de determinar, o crescimento da China, apesar dos vultuosos investimentos em infraestrutura.²¹

²⁰ Foi executado o teste vif (*variance inflation factor*) entre as variáveis utilizadas: tendência da taxa de crescimento das exportações (Corbae-Ouliaris) e estimativas das elasticidades-renda das importações e exportações (modelo de espaço de estado) para a estimação da taxa de crescimento BoPC em relação a taxa de crescimento real para captar eventual impacto de multicolinearidade no modelo. Os resultados não apresentaram problemas de multicolinearidade.

²¹ Para uma discussão entre os ajustes de oferta, demanda e setor externo, ver Dávila-Fernandez e Oreiro (2018), e Porcile e Spinola (2018).

Figura 5 – Taxa de crescimento real, tendência e taxa de crescimento BoPC da China, 1981 – 2016



Fonte: Elaborado pelos autores.

Com algumas exceções, a taxa de crescimento BoPC ficou sempre acima tendência da taxa de crescimento, particularmente a partir do início dos anos 1990. Ainda, pode-se observar uma clara correlação positiva entre elas. Interpretação análoga se aplica à relação entre a taxa de crescimento BoPC e a taxa real de crescimento, em linha com a hipótese de Thirlwall de que a taxa de crescimento BoPC representa um limite de longo prazo para o crescimento real. Aqui vale apontar discussão relativamente recente sobre a possibilidade de que determinados testes empíricos acerca da validade da Lei de Thirlwall como em Clavijo e Ros (2015), Razmi (2016), Blecker (2019, 2021). Em resumo²², se discute a possibilidade de que testes que foquem na comparação entre as taxas de crescimento efetivamente observadas e as taxas de crescimento BoPC poderiam ser testes de uma quase identidade, sem capturar o sentido da Lei de Thirlwall na qual o BP restringe o crescimento econômico. Ou seja, a crítica sugere que o poder do teste é baixo para rejeitar a hipótese de que essas duas taxas de crescimento sejam iguais (Blecker, 2021). Felipe et al. (2019) e Felipe e Lanzafame (2020) fazem testes mais promissores que tendem a possuir maior poder, reduzindo a preocupação com o problema da tautologia nos testes empíricos, sendo que utilizamos o segundo como referência neste trabalho.

²² Para mais detalhes, ver Blecker (2019) e Blecker (2021).

2.2 A taxa de crescimento BoPC e o crescimento de longo prazo

Assim, para que a taxa de crescimento do BoPC possa ser considerada uma espécie de taxa de crescimento de longo prazo chinês, é necessário que, em média, a taxa de crescimento real não seja significativamente diferente da taxa de crescimento BoPC. De outra forma, $y_t - y_{Bt} = ydiff_t = 0$. Seguindo testes aplicados mais recentemente na literatura (Felipe et al., 2019 e Felipe e Lanzafame, 2020), duas hipóteses são testadas: testes de raiz unitária em $ydiff_t$ (Hipótese 1), e se a taxa de crescimento do BoPC não difere significativamente da tendência da taxa de crescimento (Hipótese 2).²³ Os resultados estão na Tabela 1.

Tabela 1 – Testes de Hipóteses I e II

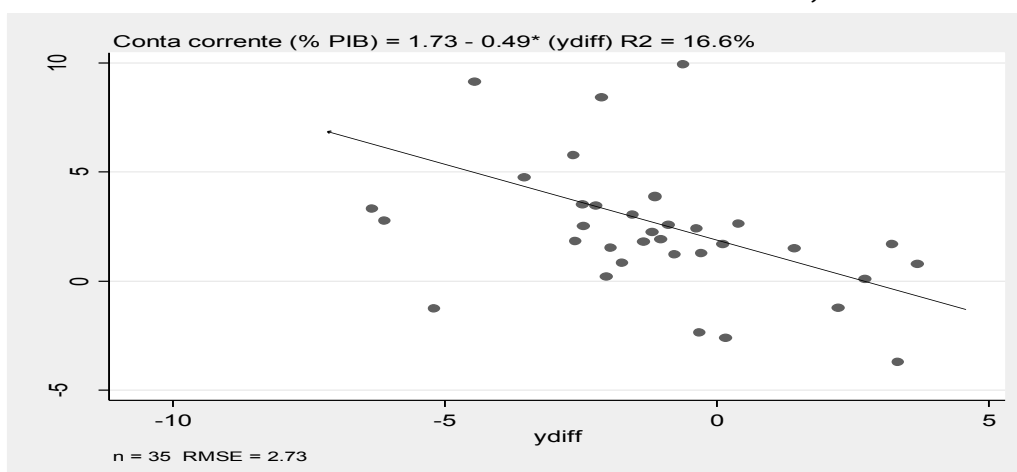
Hipótese 1: Testes de raiz unitária em $ydiff_t$			
	DF-GLS	KPSS	Dickey-Fuller
	-3.41**	-4.28***	-4.28***
Hipótese 2: Teste baseado em $y_{Bt} = \alpha + \beta y_t^T + u_t$			
y_t^T	0.826***	-	
Constante	3.180		
R ²	0.312		
Estatística em $H_0: \beta = 1$	0.54		
Estatística em $H_0: (\alpha, \beta) = (0, 1)$	3.47		
Teste t pareado	2.60		

Nota: ***, ** e * indicam, respectivamente, significância no nível de 1%, 5% e 10%.

Os resultados dos testes de raiz unitária indicaram que $ydiff_t$ é um processo estacionário, ou seja, não segue um passeio aleatório. A hipótese de que y_{Bt} difere de y_t é rejeitada, apesar da constante não significativa, a estatística F no conjunto e o teste t pareado confirmam esse resultado – que também poderia ser estimada através de um processo autorregressivo (AR). Assim, a série não possui raiz unitária e tende a reverter à média zero, o que implica que a taxa de crescimento efetiva tende a se igualar à taxa BoPC na média, uma vez que divergências de curto prazo não persistem a médio e a longo prazos. Além disso, a teoria de crescimento BoPC prevê que, se $ydiff_t > 0$ (ou < 0), haveria uma tendência de mudanças negativas (positivas) no saldo em conta corrente. De fato, esse parece o caso da economia chinesa, Figura 6.

²³ Para uma análise mais detalhada dessas hipóteses ver, por exemplo: Elliott et al. (1996); Felipe e Lanzafame (2020).

Figura 6 – Relação entre a conta corrente (% PIB) e os desvios da taxa de crescimento real da taxa de crescimento BoPC chines, 1981–2016



Fonte: Elaborado pelos autores.

Logo, considerando a questão da possível tautologia dos testes empíricos, utilizamos como referência testes mais promissores na literatura recente (conforme indicado em Blecker, 2021). Portanto, dada essa ponderação, é possível afirmar que esses resultados dão indícios de que a hipótese de que o desempenho do crescimento de longo prazo da China refletir proximamente a dinâmica de sua taxa de crescimento BoPC seja confirmada.

3. Infraestrutura e comércio exterior

Um estoque adequado de infraestrutura contribui para que um país desenvolva vantagens comparativas e alcance um maior nível de especialização produtiva. Em países em desenvolvimento, normalmente o alto custo dos serviços de infraestrutura afetam negativamente suas inserções no comércio internacional, com custos semelhantes aos de direitos aduaneiros, barreiras ou distorções cambiais. Realmente, os altos custos de transportes, telecomunicações, eletricidade, entre outros serviços de infraestrutura, bem como sua qualidade, afetam negativamente a produtividade dos fatores e a competitividade da produção doméstica e, portanto, das exportações. De outra forma, os altos custos de infraestrutura implicam no “aumento” do espaço, pelo maior tempo necessário para cobri-lo, sobrepondo as distâncias econômicas e interferindo na forma em que se organizam os fluxos de comércio internacional, além de condicionar os investimentos privados em vários setores (Rozas e Sanches, 2004; Sánchez, 2010).

Portanto, uma infraestrutura adequada é essencial para a promoção do comércio e na redução dos déficits comerciais. Nesse contexto, Hoekman e Nicita (2008), em um estudo para países em desenvolvimento, demonstraram que uma redução de 10% nos custos de

transporte aumenta o comércio em 6%; por outro lado, um crescimento de 10% no investimento geral em infraestrutura alavanca em 5% as exportações destes países. Em contrapartida, a falta de infraestrutura aumenta o custo de produção, reduz a lucratividade e a atividade econômica (Fraga, 2019; Rehman et al., 2020).

Fraga (2019), em um painel heterogêneo para economias da América Latina, encontrou um impacto positivo da infraestrutura na formação de capital privado. Além disso, demonstrou que a deterioração física do estoque de infraestrutura diminui a elasticidade do investimento privado, em relação aos seus determinantes, resultando em menor sensibilidade deste investimento a choques positivos. Por fim, a infraestrutura atua como um mecanismo que contribui para a distribuição de renda e redução da pobreza de uma região ou país (Medeiros et al., 2021).

Rehman et al. (2020) analisaram o impacto de curto e longo prazos da infraestrutura na exportação e no déficit comercial para uma amostra de países do sul da Ásia. Os resultados empíricos confirmaram a existência de um impacto significativo de longo prazo do índice agregado de infraestrutura nas exportações e nos déficits comerciais, com a infraestrutura promovendo as exportações e reduzindo o déficit comercial nessas economias.

Com referência à economia chinesa, Sahoo et al., 2010 investigam o papel da infraestrutura para o crescimento econômico controlando variáveis importantes, como investimento (privado e público), força de trabalho e capital humano usando técnicas de GMM e ARDL para período de 1975 a 2007. Os resultados sugerem que o estoque de infraestrutura, força de trabalho, investimentos públicos e privados desempenharam um papel importante no crescimento econômico. Mais importante, encontraram que o desenvolvimento da infraestrutura no país tem uma contribuição positiva e significativa para o crescimento maior do que o investimento público e privado, e uma causalidade unidirecional da infraestrutura para o crescimento.

Démurger (2001), usando dados em painel para uma amostra de 24 províncias chinesas (excluindo municípios) para o período de 1985 a 1998, encontrou que a dotação de infraestruturas (transporte e telecomunicações) contribuíram significativamente para as diferenças observadas no desempenho do crescimento entre as províncias. Na mesma linha, Yu et al., 2012 explorou o impacto da infraestrutura de transporte no crescimento econômico nas regiões chinesas. Usando dados em painel para uma amostra de 28 províncias e municípios no período de 1978 a 2008, encontram que há uma variação espacial significativa nos efeitos de produtividade da infraestrutura de transporte na China. Song e Geenhuizen (2014) indicam que o investimento em infraestrutura portuária tem um impacto positivo no

crescimento econômico regional na China. E, por fim, Li et al. (2018) indicam que há significativa relação entre a diferença de desenvolvimento do tráfego rodoviário (e também a baixa conectividade do tráfego rodoviário) e a diferença de desenvolvimento econômico na China de 1997 a 2015.

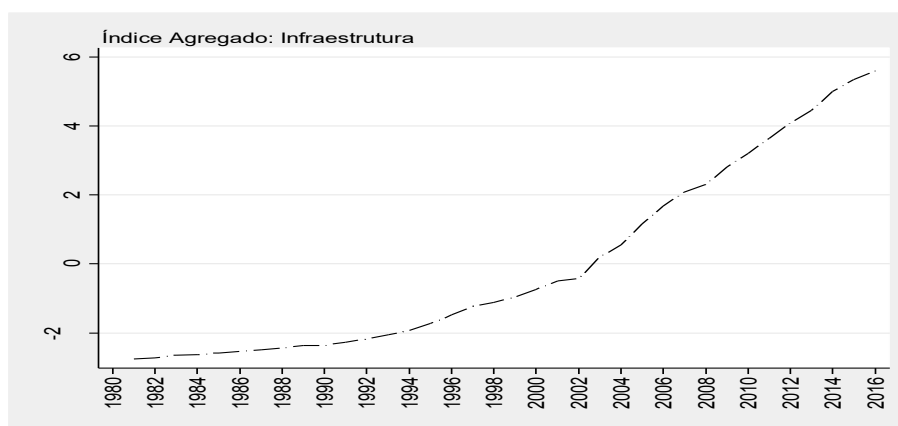
Um ponto importante é a qualificação do termo infraestrutura e quais os setores contemplados por ele. Para o Banco Mundial, infraestrutura econômica abrange os principais setores que subsidiam os domicílios e a produção, tais como: energia, transportes (rodovias, ferrovias, portos e aeroportos), tecnologias de informação e comunicação, fornecimento de água e saneamento e, ocasionalmente, setores de habitação e hidrocarbonetos. Como as externalidades criadas pelos investimentos em infraestrutura são amplas e significativas para basicamente todos os setores da economia, isso explica, em parte, a sua definição mais ampla. Neste trabalho será adotada a definição mais ampla, no entanto, na escolha dos dados serão considerados aspectos técnicos relativos ao tamanho da amostra, como a homogeneidade das séries de dados e o número de parâmetros a serem estimados.

Com base em um conjunto de dados anuais de 8 indicadores de quantidade de infraestrutura, desenvolvemos uma análise de componentes principais (PCA)²⁴, a fim de melhor compreender o papel da infraestrutura física nas elasticidades-renda das exportações e importações da economia chinesa. Mais especificamente, o objetivo principal deste artigo é investigar o efeito de longo prazo do índice agregado de infraestrutura (infraestrutura de transportes, infraestrutura de ciência, tecnologia e informação, e infraestrutura energética), nas elasticidades-renda das exportações e importações chinesas variáveis no tempo, estimadas na seção 3. Essa análise pode apresentar implicações importantes acerca da influência da infraestrutura sobre as elasticidade-renda do comércio exterior e, desse modo, sobre o crescimento econômico da China. As três subcategorias de infraestrutura utilizadas para construção do índice agregado e os resultados do PCA estão no Anexo (Tabela A1).²⁵ A figura 7 apresenta o índice agregado de infraestrutura empregados no exercício empírico.

²⁴ Seguimos a mesma estratégia de alguns estudos (Calderón et al. 2011; Francois e Manchin 2013; Fraga, 2019).

²⁵ A descrição e fonte dos dados estão na seção 5.

Figura 7 – Índice de Infraestrutura



Fonte: Elaborado pelos autores.

O primeiro componente principal (Componente1) representa 92.8% da variância total dos dados, sendo a referência para caracterizar o índice agregado de infraestrutura.²⁶ Na Tabela A1, o valor dos coeficientes (ou pesos) indica em que medida cada variável individual carrega o componente principal.²⁷

Observa-se que o índice que caracteriza os estoques de infraestrutura chinês apresentou uma aceleração em seu crescimento a partir da década de 1990, com aumento da inclinação da série. Isso foi acentuado no início dos anos 2000, o que, de certa forma, se correlaciona com o vultoso crescimento da economia chinesa no período.

3.1 Infraestrutura e elasticidades-renda: uma abordagem bayesiana

A análise da relevância da infraestrutura sobre as elasticidades-renda do comércio exterior é realizada por meio da ponderação bayesiana de modelos, ou *Bayesian Model Averaging* (BMA), desenvolvida por Magnus et. al (2010). O procedimento considera a possível endogeneidade de algumas variáveis e calcula uma média ponderada dos coeficientes de inúmeros modelos, com pesos dados pela probabilidade posterior de cada modelo (Moral-Benito, 2012). Replicando Stock e Watson (2012), é realizada uma representação generalizada de vários modelos que incluem métodos de encolhimento e bayesianos ponderados para um grande número de previsores por: $\hat{y}_{t+h/T} = \sum_{j=1}^r \psi(kt_j) \hat{b}_{Fj} \hat{F}_{t,j} + o_p$. Em que, \hat{b}_{Fj} é a estimativa de MQO e os resíduos são: $\epsilon_{t+h} = y_{t+h} - z_t' \hat{b}$ sobre $\hat{F}_{t,j}$ e t_j é a estatística do

²⁶ Após a redução de p para k dimensões, os k componentes principais serão os novos indivíduos e toda análise é feita utilizando-se os escores desses componentes. Antes de realizar a análise do componente principal, padronizamos nossos indicadores de estoque de infraestrutura por milhão de habitantes.

²⁷ Para maiores informações sobre o comportamento das variáveis selecionadas, ver Anexos (Tabela A2 – Matriz de Correlação, Tabela A3 – *Factor loadings (pattern matrix) and unique variances*, Figura A1 – *Screeplot* e Tabela A4 – para ver o teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO).

teste t com valor crítico c e variância estimada por método de Newy-West. O modelo bayesiano ponderado (BMA)²⁸ constrói \hat{m} estimado a ponderação de $m = 1, \dots, M$ modelos candidatos.

Seja $p(b|Z)$ a probabilidade do parâmetro b condicional as informações contidas em Z , como segue: $P(b|Z) = \sum_{m=1}^M p(b|Z, \hat{m})p(\hat{m}|Z)$, os pesos são escolhidos de forma a maximizar $p(b|Z)$. Considere uma função de b , dada por $g(b)$. A expectativa condicional de g em relação ao conjunto de dados em Z é: $E[g(b)|Z, \hat{m}]p(\hat{m}|Z)$. Seguindo Kim e Swanson (2014) e Koop e Potter (2004), duas funções são possíveis para g : $g = (1/T)$ e $g = (1/N^2)$. O modelo BMA pode ser escrito por: $\hat{y}_{t+h}^{*BMA} = \hat{b}\tilde{Z}_t$ em que, $\hat{y}_{t+h|T}^{*BMA} = [I_T - Z_t(Z_t'Z_t)Z_t']\hat{y}_{t+h}^{*BMA}$.

Nesse contexto, o estimador BMA pode ser estruturado a partir de uma regressão linear clássica com dois subconjuntos de variáveis explicativas: “regressores de foco e regressores auxiliares”. O primeiro subconjunto são variáveis explicativas que sempre fazem parte do modelo por motivos teóricos ou outras considerações sobre o fenômeno investigado. O segundo subconjunto são variáveis independentes adicionais, cuja inclusão no modelo é menos certa.

O problema da incerteza do modelo e da seleção de variáveis surge porque diferentes subconjuntos de regressores auxiliares podem ser excluídos para melhorar (em termos do erro quadrático médio) as estimativas de mínimos quadrados ordinários irrestritos. Quando existem k_2 regressores auxiliares, o número de modelos possíveis a serem considerados é 2^{k_2} . O estimador BMA fornece um método coerente de inferência sobre os parâmetros de regressão de interesse, levando em consideração explicitamente a incerteza devido às etapas de estimativa e seleção do modelo. Este estimador Bayesiano usa *priors* não informativos convencionais nos parâmetros de foco e variância do erro, e um *prior* gaussiano multivariado nos parâmetros auxiliares. As estimativas de BMA não condicionais são obtidas como uma média ponderada das estimativas para cada um dos modelos possíveis no espaço do modelo, com pesos proporcionais à probabilidade marginal da variável dependente em cada modelo. Um regressor auxiliar é considerado robusto se a razão 't' em seu coeficiente for maior que um em valor absoluto ou, equivalentemente, o intervalo de erro padrão correspondente não inclui zero. Alternativamente, a robustez dos regressores auxiliares pode ser avaliada com base em suas probabilidades de inclusão subsequentes. Especificamente, Masanjala e

²⁸ Para aplicações empíricas dos BMA em previsão, ver Koop e Potter (2004) e Kim e Swanson (2014).

Papageorgiou (2008) sugerem que uma probabilidade de inclusão subsequente (pip) de 0,5 corresponde aproximadamente a uma razão 't' de um em valor absoluto.

3.2 Fonte de dados e análise empírica

Para avaliar o impacto da infraestrutura nas elasticidades-renda das exportações e importações, no período 1981–2016, construímos índices de infraestrutura a partir da análise de componentes principais (PCA), o que foi discutido na subseção anterior. Seguindo a estratégia de Rehman et al. (2020), que analisaram o impacto da infraestrutura na exportação e déficit comercial para uma amostra de países do sul da Ásia, usamos como variável de controle o índice de qualidade das instituições²⁹ (q_i), que é um índice construído com base em dados coletados do *International Country Risk Guide* (ICRG). O índice considera seis variáveis de qualidade institucional, como situação da lei e da ordem, corrupção, estabilidade governamental, perfil de investimento, qualidade e responsabilidade burocrática. Com o objetivo de cobrir todos os principais aspectos da qualidade das instituições, é tomada a média dessas variáveis. As instituições, inclusive as públicas, também podem ter efeitos importantes sobre o comércio exterior. Alguns estudos argumentam que as instituições protegem e estimulam as trocas de mercado, como a proteção dos direitos de propriedade, baixas barreiras ao comércio internacional, impostos baixos e barreiras regulatórias mínimas. Para Gwartney et al. (2000), liberdade econômica significa que os direitos de propriedade são protegidos, que as pessoas têm liberdade de troca, que o governo fornece uma moeda estável e que o governo interfere na economia por meio de impostos e regulamentações. Isto posto, acrescentamos um índice de liberdade econômica (*free*) que consiste em cinco componentes: i) tamanho do governo; ii) estado de direito e proteção da propriedade privada; iii) força da moeda; iv) liberdade comercial; v) regulação da economia. Quanto melhor a economia for avaliada, maior será o valor do índice, que varia de 0 a 10.

Além disso, outras variáveis de controle foram consideradas: Capital humano (*ch*): proporção aluno-professor - ensino médio (*proxy* para produtividade), Consumo do governo (*cg*) e Taxa de câmbio (*tc*).

²⁹ $(V_i - V_{min}) / (V_{max} - V_{min})$: esta fórmula é aplicada para normalização. (V_i) é o índice original e (V_{min}) é o valor mínimo obtido pelo país no índice original.

Tabela 2 – Descrição e fonte dos dados

Lista de variáveis usadas para a estimativa de $\hat{\epsilon}_t, \hat{\pi}_t$ e y_{bt}	Notação	Fonte de dados
Tendência da taxa de crescimento das importações	m_t^T	Mercadoria: valor comercial, volume, valor unitário, índices de termos de troca e índice de poder de compra das exportações,
Preço relativo das importações	rp_t	anual, 1980–2016: UNCTAD
Tendência da taxa de crescimento das exportações	x_t^T	<i>World Development Indicators</i>
Tendência da taxa de crescimento da produção	y_t^T	
Variáveis independentes de $\hat{\epsilon}_t, \hat{\pi}_t$ e y_{bt} incluídas na análise de BMA		
Índice Infraestrutura Agregada	<i>infra</i>	
(i) assinaturas de telefonia fixa		<i>World Development Indicators</i>
(ii) assinaturas de celular		<i>World Development Indicators</i>
(iii) geração de capacidade elétrica (GW)		Canning (1998), <i>World Development Indicators</i> , UNCTAD
(iv) consumo de energia elétrica (GW)		Canning (1998), <i>World Development Indicators</i> , Federação Internacional de Estradas (IRF)
(v) comprimento da linha de trem (KM)		<i>World Development Indicators</i>
(vi) comprimento da estrada pavimentada (KM)		<i>World Development Indicators</i>
(vii) partidas aéreas registradas de passageiros		<i>World Development Indicators</i>
(viii) partidas aéreas registradas de transportadoras		<i>World Development Indicators</i>
Capital humano: proporção aluno-professor - ensino médio, (<i>proxy</i> para produtividade)	<i>ch</i>	<i>World Development Indicators</i>
Consumo do governo	<i>cg</i>	<i>World Development Indicators</i>
Qualidade institucional	<i>qi</i>	International Country Risk Guide
Índice de liberdade econômica	<i>free</i>	<i>Fraser Institute</i>
Taxa de câmbio (taxa de câmbio oficial)	<i>tc</i>	<i>World Development Indicators</i>

Fonte: Elaborado pelos autores.

A Tabela 2 apresenta as variáveis dependentes e independentes do modelo, descrição dos dados, notação, e suas respectivas fontes. Ademais, todas as variáveis são convertidas em logaritmos naturais, exceto o índice analítico de infraestrutura. Os dados têm periodicidade anual.

Portanto, a análise BMA do efeito da infraestrutura sobre as elasticidades-renda estimadas das exportações ($\hat{\epsilon}$), importações ($\hat{\pi}$) e crescimento restrito pelo balanço de pagamentos (y_B) é realizada com auxílio de cinco variáveis de controle (regressores auxiliares), listadas na Tabela 2. Na Tabela 3, encontram-se os resultados para o procedimento BMA.

Os resultados indicam valores positivos e significativos (mostradas em negrito) do índice agregado de infraestrutura sobre a elasticidade-renda das exportações para a economia chinesa, uma razão t maior que um em valor absoluto, ou um valor pip maior que 0,5. Ao nosso conhecimento, este é primeiro trabalho a estudar o efeito da infraestrutura sobre as elasticidades-renda do comércio exterior variável no tempo retiradas do algoritmo recursivo do filtro de Kalman, logo, os resultados anteriores citados aqui são com relação ao efeito da infraestrutura sobre as exportações. Por exemplo, Brooks e Menon (2008), Donaubauer et al. (2018) e Rehman et al. (2020) encontraram efeitos positivos da infraestrutura sobre as

exportações. Nossos resultados são consistentes com a argumentação de que a infraestrutura reduz custos e promove aumento das exportações (Brooks e Menon, 2008). Ao mesmo tempo, eleva a elasticidade-renda das exportações.

Embora, em termos práticos, mudança estrutural e progresso técnico se confundam no processo de crescimento econômico, as elasticidades de comércio podem mudar como resultado de avanços tecnológicos. Nesse sentido, há muito se reconhece a importância da infraestrutura para o desenvolvimento produtivo e econômico, também auxiliando na criação e difusão de inovações.

Tabela 3 – Estimativas BMA: feito da infraestrutura sobre $\hat{\varepsilon}_t$, $\hat{\pi}_t$ e y_{Bt}

$\hat{\varepsilon}_t$	Coef.	Erro-padrão	Est. t	pip	1-Std. Err. intervalo	
Índice Infraestrutura Agregada	0.256	0.057	4.44	1.00	0.198	0.313
Qualidade institucional	0.431	0.499	0.86	0.54	0.068	0.931
Capital humano	0.504	0.060	8.36	1.00	0.444	0.565
Taxa de câmbio	0.419	0.055	7.60	1.00	0.364	0.474
Consumo do governo	0.155	0.122	1.27	0.73	0.032	0.277
Índice de liberdade econômica	-0.905	0.127	-7.09	1.00	-1.032	-0.777
<hr/>						
$\hat{\pi}_t$	Coef.	Erro-padrão	Est. t	pip	1-Std. Err. intervalo	
Índice Infraestrutura Agregada	-0.013	0.038	0.35	1.00	0.051	0.024
Qualidade institucional	-0.149	0.260	-0.58	0.36	-0.410	0.110
Capital humano	0.244	0.039	6.17	1.00	0.204	0.283
Taxa de câmbio	0.188	0.036	5.17	1.00	0.151	0.224
Consumo do governo	0.201	0.067	3.01	0.97	0.134	0.268
Índice de liberdade econômica	-0.364	0.088	-4.13	1.00	-0.452	-0.276
<hr/>						
y_{Bt}	Coef.	Erro-padrão	Est. t	pip	1-Std. Err. intervalo	
Índice Infraestrutura Agregada	0.432	0.275	1.57	1.00	0.157	0.708
Qualidade institucional	7.911	2.533	3.12	0.98	5.377	10.445
Capital humano	0.189	0.301	0.63	0.40	-0.111	0.491
Taxa de câmbio	0.093	0.207	-0.45	0.29	-0.300	0.113
Consumo do governo	-0.290	0.498	-0.58	0.37	-0.789	0.208
Índice de liberdade econômica	0.087	0.368	0.24	0.21	-0.280	0.456

Fonte: Elaborado pelos autores.

O resultado para a elasticidade-renda das importações confirma o efeito do índice de infraestrutura sobre esta. Verifica-se que uma melhor infraestrutura promove queda na elasticidade-renda de importações. Apesar do seu menor valor absoluto, esse resultado é corroborado pelos estudos de Brooks e Menon (2008) e Rehman et al. (2020), que testaram os efeitos da infraestrutura sobre os déficits comerciais. Os resultados são consistentes com o argumento de que uma melhor infraestrutura diminui custos de comércio e altera as vantagens comparativas de um país ou região, possibilitando maior fragmentação das cadeias produtivas de abastecimento e impulsionando o comércio internacional do país (Brooks e Menon, 2008; Rehman et al., 2020). Tomando Rehman et al. (2020) como exemplo, um aumento de 1% no investimento agregado de infraestrutura reduz os déficits comerciais em 0,43%, para um conjunto de países selecionados do sul da Ásia. Portanto, em linha com esses achados, nosso exercício empírico indica que a disponibilidade de infraestrutura impulsiona

as exportações (elasticidade-renda das exportações) e reduz as importações (elasticidade-renda das importações) para a economia chinesa. Por fim, a infraestrutura tem um impacto positivo e significativo sobre o crescimento restrito pelo balanço de pagamentos (y_B), o que era esperado dados os resultados anteriores das elasticidades de comércio.

Quanto às variáveis de controle, temos: o índice de qualidade institucional é positivo, significativo para a elasticidade-renda das exportações e para o crescimento restrito pelo balanço de pagamentos; ainda, reduz a elasticidade-renda das importações, mas não se mostra significativo ($pip = 0.36$). Assim, parece que a melhora da qualidade institucional igualmente aumenta as exportações. O capital humano, *proxy* para produtividade, também indica impacto positivo e significativo (menos para a elasticidade-renda das importações). Ou seja, um aumento na produtividade tem impacto positivo sobre as elasticidades-renda do comércio exterior, com valor absoluto maior para exportações e sobre o crescimento econômico. Os resultados para taxa de câmbio e consumo do governo seguiram os resultados anteriores, positivos e significativos para elasticidades-renda do comércio exterior, maior valor absoluto para exportações (câmbio) e maior valor para as importações (consumo do governo). No entanto, essas variáveis não são significativas no tocante ao crescimento.

O impacto das diferenças institucionais, medido pela variável liberdade econômica, é significativo e negativo para elasticidades-renda do comércio exterior com valor absoluto maior em relação elasticidade-renda das exportações (não significativo para o crescimento). Esse resultado segue padrão similar de resultados de Erden e Holcombe (2005), em que usaram uma regressão em painel de economias em desenvolvimento para estimar uma função de investimento privado.

3.3. Razão das elasticidades de comércio exterior

Tomando $\rho = \frac{\hat{\epsilon}}{\hat{\pi}}$ como a razão das elasticidades de comércio exterior e considerando a abordagem pós-keynesiana de que o crescimento econômico de um país é restrito pelo lado da demanda, logo, a forma mais segura de mantê-lo é por meio das exportações. De outro modo, a superação da restrição externa requer uma mudança estrutural que altera a razão das elasticidades-renda, ou seja, através do impulsionamento de setores mais dinâmicos ou via progresso técnico. Em vista disso, é utilizado o procedimento de Johansen para testar exatamente a cointegração entre as variáveis (a razão das elasticidades e o estoque de infraestrutura), ou seja, se essas variáveis apresentaram uma relação de equilíbrio de longo

prazo. Para isso, estima-se um modelo de vetor de correção de erro (VECM) dado pela seguinte expressão:³⁰

$$\rho_t = \sum_{k=1}^{\rho} \alpha_k \rho_{t-1} + \sum_{k=1}^{\rho} \beta_k \text{infra}_{t-k+1} + u_t \quad (14)$$

Em que ρ mais uma vez representa a razão das elasticidades-renda de comércio exterior, *infra* é o estoque de infraestrutura, e β é uma matriz de cointegração.

Buscando estimar a semi-elasticidade da razão das elasticidades em relação ao estoque de infraestrutura, o primeiro passo é testar a ordem de integração das variáveis. Conclui-se que as variáveis são I(1) tanto no teste ADF como pelo teste de Phillips-Perron (PP) (TabelaA5). Os critérios de seleção de defasagem estão na TabelaA6.³¹

O teste de Johansen mostra que as variáveis cointegram, tanto pela estatística do traço como do autovalor (Tabela A7). Assim, tem-se o vetor de cointegração normalizado por Johansen ($\rho_t = 3.616 + 0.634\text{infra}_t$).

Uma outra questão relevante de análise é se existe uma relação de precedência entre as variáveis, ou seja, se a informação sobre uma variável no período t afeta a previsão dos valores futuros de uma outra variável. Neste sentido foi feito um teste de causalidade de Granger. Em um VECM, o teste se aplica apenas aos termos em diferença. Como mostra a Tabela 4, a um nível de significância de 10%, conclui-se que a variável estoque de infraestrutura (*infra*) causa no sentido de Granger a razão das elasticidades (ρ), ao passo que o contrário não ocorre. Para lidar com o problema da direção de causalidade entre infraestrutura e crescimento, os procedimentos anteriores foram refeitos considerando a taxa de crescimento da produção (PIB real) e a tendência da taxa de crescimento da produção (tendência do PIB real), obtida por meio do filtro de domínio de frequência (filtro Corbae-Ouliaris). Os resultados mostram que: tanto para a taxa de crescimento quanto para sua tendência ocorre uma relação de causalidade unidirecional da infraestrutura para o crescimento, ou seja, a causalidade vai da infraestrutura para o crescimento, não o contrário ou nas duas direções (Tabela 4).

³⁰ Resumindo, em um VECM, o vetor de cointegração nos dá a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

³¹ Seguindo o critério da parcimônia, foi empregado uma defasagem, no entanto, com maiores defasagens os resultados são mantidos.

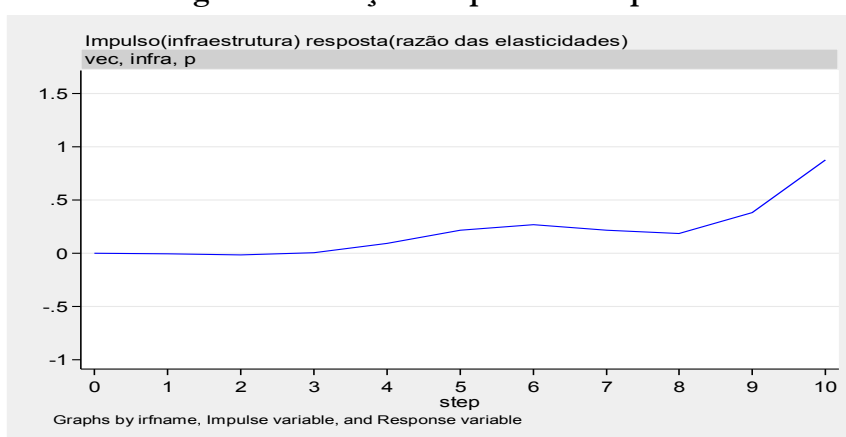
Tabela 4 – Teste de causalidade de Granger

Variáveis	Chi2	p-probability
p←infra	5.524	0.063
infra←p	2.516	0.284
pib real←infra	3.116	0.077
infra←pib real	0.269	0.604
tendência pib real←infra	7.329	0.007
infra←tendência pib real	0.129	0.719

Fonte: Elaborado pelos autores.

Por fim, o cálculo da função resposta ao impulso, isto é, como um choque estrutural de um desvio-padrão de uma variável afeta a trajetória ao longo do tempo da outra variável é realizado (Figura 8).

Figura 8 – Função Resposta ao Impulso



Fonte: Elaborado pelos autores.

Observamos o *Orthogonal Impulse Response Function* (OIRF) do modelo VECM ajustado aos dados, que um choque ortogonalizado no estoque de infraestrutura tem um efeito permanente sobre a razão das elasticidades-renda do comércio exterior da economia chinesa. Portanto, em certa medida, as altas taxas exportações chinesas, no período em análise, foram, ao menos parcialmente, amparadas pelo seu estoque de infraestrutura.

4. Considerações finais

Sob o arcabouço teórico de modelos restritos pelo BP, o objetivo deste artigo foi analisar o impacto da infraestrutura sobre as elasticidades-renda de comércio exterior, estimadas por técnicas de filtragem de Kalman, para a economia chinesa, aplicando também o estimador *Bayesian Model Averaging* (BMA). Além disso, foi empregado o procedimento de Johansen para testar a cointegração entre as variáveis de estoque de infraestrutura e de elasticidades de comércio exterior. Para isso, antes foram feitas também as estimativas das elasticidades de comércio exterior, além do cálculo do crescimento BoPC. Ademais, utilizou-

se do método de PCA para estabelecer um índice agregado de infraestrutura para a China, com diversos parâmetros – e também se construiu um índice de qualidade institucional.

Os resultados empíricos confirmam o impacto positivo e significativo do índice agregado de infraestrutura sobre a elasticidade-renda das exportações. As variáveis de controle deste estudo também desempenham um papel significativo sobre as elasticidades, como taxa de câmbio, capital humano, consumo do governo, índice de qualidade institucional. Com sinal inverso ao da elasticidade-renda das exportações, os resultados empíricos apontam que o índice de infraestrutura reduz a elasticidade-renda das importações, com as variáveis de controle também desempenhando um papel significativo. O mesmo exercício para o crescimento restrito pelo balanço de pagamentos apresentou resultado significativo e positivo apenas para infraestrutura e qualidade institucional. Finalmente, estoque de infraestrutura tem um efeito permanente sobre a razão das elasticidades-renda do comércio exterior da economia chinesa no modelo de vetor de correção de erro.

Por conseguinte, nossos resultados sugerem que a quantidade, qualidade e disponibilidade de infraestrutura (índice agregado) são importantes para a expansão do comércio (elevação da elasticidade-renda das exportações) e redução dos déficits comerciais (queda da elasticidade-renda das importações) para a China. Além disso, o procedimento de Johansen sugere que, as altas taxas exportações chinesas, no período em análise, foram, de certo modo, amparadas pelo seu estoque de infraestrutura em expansão. Isto posto, maiores investimentos em infraestrutura devem ser considerados entre as prioridades para os *policymakers* de países que buscam a redução da restrição externa ou promoção do comércio exterior.

Este trabalho pode ter diversos desdobramentos, como realizar algo similar para outros países, como o Brasil. Também se pode pensar neste artigo como um possível complemento à teoria Novo-Desenvolvimentista (ver Oreiro et al., 2020, por exemplo), na qual coloca grande importância na taxa de câmbio para superar as restrições do BP ao crescimento. Com isso, pode-se pensar na hipótese de que o câmbio é relevante, mas a infraestrutura qualificada também gera uma redução de custos (verificadas também em ineficiências) para as empresas domésticas, auxiliando na transformação estrutural e na mudança das elasticidades de comércio exterior.

Referências

- Ang, J., Madsen, J.B., Robertson, P. (2015), “Export performance of the Asian miracle economies: the role of innovation and product variety”. *Canadian Journal of Economics*. 48(1), p. 273–309.
- Araujo, R.A.; Lima, G.T. (2008), “A Structural Economic Dynamics Approach to Balance-of-Payments-Constrained Growth”. *Cambridge Journal of Economics*, 31(1), p. 755-774. DOI: <https://doi.org/10.1093/cje/bem006>.
- Bagnai, A., (2010), “Structural changes, cointegration and the empirics of Thirlwall's law”. *Applied Economics*. 42(1), p. 1315–1329. DOI: <https://doi.org/10.1080/00036840701721299>.
- Barbosa Filho, N. (2001), “The balance-of-payments constraint: from balanced trade to sustainable debt”. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, V. 54, p. 381-400.
- Blecker, R. A., & Setterfield, M. (2019), *Heterodox macroeconomics: Models of demand, distribution and growth*. Cheltenham, UK, Edward Elgar.
- Blecker, R. A. (2021), “Thirlwall's law is not a tautology, but some empirical tests of it nearly are”. *Review of Keynesian Economics*, V. 9, p.175-203. DOI: <https://doi.org/10.4337/roke.2021.02.02>.
- Britto, G., & McCombie, J. S. (2009), “Thirlwall's law and the long-term equilibrium growth rate: an application to Brazil”. *Journal of Post Keynesian Economics*, V. 32(1), p. 115-136.
- Brooks HD, Menon J. (2008), *Infrastructure and trade in Asia*. Edward Elgar Publishing Limited, Cheltenham. DOI: <https://doi.org/10.4337/9781848442733>.
- Calderón C.; Moral-Benito E.; Servén L. (2011), “Is infrastructure capital productive? A dynamic heterogeneous approach”. *Working Papers 1103*, Banco de España. DOI: <https://doi.org/10.1596/1813-9450-5682>.
- Calvo, G.; Izquierdo, A.; Mejía, L. (2014), *On the empirics of sudden stops: the relevance of Balance-Sheet Effects*. In: *Proceedings, San Francisco: Federal Reserve Bank of San Francisco*.
- Clavijo, P.H.; J. Ros. (2015), “La ley de Thirlwall: una lectura crítica”. *Investigación Económica*, V. 74(292), p. 11–40. DOI: 10.1016/j.inveco.2015.08.001.
- Corbae, D., Ouliaris, S., (2006), *Extracting cycles from nonstationary data*. In: Corbae, D., Durlauf, S.N., Hansen, B.E. (Eds.), *Econometric Theory and Practice: Frontiers of Analysis and Applied*

- Research*, eds. Cambridge University Press, New York. p. 167 – 177. DOI: <https://doi.org/10.1017/CBO9781139164863.008>.
- Corbae, D., Ouliaris, S., Phillips, P.C.B., (2002), “Band spectral regression with trending-data”. *Econometric Society*, V.70, p. 1067–1109. DOI: <https://www.jstor.org/stable/2692308>.
- Demurger, S. (2001), “Infrastructure Development and Economic Growth: An Explanation for Regional Disparities in China?”. *Journal of Comparative Economics*, vol. 29(1), p. 95-117. DOI: <https://doi.org/10.1006/jceec.2000.1693>.
- Donaubauer J, Glas A, Meyer B, Nunnenkamp, P. (2018), “Disentangling the impact of infrastructure on trade using a new index of infrastructure”. *Review of World Economics*. V. 154, p.745–784. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10290-018-0322-8>.
- Elliott, G., Rothenberg, T.J., Stock, J.H., (1996), “Efficient tests for an autoregressive unit root”. *Econometric Society*. V. 64, p. 813–836. DOI: <https://doi.org/10.2307/2171846>.
- Erden, L.; Holcombe, R.G, (2005), “The effects of public investment on private investment in developing economies”. *Public Finance Review*, V. 33(5), p. 575–602. DOI: <https://doi.org/10.1177/1091142105277>.
- Feder, G., (1983), “On exports and economic growth”. *Journal of Development Economics*, V.12, p. 59–73. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(83\)90031-7](https://doi.org/10.1016/0304-3878(83)90031-7).
- Felipe, J., Lanzafam, M. Estrada, G, (2019). “Is Indonesia’s growth rate balance-of-payments-constrained? A time-varying estimation approach”. *Review of Keynesian Economics*, V. 7(4), p. 537–553. DOI: <https://doi.org/10.4337/roke.2019.04.08>.
- Felipe, J.; Lanzafame, M. (2020), “The PRC’s long-run growth through the lens of the export-led growth model”. *Journal of Comparative Economics*, Elsevier, vol. 48(1), p. 163-181. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jce.2019.08.004>.
- Ferreira, A.; Canuto, O. (2001), “*Thirwall’s Law and foreign capital service: the case of Brazil*”. *Workshop on “Macroeconomia Aberta Keynesiana Schumpeteriana: uma Perspectiva Latino Americana”*. UNICAMP, Campinas, Brazil.
- Ferreira-Filho, H. L.; Fraga, J. S. (2020), ““Primavera brasileira”: antecipação do fim de um ciclo”. *Revista Econômica do Centro-Oeste*, v.6, n.1, p. 28-50. DOI: <https://doi.org/10.5216/reoeste.v6i1.62491>.

- Fraga, S. J. (2019), “*Infraestrutura econômica, incerteza e investimento privado*”. Tese (Doutorado em Economia) - Cedepar/Ufmg.
- Fraga, J.S., Resende M.F. (2022), “Infrastructure, conventions and private investment: An empirical investigation”, *Structural Change and Economic Dynamics*, V. 61, p. 351-361. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2022.03.006>.
- Francois, J., Manchin, M. (2013), “Institutions, infrastructure, and trade”. *World Development*. V. 46, p.65–175. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2013.02.009>.
- Fujita, M., P. Krugman, Venables, A.J., (1999), “*The Spatial Economy. Cities, Regions and International Trade*”. Cambridge, MA, The MIT Press. DOI: <https://doi.org/10.7551/mitpress/6389.001.0001>.
- Gordon, R.J., (2003), “Exploding productivity growth: context, causes, and implications”. *Brookings Papers On Economic Activity* V. 2, p. 207–298.
- Guarini, G., Porcile, G., (2016), “Sustainability in a post-Keynesian growth model for an open economy”. *Ecological Economics*. V. 126, p. 14–22. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2016.03.005>.
- Gwartney, J., Robert, L., Samida, D., (2000), *Economic freedom of the world: 2000 report*. Vancouver, Canada: Fraser Institute.
- Harrod, R. (1933), *International economics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Harvey, A., (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. p.Ix-X. Cambridge University Press. DOI: <https://doi.org/10.1017/CBO9781107049994>.
- Hausmann, R., Hwang, J., Rodrik, D., (2007), “What you export matters”. *Journal of Economic Growth*, V. 12, p. 1–25. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10887-006-9009-4>.
- Hoekman B.; Nicita, A. (2008), “*Trade policy, trade costs and developing country trade*”. *World Bank Policy Research Working Paper Series No. 4797*. World Bank, Washington, DC.
- Hong, G.H., Lee, J., Liao, W., Seneviratne, D., (2016), “*China and Asia in global trade slowdown*”. In: *IMF Working Paper WP/16/105*.
- Kim, H.; Swanson, N. (2014), “Forecasting financial and macroeconomic variables using data reduction methods: new empirical evidence”. *Journal of Econometrics*, V.178, p. 352-367. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2013.08.033>.

- Koop, G.; Potter, S. (2004), “Forecasting in dynamic factor models using bayesian model averaging”. *Econometrics Journal*, V. 7, p.550-565. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2004.00143.x>.
- Krugman, P. (1989), “Differences in income elasticities and trends in the real exchange rates”. *European Economic Review*, V. 33, p. 1031-1046. DOI: [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(89\)90013-5](https://doi.org/10.1016/0014-2921(89)90013-5).
- Krugman, P. (1991), “Increasing Returns and Economic Geography”. *Journal of Political Economy*, V. 99, p. 483-99. DOI: <https://doi.org/10.1086/261763>.
- Krugman, P. (1995)., *Development, Geography, and Economic Theory*. Cambridge, MA, The MIT Press.
- Li Y., Fan J., Deng H. (2018), “Analysis of Regional Difference and Correlation between Highway Traffic Development and Economic Development in China”. *Transportation Research Record*. V. 2672(3), p.12-25. DOI: <https://doi.org/10.1177/0361198118790373>.
- López, P. P., Thirlwall, A. P. (2006), “Trade liberalization, the income elasticity of demand for imports, and growth in Latin America”. *Journal of Post Keynesian Economics*, V. 29(1), p. 41-61.
- Magnus, J.R., Powell, O., Prüfer, P., (2010), “A comparison of two model averaging techniques with an application to growth empirics”. *Journal of Econometrics*. V. 154, p. 139–153. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2009.07.004>.
- Masanjala, W.H., Papageorgiou, C., (2008), “Rough and lonely road to prosperity: a reexamination of the sources of growth in Africa using Bayesian Model Averaging”. *Journal of Applied Econometrics*. V. 23, p.671–682.
- Mazzucato, M. (2014), *O Estado empreendedor: desmascarando o mito do setor público vs. setor privado*. São Paulo: Portfolio-Penguin.
- McCombie, J.; Thirlwall, A. (1997), “Economic growth and the balance-of-payments constraint revisited”. In: ARESTIS, P.; PALMA, G.; SAWYER, M. (Eds.), *Markets unemployment and economic policy: essays in honour of Geoff Harcourt*. London: Routledge. DOI: <https://doi.org/10.4324/9780203982518>.

- Medeiros, V.; Ribeiro, R. S. M.; Amaral, P. V. M. (2021), "Infrastructure and household poverty in Brazil: A regional approach using multilevel models". *World Development*, V. 137, p. 105-118. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2020.105118>.
- Meyrelles Filho, S.; Jayme Jr., F.; Libânio, G. (2013), "Balance-of-payments constrained growth: a post Keynesian model with capital inflows". *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 35(3), p. 373-398.
- Missio, F.; Araujo; Ricardo, A.; Jayme, F. G., (2017), "Endogenous elasticities and the impact of the real exchange rate on structural economic dynamics," *Structural Change and Economic Dynamics*, Elsevier, vol. 42(C), p. 67-75. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2017.06.002>.
- Moral-Benito, E. (2012), "Determinants of economic growth: A Bayesian panel data approach". *The Review of Economics and Statistics*, V. 94(2), p. 566–579. DOI: https://doi.org/10.1162/REST_a_00154.
- Moreno-Brid, J. (1998), "On capital flows and the balance-of-payments constrained growth model". *Journal of Post Keynesian Economics*, V. 21 (2), p. 283-297.
- Moreno-Brid, J. (2003), "Capital flows, interest payments and the balance-of-payments constrained growth model: a theoretical and empirical analysis". *Metroeconomica*, V. 54 (2-3), p. 346-365. DOI: <https://doi.org/10.1111/1467-999X.00170>.
- Oreiro, J. L. C., Silva, K. M., Davila, M. (2020), "A New Developmentalist model of structural change, economic growth and middle-income trap". *Structural Change and Economic Dynamics*, v. 55, p. 26-38. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2020.07.008>.
- Perez, C. (2002), *Technological Revolutions and Financial Capital*. Edward Elgar: Cheltenham, UK.
- Pindyck, R.S., (1999), "The long-run evolution of energy prices". *Energy Journal*. V. 20, p. 1–27.
- Porcile, G., Spinola, D. (2018), "Natural, effective and BOP-constrained rates of growth: Adjustment mechanisms and closure equations". *PSL Quarterly Review*, V. 71(285), p. 139-160. DOI: http://dx.doi.org/10.13133/2037-3643_71.285_3.

- Rajan, Raghuram G., Subramanian, A. (2011), "Aid, Dutch disease, and manufacturing growth". *Journal of Development Economics*, V. 94 (1), p. 106-118. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2009.12.004>.
- Razmi, A. (2016), "Correctly analysing the balance-of-payments constraint on growth". *Cambridge Journal of Economics*, V. 40(6), p. 1581–1608. DOI: <https://doi.org/10.1093/cje/bev069>.
- Prebisch, R. (1950), *The economic development of Latin America and its principal problems*. Nova Iorque: ECLA, UN Department of Economic Affairs.
- Prebisch, R. (1959), "Commercial policy in the underdeveloped countries". *American Economic Review, Papers and Proceedings*, V. 49 (2), p. 251–731.
- Rehman F. Ur., Noman A. A., Ding Yibing., (2020), "Does infrastructure increase exports and reduce trade deficit? Evidence from selected South Asian countries using a new Global Infrastructure Index," *Journal of Economic Structures*, vol. 9(1), p. 1-23. DOI: <https://doi.org/10.1186/s40008-020-0183-x>.
- Ribeiro, R. S. M., McCombie, J. S. L.; Lima, G. T. (2015), "Exchange Rate, Income Distribution and Technical Change in a Balance-of- Payments Constrained Growth Model", Department of Economics, FEA-USP, *Working Paper n. 2015-01*.
- Richardson, P., Boone, L., Giorno, C., Meacci, M., Rae, D., Turner, D., (2000), "The concept, policy use and measurement of structural unemployment: estimating a time varying NAIRU across 21 OECD countries". In: OECD Economics Department *Working Papers, No. 250*. Paris.
- Roberts, J.M., (2001), "Estimates of the productivity trend using time-varying parameter techniques". *Journal of Macroeconomics*. V. 1, p. 1–27. DOI: <https://doi.org/10.2202/1534-6005.1014>.
- Rozas, P., Sánchez, R. (2004), "Desarrollo de infraestructura y crecimiento económico: revisión conceptual", *Serie recursos naturales e infraestructura CEPAL*, nº 75, Santiago de Chile, outubro de 2004.
- Sahoo, P., Dash, R, K., Nataraj, G. (2010), "Infrastructure development and economic growth in China", *IDE Discussion Papers 261*, Institute of Developing Economies, Japan External Trade Organization (JETRO).

- Sánchez, R. J. (2010), “Algunas reflexiones sobre los servicios de infraestructura en América Latina”, *Textos para discussão CEPAL/IPEA*, n° 25, Brasil.
- Sasaki, H. (2021), “Thirlwall’s law, uneven development, and income distribution”. *Metroeconomica*, V. 72(3), p. 592-611. DOI: <https://doi.org/10.1111/meca.12335>.
- Song, L., Geenhuizen, V. M. (2014), "Port infrastructure investment and regional economic growth in China: Panel evidence in port regions and provinces," *Transport Policy*, vol. 36(C), p. 173-183. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.tranpol.2014.08.003>.
- Spinola, D. (2020), “Uneven development and the balance of payments constrained model: Terms of trade, economic cycles, and productivity catching-up”. *Structural change and economic dynamics*, V. 54, p. 220-232. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2020.05.007>.
- Stock, J. H.; Watson, M. W., (2012), “Generalized shrinkage methods for forecasting using many predictors”. *Journal of Business and Economic Statistics*. 30(4), p.481-493. DOI: <https://doi.org/10.1080/07350015.2012.715956>.
- Tingvall, P.G., Ljungwall, C., (2012), “Is China different? A meta-analysis of export-led growth”. *Economics Letters*. V. 115, p. 177-179. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2011.11.028>.
- Thirlwall, A. P., (1979), “The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences”. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, V. 32 (128), p. 45–53. DOI: <https://doi.org/10.13133/2037-3643/12804>.
- Vera, L. (2006), “The balance of payments constrained growth model: a North-south approach”. *Journal of Post Keynesian Economics*, V. 29 (1), p. 67–92. DOI: <http://www.jstor.org/stable/4539005>.
- Williamson, J. (2005), “*Curbing the boom-bust cycle: stabilizing capital flows to emerging markets*”. Institute for International Economics, *Policy Analyses in International Economics*, n.75.
- World Bank. *World Bank Indicators Online*. Washington, D. C.: Data and Statistic. Disponível em: <https://data.worldbank.org/indicator>. Acesso em: 21 agosto.2021.
- Yao, Y., (2018), “Will the People's Republic of China be able to avoid the Japan syndrome?” In: Lin, J.Y., Morgan, P., Wan, G. (Eds.), *Slowdown in the People's Republic of China: Structural Factors and the Implications for Asia*, pp. 29–60.

Yu, N., Jong, M. D., Storm, S., Mi, J., (2012), “The growth impact of transport infrastructure investment: A regional analysis for China (1978–2008)”, *Policy and Society*, V. 31(1).
DOI: <https://doi.org/10.1016/j.polsoc.2012.01.004>.

Zhang, L., (2016), “Rebalancing in China-Progress and Prospects”. *IMF Working Paper WP/16/183*.

Anexo A1 – O Filtro de Kalman

Considere um modelo de espaço de estado estacionário sem efeito fixo (1)-(2) com condição inicial $\alpha_1 \sim N(0, \sigma^2 P_{1|0})$, independente de $\varepsilon_t, t \geq 1$, e definir $Y_t = \{y_1, y_2, \dots, y_t\}$, a informação é configurada e é incluído o tempo t , $\tilde{\alpha}_{t|t-1} = E(\alpha_t | Y_{t-1})$ e $Var(\alpha_t | Y_{t-1}) = \sigma^2 P_{t|t-1}$. O filtro de Kalman é o seguinte algoritmo recursivo: para $t = 1, \dots, n$.

$$\begin{aligned} v_t &= y_t - Z_t \tilde{\alpha}_{t|t-1}, & F_t &= Z_{t|t-1} Z_t' + G_t G_t' \\ K_t &= \left(T_t P_{t|t-1} Z_t' + H_t G_t' \right) F_t^{-1}, \\ \tilde{\alpha}_{t+1|t} &= T_t \tilde{\alpha}_{t|t-1} + K_t v_t, & P_{t+1|t} &= T_t P_{t|t-1} T_t' + H_t H_t' - K_t F_t K_t' \end{aligned}$$

Assim, o filtro de Kalman calcula recursivamente o preditor ótimo dos estados e, portanto, de y_t condicional às informações passadas, bem como a variância de seu erro de previsão. O vetor $v_t = y_t - Z_t \tilde{\alpha}_{t|t-1}$ é o tempo t inovação, ou seja, as novas informações em y_t que não podem ser previstas a partir do conhecimento do passado, também conhecido como erro de previsão de um período à frente; $\sigma^2 F_t$ é a variância do erro de previsão no tempo t , isso é $Var(y_t | Y_{t-1})$. A distribuição preditiva de um período à frente é $y_t | Y_{t-1} \sim N(Z_t \tilde{\alpha}_{t|t-1}, \sigma^2 F_t)$. A matriz K_t às vezes é chamada de ganho de Kalman.

Tabela A1- Resultados da análise de componentes principais

Índice (milhões de habitantes)	Componente1	Cumulativo (%)
Assinaturas de telefonia fixa	0.314	92.8%
Assinaturas de celular	0.356	Proporção
Geração de capacidade elétrica (GW)	0.361	0.928
Consumo de energia elétrica (GW)	0.363	Autovalor
Comprimento da linha de trem (KM)	0.355	7.427
Comprimento da estrada pavimentada (KM)	0.353	Diferença
Partidas aéreas registradas passageiros	0.362	6.957
Partidas aéreas registradas transportadoras	0.358	

Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela A2- Matriz de Correlação

Variáveis	Telefo nia fixa	Telefonia celular	Consumo energia	Geração energia	Comprimento ferrovia	Comprimento estrada	Partidas aé. transportadoras	Partidas aé. passageiros
Telefonia fixa	1.00							
Telefonia celular	0.74	1.00						
Consumo energia	0.78	0.98	1.00					
Geração energia	0.76	0.98	0.99	1.00				
Comprimento ferrovia	0.90	0.89	0.93	0.91	1.00			
Comprimento estrada	0.91	0.88	0.92	0.91	0.98	1.00		
Partidas aé. transportadoras	0.77	0.98	0.99	0.99	0.92	0.91	1.00	
Partidas aé. passageiros	0.73	0.98	0.99	0.99	0.90	0.89	0.99	1.00

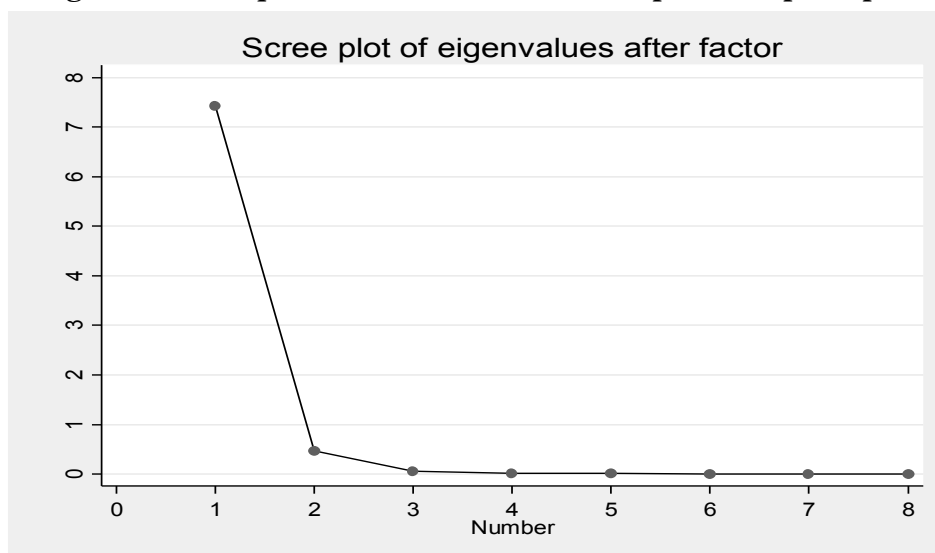
Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela A3- Factor loadings (pattern matrix) and unique variances

Variáveis	Factor1	Uniqueness
Assinaturas de telefonia fixa	0.856	0.267
Assinaturas de celular	0.971	0.056
Consumo de energia elétrica (GW)	0.991	0.017
Geração de capacidade elétrica (GW)	0.984	0.031
Comprimento da linha de trem (KM)	0.968	0.062
Comprimento da estrada pavimentada (KM)	0.964	0.069
Partidas aéreas registradas transportadoras	0.988	0.022
Partidas aéreas registradas passageiros	0.977	0.045

Fonte: Elaborado pelos autores.

Figura A1- Screeplot dos autovalores dos componentes principais



Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela A4- Kaiser-Meyer-Olkin *measure of sampling adequacy*

Variáveis	kmo
Assinaturas de telefonia fixa	0.730
Assinaturas de celular	0.862
Consumo de energia elétrica (GW)	0.874
Geração de capacidade elétrica (GW)	0.942
Comprimento da linha de trem (KM)	0.863
Comprimento da estrada pavimentada (KM)	0.817
Partidas aéreas registradas transportadoras	0.782
Partidas aéreas registradas passageiros	0.776
<i>Overall</i>	0.834

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: O teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) varia entre 0 e 1. Quanto mais perto de 1, melhor. valor da estatística KMO 0,50 pode ser considerado como patamar aceitável e entre 0,80 e 1 de bom a excelente.

Tabela A5- Teste de raiz unitária

Variáveis em nível				Variáveis em primeira diferença			
Séries	ADF	PP	Ordem de integração	Séries	ADF	PP	Ordem de integração
Infra	0.19	4.08***	I (0)	Infra	-5.61***	-2.74*	I (1)
ρ	-1.4	-1.88	I (0)	ρ	-4.48***	-2.65*	I (1)

Nota: *** Indica rejeição da hipótese nula ao nível de 1% de significância; * Indica rejeição da hipótese nula ao nível de 10% de significância.

Tabela A6- Seleção de Modelo: Critérios de Informação

Lag	Logl	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-82.17		0.66	5.26	5.35	5.29
1	44.22	252.8	0.00	-2.38	-2.11	-2.29
2	81.50	74.56	0.00	-4.46	-4.01	-4.31
3	94.08	25.16	0.00	-5.00	-4.36	-4.79
4	109.13	30.10*	0.00*	-5.69*	-4.87*	-5.42*

Nota: AIC - Akaike criterion, SC - Schwarz criterion and HQ the Hannan-Quinn criterion

Tabela A7- VECM –elasticidade da infraestrutura em relação a ρ

	β_{infra}	constante	H_0	traço	autovalor
infra	-0.63	-3.61	0	42.92	-
p-valor	(0.00)	(0.00)	1	5.57***	0.66

Nota: *** Rejeita H_0 a 1%.