

Complexidade Econômica, Crescimento e Convergência de Renda na América Latina, Caribe e Ásia

Economic Complexity, Growth and Income Convergence in Latin America, The Caribbean and Asia

Thiago Fernandes Ladeira^a

Leonardo Chaves Borges Cardoso^b

Resumo: O estudo do crescimento econômico e da convergência de renda tem sido objeto de reflexão constante. Recentemente, parte da literatura especializada tem incorporado o conceito de complexidade econômica como um possível determinante do crescimento. Diante disso, o presente trabalho investiga a contribuição do índice de complexidade econômica (ECI) para a convergência e o crescimento, dada uma amostra de países americanos e asiáticos. Os resultados sugerem que a complexidade é capaz de afetar positivamente em ambos os casos. Diante das evidências, é possível afirmar que o efeito da complexidade econômica, apesar de direto, decresce em magnitude conforme esse indicador se eleva.

Palavras-chave: Complexidade Econômica; Convergência; América Latina; Ásia.

Classificação JEL: B50; O14; O47.

Abstract: The investigation of economic growth and income convergence has been the subject of constant reflection. Recently, part of the specialized literature has incorporated the concept of economic complexity as a possible determinant of growth. Therefore, the present work investigates the contribution of the economic complexity index (ECI) to convergence and growth, given a sample of American and Asian countries. The results suggest that the complexity is able to affect positively in both cases. Given the evidence, it is possible to affirm that the effect of economic complexity, although direct, decreases in magnitude as this indicator rises.

Keywords: Economic Complexity; Convergence; Latin America; Asia.

^a Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa. E-mail: thiago.ladeira@epamig.br. Este artigo deriva da dissertação de mestrado apresentada pelo primeiro autor junto ao Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa.

^b Professor Adjunto no Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: leonardocardoso@ufv.br.

1. Introdução

As relações existentes entre a evolução das estruturas produtivas nacionais e o desempenho econômico são temas de considerável importância tanto teórica quanto empírica. Diante disso, a compreensão do papel desempenhado pelas transformações estruturais sobre fenômenos indicativos de desenvolvimento econômico, destacadamente a convergência de renda entre os países, constitui o propósito principal desta investigação. Para tanto, o trabalho avalia, com base em uma amostra de países americanos e asiáticos, se o processo de aquisição de capacidades produtivas – captado por meio de uma medida de intensidade de rede que liga países a produtos de exportação, denominada Índice de Complexidade Econômica (ECI) – conseguiu promover o crescimento econômico e a convergência de renda no período compreendido entre 1970 e 2010.

Em particular, a complexidade econômica pode ser definida como sendo o fruto das incontáveis possibilidades de interação do conhecimento tácito (aquele que envolve as atividades mais elaboradas e técnicas que não se transferem por simples exposição), detido pelas pessoas envolvidas no processo produtivo em uma intrincada “divisão social do conhecimento”, sendo que para Hidalgo *et al.* (2007) a semelhança de bens e serviços em termos das capacidades requeridas para a produção (i.e., a complexidade do produto) possibilita a construção de uma estrutura de rede que associa produtos a tecnologias em um denominado “espaço de produto”, importante instrumento de investigação da dinâmica e das evoluções factíveis das estruturas produtivas nacionais.

A propósito, ainda que a maioria dos países que compõe a América Latina e o Caribe tenha apresentado trajetórias sociais e econômicas de relativo atraso em comparação com as nações centrais durante a segunda metade do século XX (MADDISON, 1985), grande parte dos países da Ásia alcançou, no mesmo período, altas taxas de crescimento econômico *pari passu*, com a transformação estrutural da economia rumo à produção de bens e serviços de alto conteúdo tecnológico (AGOSIN, 2007).

Apesar da profícua literatura acerca de processos de convergência que levam em consideração países e regiões desenvolvidas, pouco se avançou na investigação dos fenômenos que conduziram regiões em desenvolvimento a distintas trajetórias econômicas, principalmente quando se considera o caso latino-americano (DOBSON; RAMLOGAN, 2002), exceto com as investigações que podem ser encontradas nos trabalhos de Khan e Kumar (1993), Dobson, Goddard e Ramlogan (2003) e Bertussi e Figueiredo (2009a, 2009b).

Desta forma, tomando como plausível o argumento de contribuição positiva da estrutura de produção para o crescimento econômico e a convergência de renda, julga-se oportuno investigar a influência da complexidade econômica para ambos os fenômenos. Nesse sentido, assumindo que o ECI incorpora a propriedade fundamental de representar as diversas estruturas produtivas dos países componentes da amostra, este estudo concentra esforços na investigação dos efeitos da complexidade sobre a taxa de crescimento da renda real *per capita*. Para tanto, como contribuição para o entendimento dos determinantes do crescimento econômico, propomos, além do uso de equações tradicionais de crescimento,

a inclusão de duas variáveis explicativas, além das usuais, sendo elas: a inteiração entre a renda e o ECI defasados em um período, bem como o controle para o índice de complexidade propriamente dito.

Sendo assim, considera-se que a virtude da análise consiste na possibilidade de verificação simultânea da repercussão de variações no ECI tanto sobre a taxa de crescimento quanto sobre a velocidade de convergência, caso a mesma exista. Para esses fins, far-se-á uso de regressões do tipo *cross-country* com observações de 39 países entre 1970 e 2010. Para tanto, a estrutura do trabalho está, assim, dividida: introdução sucedida pelo referencial teórico e a revisão bibliográfica. Após, a metodologia e o conceito de complexidade econômica são apresentados. A quarta seção traz os resultados principais e discute os pontos mais importantes, como corolário. A quinta seção se ocupa da síntese e conclusão do trabalho. As referências bibliográficas encerram a pesquisa.

2. Referencial Teórico

Parte considerável da teoria neoclássica do crescimento econômico e de seus condicionantes pode ser representada pelos modelos de crescimento exógeno de Cass (1965), Koopmans (1965), Solow (1956). Esses modelos pressupõem uma função de produção agregada com retornos constantes à escala e implicam na existência de uma produtividade marginal do capital positiva e decrescente em direção a um estado estacionário comum a todas as economias que evoluem para um determinado nível de acumulação de capital por trabalhador. Isso quando admitido que os parâmetros do modelo sejam similares entre os países.

Uma questão econômica fundamental e de conclusão ainda incerta é se, empiricamente, os países e as regiões que apresentam níveis inferiores de renda *per capita* tendem a se aproximar do padrão de vida das regiões mais prósperas. Posto de outra forma, a indagação que se coloca é se existem dispositivos automáticos que promovam uma convergência de renda entre distintos países ou regiões, de acordo com a previsão explícita dos modelos citados.

Sobre este ponto, é com a contribuição de Barro e Sala-i-Martin (1990, 1992) e Barro *et al.* (1991) que o estudo da convergência é consolidado conceitual e analiticamente. A definição dos dois principais conceitos de convergência (β e σ -convergência), condicional e absoluta, originou a possibilidade de se investigar melhor cada forma, tanto isoladamente quanto a inter-relação entre elas. Além disso, a rejeição das hipóteses de convergência absoluta e condicional não afasta a possibilidade de haver convergência em subgrupos de países (PHILLIPS; SUL, 2007).

Muitas alternativas de dinâmicas de renda podem surgir quando se avalia conjuntos separados de países e regiões. Ou melhor, mesmo na ausência de evidências em favor de um processo estrito de convergência, uma série de grupos isolados de países pode dar origem a clubes de convergência que compartilham estados estacionários comuns, ou, no caso de divergência, não compartilham qualquer estado estacionário. Quando é este o caso, a identificação e classificação de clubes de convergência/divergência assumem

fundamental importância analítica, e trabalhos que investigam processos de convergência por clubes podem ser encontrados, por exemplo, em Bertussi e Figueiredo (2009b) e Quah (1996, 1997).

2.1. Estrutura Produtiva e Complexidade Econômica

Apesar de oferecer a razão pela qual os países se especializam em determinados produtos, a teoria clássica do comércio internacional falha em prever qual seria a diversidade de produtos que uma economia iria produzir e quantos países produziram uma determinada mercadoria (HAUSMANN; HIDALGO, 2011).

No entanto, os dados sobre a economia internacional apresentam um padrão relativamente incontroverso. Se por um lado, países considerados avançados exportam um conjunto extenso de bens e serviços que alcança tanto produtos tecnologicamente sofisticados quanto mercadorias mais simples, caracterizando uma pauta de exportação complexa e diversificada, por outro, economias em desenvolvimento exportam produtos menos sofisticados e que também são comercializados por um grande número de países, resultando em pautas menos complexas e pouco diversificadas (CRISTELLI *et al.*, 2013).

Consequentemente, a provável correlação positiva existente entre a complexidade econômica e o nível de renda desafia a hipótese do desenvolvimento econômico como um evento razoavelmente automático (HIDALGO; HAUSMANN, 2009).

De fato, os pioneiros da disciplina do Desenvolvimento Econômico destacaram de forma sistemática a necessidade de transformação da estrutura produtiva em direção ao aumento da participação da indústria no produto como forma de superar o atraso econômico das nações menos desenvolvidas e promover um maior equilíbrio na economia mundial (HIRSCHMAN, 1958; NURKSE, 1962).

A questão que surge naturalmente dessa discussão é saber por que as atividades complexas que redundam em elevadas taxas de crescimento econômico e desenvolvimento não se estenderam a todos os países do mundo, ficando circunscritas a um grupo diminuto de países desenvolvidos. Parte da resposta pode estar justamente naqueles fatores e características intangíveis (*know-how*, *know-why* e outras formas de conhecimento tácito) que não podem ser transacionados no mercado internacional.

Capacidades tecnológicas e institucionais são medidas de difícil mensuração por se tratarem, em sua maior parte, de características não permutáveis. Para contornar esse obstáculo, Hausmann e Hidalgo (2011) voltaram suas atenções para os produtos que compõem a pauta exportadora dos países. Considerando que um bem econômico carrega toda a informação e o conhecimento indispensáveis à sua produção, a observação do conjunto de mercadorias que um determinado país é capaz de produzir, e, de fato, produz, constitui uma forma eficaz de medir a complexidade econômica.

Visto desse ângulo, os dois conceitos fundamentais que permitem medir a complexidade produtiva de um país são, portanto, a ubiquidade e a diversidade dos produtos disponíveis em sua pauta de exportação. A intuição por trás desses conceitos como determinantes da complexidade econômica é a seguinte: a não ubiquidade de produtos

exportados significa que os mesmos são relativamente escassos no mercado internacional e que, portanto, pode indicar que são complexos, pois poucos países o exportam. Todavia, a ubiquidade também pode estar presente em bens não complexos, como realmente ocorre com recursos naturalmente não ubíquos, tais como o ouro e outros metais raros. Para que seja considerado complexo, é necessário que o bem seja “tecnologicamente” não ubíquo e para controlar para esse fator, os autores passam a considerar a diversificação da pauta exportadora como indicador de que um país pode produzir uma ampla cadeia de produtos, inclusive aqueles tecnologicamente não ubíquos.

3. Metodologia

Fruto do trabalho de Hausmann *et al.* (2011), o Atlas da Complexidade Econômica¹ compila dados de comércio externo de aproximadamente 200 países, abarcando mais de mil produtos dentro de um período de 50 anos.

A Complexidade Econômica, da forma como se apresenta, preenche, em alguma magnitude, a lacuna existente entre as alegações teóricas estruturalistas e as evidências empíricas (GALA; ROCHA; MAGACHO, 2016). Usada como medida indireta do grau de sofisticação da estrutura produtiva de cada país, ela permite avaliar, entre outras, a correlação existente entre a complexidade dos bens exportados por uma economia e os respectivos níveis de renda e crescimento.

Em linhas gerais, o ECI consiste na representação de uma rede bipartida de dados de exportações que liga países a produtos e corresponde, matematicamente, a uma matriz de adjacência M_{cp} , onde $M_{cp} = 1$ caso o país c seja um exportador significativo do produto p e $M_{cp} = 0$ caso contrário.

Para que um país seja considerado um exportador significativo de um determinado produto é necessário que sua Vantagem Comparativa Revelada (RCA) – expressa como a razão participação do produto p na pauta de exportações do país c e no comércio mundial – seja igual ou maior que 1 ($RCA \geq 1$).

De posse dessas informações, a classificação de países e produtos de acordo com a matriz de adjacência calculada se dá pelo Método de Reflexões, que consiste no cálculo iterativo do valor médio das propriedades dos níveis anteriores dos vértices calculados.

Com isto, uma das maiores virtudes do índice é a sua capacidade de representar a dificuldade relativa de se produzir determinado bem ao longo do tempo. Dados os avanços produtivos e as transferências tecnológicas entre os países, a produção de um *laptop* hoje, por exemplo, deve ser relativamente mais fácil do que era na década de 1980. Ou seja, como a média e o desvio-padrão utilizados no cálculo do ECI são, aproximadamente, constantes, valores temporais maiores (menores) do índice significam ganho (perda) de complexidade da estrutura produtiva.

Os dados da Tabela 1 apresentam o ECI para as maiores economias da América Latina, Caribe e Ásia em 1970 e 2013:

¹ Disponível em: <<http://atlas.cid.harvard.edu/>>

Tabela 1: Índice de Complexidade Econômica - Maiores Economias (1970 e 2013)

Maiores economias da América Latina e Caribe			Maiores economias da Ásia		
	1970	2013		1970	2013
Brasil	-0,636	0,152	China	0,751	0,965
México	0,506	0,950	Japão	2,123	2,292
Argentina	0,072	0,187	Índia	0,304	0,262
Venezuela	-0,053	-0,908	Coreia do Sul	0,980	1,699
Colômbia	-0,115	0,170	Turquia	-0,473	0,466

Fonte: The Atlas of Economic Complexity.

Como pode ser observado, o ECI apresentou uma trajetória geral de crescimento após a década de 1970 para os países relacionados. Exceções feitas à Venezuela e à Índia, que retrocederam nos valores do indicador, a tendência comum aos demais países selecionados foi de melhoria das condições de oferta de bens no mercado internacional através de pautas de exportação mais diversificadas e não ubíquas, fato devidamente refletido na evolução positiva da magnitude do índice.

3.1. O Modelo de Crescimento²

Seguindo Gala, Rocha e Magacho (2016) e Albeaik *et al.* (2017), este trabalho apresentará como suporte teórico e metodológico um modelo de crescimento neoclássico ligeiramente alterado para comportar o índice de complexidade econômica como variável de heterogeneidade e, assim, testar a hipótese de que a estrutura produtiva de um país se constitui em significativo instrumento de *catching-up* econômico, conforme preconiza a literatura estruturalista.

O modelo analítico será estruturado no formato de um painel de dados dinâmico. Dado que a taxa de crescimento do produto afeta diretamente o PIB *per capita*, será utilizado o estimador *System-GMM*, conforme discriminado adiante.

Dado que ($txcresc$) é a taxa de crescimento da renda *per capita*, (ECI) é o índice de complexidade econômica e que (Z) corresponde a uma matriz de variáveis de controle, as estimações consistem em obter as seguintes especificações de equações de crescimento e convergência:

i) Incondicional homogênea: testa para a existência de convergência incondicional.

$$txcresc_{i,t} = \alpha + \delta(txcresc_{i,t-1}) + \beta_1 \ln(y_{i,t-1}) + e_{i,t}. \quad (1)$$

² Nesta seção, apresentamos apenas as equações de interesse para análise e não o desenvolvimento e resolução completos de algum modelo canônico de crescimento exógeno. Considerando que esses modelos são amplamente explorados na literatura teórica e aplicada, recomendamos a leitura das obras de referência para verificação do resultado final apresentado.

- ii) Condicional homogênea: verifica a existência de convergência condicionada ao controle de variáveis.

$$txcresc_{i,t} = \alpha + \delta(txcresc_{i,t-1}) + \beta_1 \ln(y_{i,t-1}) + \gamma Z_{i,t} + e_{i,t}. \quad (2)$$

- iii) Incondicional heterogênea: tal como em ii), porém testa as variáveis de interação.

$$txcresc_{i,t} = \alpha + \delta(txcresc_{i,t-1}) + \beta_1 \ln(y_{i,t-1}) + \beta_2 \ln(y_{i,t-1}) ECI_{i,t} + e_{i,t}. \quad (3)$$

- iv) Condicional heterogênea que considera a variável de interação:

$$txcresc_{i,t} = \alpha + \delta(txcresc_{i,t-1}) + \beta_1 \ln(y_{i,t-1}) + \beta_2 \ln(y_{i,t-1}) ECI_{i,t} + \gamma Z_{i,t} + e_{i,t}. \quad (4)$$

Em que e corresponde ao de erro aleatório e os subscritos i , t e $t - 1$ identificam a variável correspondente ao país i no período t ou, defasado em uma unidade de tempo, $t - 1$.

A definição das variáveis de controle a serem consideradas em equações de crescimento não configura uma questão de fácil resolução. Na prática, a teoria econômica comporta múltiplas especificações nas quais um grupo de regressores teoricamente válidos pode ser utilizado para explicar variáveis de resposta, ainda que os coeficientes estimados variem consideravelmente em razão do conjunto de dados adotados (LEVINE; RENELT, 1992).

Por se tratar de um trabalho precipuamente empírico, o critério de seleção das variáveis de controle a serem utilizadas nesta pesquisa buscará seguir, no que for possível, a praxe dos principais estudos de crescimento e convergência de renda. Para tanto, além do emprego de variáveis consideradas essenciais nas investigações mais relevantes sobre o tema, a inclusão de indicadores previamente analisados em pesquisas que focalizam regiões em desenvolvimento auxiliarão na construção de um modelo *ad hoc*.

Partindo dessa premissa, a justificativa de uso, a correspondência na literatura e as relações esperadas com a variável dependente são fundamentadas como segue: o grupo de variáveis elementares composto pela taxa de investimento como proporção do PIB (inv/pib), renda inicial ($pibpc_{t-1}$), o índice de capital humano (hc) e taxa de crescimento populacional ($crescpop$) é compatível com os parâmetros dos modelos neoclássicos de crescimento de Cass (1965), Grossman e Helpman (1991), Koopmans (1965), Lucas (1988), Romer (1990) e Solow (1956). Além de ampla presença em trabalhos aplicados, em que se destacam os de Barro (1996), Barro e Sala-i-Martin (1990) e Mankiw, Romer e Weil (1992).

A razão de utilização dessas variáveis decorre das implicações teóricas dos modelos citados, sendo que esses modelos definem que o crescimento pode ser, basicamente, explicado pela evolução das variáveis explicativas ao longo do tempo. Neste sentido, espera-se que a relação entre as variações do produto *per capita* e da taxa de acumulação de capital físico, (inv/pib), seja direta, *ceteris paribus*, por se tratar de um componente de expansão da capacidade produtiva. O mesmo raciocínio se aplica para indicadores de capital humano, uma vez que ao refletir condições de escolaridade e qualificação da força

de trabalho, a relação esperada é positiva com a taxa de crescimento, mantidos constantes os demais fatores.

Afinal, para a relação entre o crescimento populacional e o crescimento do produto, o sinal esperado pode ocorrer em ambos os sentidos, a depender de qual efeito, diluição ou acumulação, o crescimento vegetativo exerce sobre a variação do produto (BUCCI; LA TORRE, 2009).

Para adequar o modelo proposto a outras possíveis fontes de determinação do crescimento econômico, variáveis de controle adicionais correspondentes à política fiscal (*gasto/pib*) e à abertura comercial (*abert*), que julgamos serem potencialmente correlacionadas com o crescimento da renda *per capita*, serão incluídas nos testes econométricos.

Presente em pesquisas empíricas como as de Awaworyi, Ugur e Yew (2017), Bertussi e Figueiredo (2009a, 2009b), Cabral e Mollick (2012), a influência do padrão de política fiscal sobre o crescimento pode assumir distintas interpretações. Um impacto positivo sobre o crescimento pode ser decorrente da oferta de bens públicos promotores de crescimento, tais como a oferta de infraestrutura, legislação tributária racional e progressiva, entre outros. Contudo, em sentido oposto, o peso do governo na economia pode ocasionar repercussões negativas nas taxas de crescimento da renda *per capita* em virtude do aparato burocrático que obsta a atividade produtiva, e, ainda, a imposição de impostos distorcivos, entre outros fatores.

A despeito das várias formas de medição da participação dos gastos públicos na economia, nelas incluídas os gastos correntes totais como proporção do PIB ou a taxa de crescimento desses dispêndios, optamos pela primeira alternativa, razão gastos correntes totais/PIB, como *proxy* da influência dos gastos do governo na economia.

Mais profusa, no entanto, a verificação do papel desempenhado pelo grau de abertura comercial de uma economia sobre o crescimento dispõe de ampla literatura sobre o tema. Desde os arcabouços teóricos formalizados por Grossman e Helpman (1990), Rivera-Batiz e Romer (1991) e Romer (1986, 1990), entre outros, até as análises empíricas de, *e.g.*, Ciešlik e Tarsalewska (2011) e Nannicini e Billmeier (2011), o impacto da abertura comercial sobre o desenvolvimento econômico tem sido objeto de atenção constante por parte de economistas e pesquisadores.

De maneira geral, as evidências reveladas pelos referidos trabalhos trazem o entendimento que tanto os investimentos estrangeiros diretos (IED) quanto o volume de comércio externo, ou seja, o contato com produtos e técnicas produtivas internacionais, é capaz de gerar difusões tecnológicas que favorecem o aprendizado, o aumento da produtividade e o crescimento da economia, além do volume de exportações, que representam, *per se*, um componente de demanda agregada com repercussão positiva no produto.

Portanto, a *proxy* representativa do grau de abertura comercial será constituída pela soma das importações e exportações como proporção do PIB e a relação esperada entre a variável e o crescimento econômico é positiva, todo o resto permanecendo constante.

A inserção do termo de interação, $[\ln(y_{i,t-1}) ECI_{i,t}]$, permite medir se a taxa de crescimento de um determinado país é mais sensível ao nível de renda inicial quanto maior for a complexidade econômica de suas exportações. O coeficiente de convergência de longo prazo pode, dessa forma, ser obtido:

$$\beta = \frac{\beta_1 + \beta_2 ECI_{i,t}}{1 - \delta}. \quad (5)$$

Significando que valores negativos de β_2 contribuem positivamente para o valor de β -convergência, assim como valores positivos de β_2 reforçam diretamente um processo de divergência.

3.2. O Critério de Agrupamento por Clubes

A forma mais simples e intuitiva de se propor um agrupamento de países para testar a hipótese de convergência por clubes seria a separação de dois grupos de países classificados conforme o continente de cada um. Entretanto, para Bertussi e Figueiredo (2009b), este é um critério arbitrário e que deve ser evitado.

Com isso, uma abordagem mais apropriada seria considerar, além da classificação geográfica da amostra, um método de agrupamento que levasse em consideração variáveis econômicas, particularmente o caminho de transição da renda *per capita*. Para tal finalidade, Phillips e Sul (2007) propuseram um algoritmo baseado no uso recursivo do “teste da regressão *log t*”.

Esse teste, que possui a desejável propriedade de identificar as melhores taxas de divergência para afastar a possibilidade de ocorrência da “Falácia de Galton”, vem sendo utilizado em diversos trabalhos e consiste no seguinte procedimento (BARTKOWSKA; RIEDL, 2012; BORSI; METIU, 2015):

Considere a decomposição do painel de dados, a seguir:

$$X_{i,t} = g_{i,t} + a_{i,t}. \quad (6)$$

onde $g_{i,t}$ e $a_{i,t}$ são os componentes sistemáticos e transitórios, respectivamente. Para separar os elementos comuns dos elementos idiossincráticos das séries, a equação (6) pode ser assim transformada:

$$X_{i,t} = \left(\frac{g_{i,t} + a_{i,t}}{u_t} \right) u_t = d_{i,t} u_t. \quad (7)$$

onde $d_{i,t}$ corresponde a um elemento idiossincrático variável no tempo e u_t é um componente comum único. Nesse caso, $d_{i,t}$ representa os desvios em torno do componente de tendência comum u_t .

No geral, a estimação do modelo sem certas imposições sobre $d_{i,t}$ e u_t não pode ser obtida. Dessa forma Phillips e Sul (2007) propuseram remover o fator comum, resultando em:

$$h_{i,t} = \frac{X_{i,t}}{\left(\frac{1}{N}\right)\sum_{i=1}^N X_{i,t}} = \frac{d_{i,t}}{\left(\frac{1}{N}\right)\sum_{i=1}^N d_{i,t}}. \quad (8)$$

Sendo que $h_{i,t}$ traça o caminho de transição do indivíduo i em relação à média do painel, e a média cruzada de $h_{i,t}$ é a unidade e o desvio-padrão dado por:

$$H_{i,t} = \left(\frac{1}{N}\right)\sum_{i=1}^N (h_{i,t} - 1)^2 \rightarrow 0 \text{ se } \lim_{t \rightarrow \infty} d_{i,t} = d, \forall i. \quad (9)$$

Finalmente, sob $H_0: d_i = d$, o teste da regressão “log t” é baseado na estimação do seguinte modelo:

$$\log\left(\frac{H_1}{H_t}\right) - 2 \log[\log(t)] = a + b \log(t) + \varepsilon_t, \quad (10)$$

Com $t = [rT], [rT] + 1, \dots, T$, para $r > 0$.

A distribuição de t é dada por:

$$t_b = \frac{\hat{b}-b}{s_b} \sim N(0,1). \quad (11)$$

Isto posto, a análise de convergência por clubes consistirá, além da abordagem estritamente geográfica – ao considerar o agrupamento por continente – da classificação a partir de parâmetros econômicos adequados.

3.3. O Estimador System-GMM

Uma parte considerável dos estudos sobre convergência de renda surgida até a década de 1990 apresentou regressões únicas do tipo *cross-section*. Entretanto, Islam (1995) argumenta que tal metodologia pressupõe funções de produção indistinguíveis entre os países, o que levaria a resultados enviesados pela presença de características individuais não observáveis.

Para contornar o problema, o autor sugere a adoção de técnicas de dados em painel para que seja possível controlar as diferenças entre os países que sejam capazes de afetar o crescimento econômico (*e.g.* instituições, tecnologia, padrões culturais, etc.) através de efeitos fixos ou aleatórios.

Ainda que os modelos de Efeitos-Fixos permitam o controle de variáveis não observáveis invariáveis no tempo, eles ignoram a possibilidade de efeitos persistentes. Adicionalmente, a presença de regressores defasados na equação pode invalidar a hipótese de exogeneidade estrita dos preditores.

A saída encontrada por Arellano e Bond (1991) foi propor um modelo em painel dinâmico cuja equação é diferenciada em primeira ordem, resultando no seguinte modelo AR(1), conforme as obras de referência.

Não obstante a correção do viés e a consistência dos estimadores, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Blond (1998) atestaram a instrumentalização fraca de níveis defasados

com efeito persistente e propuseram restrições de momento adicionais, de modo a garantir a estacionariedade da série nos primeiros momentos de $y_{i,t}$.

Assim sendo, o estimador *System-GMM* utiliza diferenças defasadas como instrumento para equações em nível e níveis defasados para equações em primeira diferença. Prescindindo, dessa forma, da necessidade de instrumentos exógenos diante da instrumentalização fraca dos níveis defasados para as variáveis independentes.

A estratégia de instrumentalização das variáveis tratadas como endógenas segue a recomendação proposta por Bond, Hoeffler e Temple (2001) de considerar a segunda defasagem como instrumento para as equações em primeira diferença, bem como a primeira diferença defasada em um período para instrumentalizar as equações em nível; à exceção das variáveis medidas com erro, caso que se considera a terceira defasagem da variável em nível como instrumento das equações em primeira diferença e a segunda defasagem da primeira diferença como instrumento das equações em nível.

No presente estudo, consideramos a instrumentalização sugerida para variáveis medidas com erro para o caso dos regressores que envolvem a renda *per capita* em seu cômputo, caso do termo autorregressivo da taxa crescimento, para a variável de interação entre renda e índice de complexidade econômica, além da renda *per capita* propriamente dita. Demais variáveis seguirão a instrumentalização normal sugerida. Tal procedimento visa garantir a eliminação da endogeneidade provocada pela presença dos efeitos fixos específicos de países.

Serão realizados os seguintes testes estatísticos: autocorrelação entre os termos de erro para manter a confiabilidade dos testes de significância estatística dos coeficientes estimados (Teste de Arellano-Bond) e de validade dos instrumentos utilizados (Teste de Hansen). As variáveis de controle serão admitidas como endógenas no modelo.

A análise constará de uma amostra de 39 países da América Latina, Caribe e Ásia, todos com mais de um milhão de habitantes para evitar distorções nas estimativas. Além disso, foi levado em consideração o fato de serem países que apresentam sistemas econômicos minimamente desenvolvidos e, conforme revela o extenso histórico de trabalhos comparados envolvendo as referidas regiões, as divergentes trajetórias de sucesso econômico ainda carecem de explicações conclusivas. Assim sendo, apesar de existir a possibilidade de se trabalhar com o máximo possível de países, caso a intenção fosse explorar a complexidade como fenômeno mundial, para os fins delimitados nesta pesquisa os países considerados estão limitados aos continentes latino-americano, caribenho e asiático. São eles:

Argentina, Bangladesh, Bolívia, Brasil, Camboja, Chile, China, Colômbia, Coreia do Sul, Costa Rica, El Salvador, Filipinas, Guatemala, Honduras, Índia, Israel, Jamaica, Japão, Jordânia, Líbano, Malásia, México, Mianmar, Mongólia, Nepal, Nicarágua, Palestina, Panamá, Paquistão, Paraguai, Peru, República Dominicana, Singapura, Síria, Sri Lanka, Tailândia, Taiwan, Turquia e Uruguai.

3.4. Fonte e Tratamento dos Dados

Os dados a serem utilizados na análise são de natureza secundária, estão disponíveis em periodicidade anual, desagregados por país e abrangem o período compreendido entre 1970 e 2010. No que tange ao uso de variáveis cuja construção envolve valores monetários, todas variáveis estão expressas em valores constantes, tendo o ano de 2011 como base de comparação. As taxas de crescimento demográfico e da renda foram construídas a partir dos dados da “*Penn World Table (PWT)*” versão 9.0. Para maior clareza, a Tabela 2 complementa essas informações:

Tabela 2: Descrição, Fonte e Unidade de Medida dos Dados

Grupo: variáveis elementares			
	Descrição	Fonte	Unidade
Renda média real <i>per capita</i>	Valor da renda média real em ppc (utilizada no cálculo da taxa de crescimento da renda - <i>txcresc</i>)	<i>PWT</i>	Dólares americanos
Investimento em capital físico (<i>inv/pib</i>)	Formação bruta de capital como proporção do PIB	<i>PWT</i>	Pontos percentuais
Investimento em capital humano (<i>hc</i>) ³	Média combinada do número de anos e da taxa de retorno da escolaridade	<i>PWT</i>	Valor absoluto
População	Total absoluto de habitantes (utilizada para construção da taxa de crescimento vegetativo - <i>crescpop</i>)	<i>PWT</i>	Pontos percentuais
Grupo: variáveis de controle			
Política fiscal (<i>gasto/pib</i>)	Total dos gastos públicos correntes como proporção do PIB	<i>PWT</i>	Pontos percentuais
Abertura comercial (<i>abert</i>)	Corrente de comércio como proporção do PIB	<i>PWT</i>	Pontos percentuais
Complexidade econômica (<i>eci</i>)	Índice de Complexidade Econômica	<i>The Observatory of Economic Complexity</i>	Valor absoluto

³ Conforme discutido no documento “Human capital in PWT 9.0” (disponível em: https://www.rug.nl/ggdc/docs/human_capital_in_pwt_90.pdf), o índice de capital humano constante da PWT 9.0 é derivado de uma combinação de dados de “média de anos de escolaridade” e “retorno da educação” compilados por Barro e Lee (2013) e Cohen e Soto (2007).

4. Resultados e Discussões

Introdutoriamente, apresentamos os dados referentes às estatísticas sumárias que decompõe os valores de desvio-padrão, mínimo e máximo das variáveis, em médias quadrienais, conforme apresentado na Tabela 3. De acordo com os dados da tabela, pode-se observar que a média geral da taxa de crescimento da renda *per capita* (*txcresc*) foi 2,7%, sendo que a menor taxa observada foi -86,5% para a o Líbano em 1976, possivelmente em razão da Guerra Civil Libanesa (1975-1990). Em contraste, o valor máximo da taxa de crescimento do produto foi de 109,1% experimentado por Mianmar em 1970, provavelmente em função das reformas socialistas que o país, vivenciou a partir de meados da década de 1960.

Considerando a variável produto real *per capita* (*y*), o valor geral médio foi de US\$ 6.993,71, sendo o valor mínimo de US\$ 737,89 no Nepal para o ano de 1973. O valor máximo de US\$ 56.960,02 foi observado em Singapura em 2007.

Tabela 3: Estatísticas Descritivas

Variável	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Obs.
<i>txcresc</i>	0,03	0,08	-0,86	1,09	1556
<i>pibpc</i>	6.993,71	7.326,12	737,89	56960,02	1560
<i>gasto/pib</i>	0,18	0,09	0,03	0,67	1560
<i>abert</i>	0,41	0,55	0,00	6,09	1560
<i>inv/pib</i>	0,21	0,10	-0,09	0,67	1560
<i>crescpop</i>	0,02	0,01	-0,03	0,06	1556
<i>hc</i>	2,04	0,53	1,03	3,50	1480
<i>eci</i>	0,08	0,74	-2,40	2,72	1397

Fonte: elaborada pelo autor a partir de dados da pesquisa. Obs.: número de observações.

Dos dados até aqui apresentados, a disparidade de renda fica evidente diante da inspeção dos valores brutos. Mesmo ajustando a análise para períodos equivalentes, a renda real *per capita* média de Singapura correspondeu a 33 vezes a menor renda (US\$ 1.570,14) no hiato 2007-2010, também atribuída ao Nepal.

Em sequência, as variáveis expressas como proporção do PIB, gastos do governo, abertura comercial e investimento, alcançaram valores de 18,2%, 40,8% e 21,1%, na média geral, respectivamente. A taxa de crescimento populacional apresentou valor aproximadamente equivalente a 2%.

Os valores médios gerais dos índices de capital humano (*hc*) e complexidade econômica (*eci*) foram de 2,04 e 0,08, respectivamente, com valores mínimos aproximados de 1,03 (Nepal em 1970) e -1,43 (Camboja para o ano de 1984) e máximos de 3,50 (Israel em 2009) e 2,72 (Japão no ano de 2004), respectivamente.

Da análise preliminar das estatísticas descritivas, observa-se que o Nepal, país que apresentou os mais baixos níveis de renda *per capita* da amostra, também apresentou o menor valor de capital humano (*hc*), sendo que Israel e Japão, reconhecidamente países de

elevado nível de desenvolvimento econômico, mostraram ter os maiores valores das variáveis não monetárias de capital humano e complexidade econômica (*eci*).

4.1. Convergência de Renda Absoluta e Condicional para a Amostra Completa

Realizados os procedimentos estatísticos preliminares, apresentamos os resultados obtidos a partir das regressões que consideram a amostra contemplando todos os países, conforme tabela a seguir:

Tabela 4: Convergência de renda na América Latina, Caribe e Ásia

Variável	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>System-GMM</i>	<i>System-GMM</i>	<i>System-GMM</i>	<i>System-GMM</i>
<i>txcresc</i> _{t-1}	0,12 (1,03)	0,14 (0,82)	0,04 (0,26)	-0,14 (-0,89)
<i>(pibpc)</i> _{t-1}	0,01* (1,70)	0,04** (2,20)	-0,05*** (-4,97)	-0,08** (-2,19)
<i>(pibpc*eci)</i> _{t-1}		-0,004** (-2,7)		-0,004** (-2,1)
<i>crescpop</i>			-0,43 (-0,71)	0,23 (0,26)
<i>Abert</i>			0,03*** (5,15)	0,03*** (3,03)
<i>gasto/pib</i>			-0,23** (-2,62)	-0,35** (-2,43)
<i>inv/pib</i>			0,10 (1,24)	0,01 (0,13)
<i>Hc</i>			0,07*** (4,77)	0,10*** (3,33)
<i>Eci</i>				0,05** (2,41)
<i>constante</i>	-0,10 (-1,42)	-0,28** (-2,06)	0,36*** (4,85)	0,53* (2,01)
<i>Núm. Inst.</i>	38	38	24	27
<i>N</i>	351	314	333	305
<i>Hansen</i>	37,63	34,52	19,21	19,80
<i>hansen(p-valor)</i>	0,35	0,44	0,26	0,28
<i>ar1</i>	-2,31	-2,04	-2,77	-1,88
<i>ar1(p-valor)</i>	0,02	0,042	0,01	0,06
<i>ar2</i>	0,79	0,74	0,04	-0,94
<i>ar2(p-valor)</i>	0,43	0,46	0,97	0,34

Notas: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.010. Estatística t entre parênteses.

Em primeiro lugar, salientamos que os resultados apresentados nas tabelas de regressões foram obtidos pelo método *System-GMM* respeitando os seguintes critérios de balizamento: para controlar a proliferação de instrumentos e preservar os Testes de Hansen em valores críveis e, com isso, verificar a validade dos instrumentos empregados, utilizaram-se matrizes de instrumentos colapsadas, quando necessário, e a transformação de desvios ortogonais “para frente” ao invés da primeira diferença (ARELLANO; BOVER, 1995). Além disso, seguiu-se o critério definido por Roodman (2009) de manter o *p-valor* do teste em valores inferiores à unidade ou muito próximos a ela, sempre que possível.

Feito isto, passemos a análise das estimações obtidas. Os modelos (1) e (2) correspondem às equações de convergência incondicional. No primeiro caso, houve

significância estatística para a variável associada ao nível inicial de renda ($pibpc_{t-1}$), indicando a presença de trajetória de divergência de renda *per capita* entre os países da amostra, isto é, quando não controlada, a equação de crescimento aponta para a ausência de um estado estacionário comum para os países da amostra; discordando de evidências encontradas, por exemplo, em Bertussi e Figueiredo (2009b), que não rejeitaram a hipótese de convergência absoluta para um conjunto semelhante de países.

Para o modelo (2), foi adicionado o termo de interação entre o logaritmo da renda inicial e o índice de complexidade econômica, ($pibpc^*eci_{t-1}$). Nesse caso, tanto a renda inicial, variável ($pibpc_{t-1}$), quanto o termo de interação são estatisticamente significativos ao nível de 5% e com sinais opostos, indicando que, mesmo permitindo que os demais determinantes do crescimento oscilem, a complexidade econômica exerce força convergente das taxas de crescimento. Em outras palavras, considerando somente o nível de renda inicial, observa-se divergência entre os países da amostra, sendo essa divergência amortecida pela complexidade das exportações de cada economia. Ou seja, para níveis elevados de complexidade econômica, a velocidade⁴ da divergência é reduzida em função da estrutura produtiva específica de cada país. Tal indício conforma com os resultados encontrados no trabalho de Gala, Rocha e Magacho (2016).

Os modelos (3) e (4) trazem os resultados para as equações de convergência condicional, tanto homogênea (sem o termo de interação) quanto heterogênea. Neles, o que se observa é o surgimento da evidência de convergência condicional de renda, quando controlada, para as variáveis selecionadas. Ou seja, mantidos constantes os controles assumidos como relevantes, o coeficiente da renda inicial torna-se negativo e estatisticamente significativo. Em relação aos controles dos modelos condicionais, apenas os indicadores de crescimento populacionais, (*crescpop*) e investimento em capital físico, (*inv/pib*), são estatisticamente iguais a zero. Os demais coeficientes associados à abertura comercial, (*abert*), aos gastos do governo, (*gastos/pib*), e à acumulação de capital humano, (*hc*) foram estatisticamente significativos, sendo que a abertura comercial e a acumulação de capital humano indicaram participação positiva para o crescimento, conforme esperado. De maneira oposta, os gastos do governo indicam uma influência redutiva para o crescimento. Resultados similares estão presentes nos trabalhos de Bertussi e Figueiredo (2009a, 2009b) e Cabral e Mollick (2012).

Para os coeficientes que envolvem o ECI, os sinais invertidos – positivo para o controle e negativo para o termo de interação – sugerem uma possível relação não linear do indicador no que diz respeito a sua influência sobre o crescimento. Isso implica que, dada a contribuição positiva do ECI para a taxa de crescimento da renda, valores elevados de complexidade redundam, em um primeiro momento, em rendas igualmente altas. Mas, pelo caráter multiplicativo do termo de interação e pelo fato

⁴ A velocidade de convergência/divergência corresponde à taxa pela qual a renda *per capita* se aproxima/afasta linearmente do seu respectivo estado estacionário.

de seu coeficiente ser negativo, somente poderemos concluir se a complexidade vem a ser mais importante para um ou outro processo (crescimento ou convergência) quando conhecermos a magnitude dos coeficientes estimados.

Como exemplo, tomemos os valores atribuídos aos coeficientes do termo de interação e da variável de controle da equação (4), sendo eles -0,004, 0,054, respectivamente. Se atribuirmos às variáveis renda e ECI valores medianos hipotéticos de \$5.000,00 e 0,5, respectivamente, podemos constatar, imediatamente, que o produto da expressão $\{-0,004\}x[\ln(5.000)]x[0,5] + \{(0,054)x(0,5)\} = 0,01$ favorece o crescimento de países de renda baixa e média. Contudo, conforme avançarmos na grandeza dos dois indicadores, digamos, renda de \$50.000,00 e ECI próximo de 1, o resultado positivo não pode ser assegurado e a contribuição líquida pode ser negativa, evidência próxima àquela apresentada por Albeaik *et al.* (2017).

Para as variáveis de controle, em face da especificação semilogarítmica dos modelos (log-lin), a interpretação dos coeficientes na forma de elasticidades precisa levar em consideração o valor do regressor em um ponto específico. Dito isto, recorrendo às estatísticas descritivas, podemos afirmar que a contribuição média do aumento de 1% na razão de abertura da economia é capaz de elevar a taxa de crescimento em 0,01%, uma vez que o coeficiente da variável (*abert*) girou em torno de 0,03 nas equações (3) e (4), e sua média total foi de 0,41, de acordo com a Tabela 3. Para verificação do resultado, basta levar em consideração a definição matemática de elasticidade para especificações do tipo log-lin, qual seja, $\epsilon = \beta \cdot \bar{X}$, sendo ϵ a elasticidade, β o coeficiente estimado e \bar{X} o valor médio da variável.

Por extensão, dados os incrementos de 1% nos indicadores de gastos públicos, capital humano e complexidade econômica, poderemos observar, em média, variações de -0,55%, 0,18% e 0,004% na taxa de crescimento, respectivamente e com todo o resto permanecendo constante.

4.2. Convergência de Renda Condicional e Absoluta por Clubes

Nesta etapa, apresentamos os resultados obtidos de acordo com o método de agrupamento discutido na metodologia e, em seguida, as regressões de convergência tendo os clubes como critério de “cluster”.

De acordo com a Tabela 5, o valor do teste “log t” afastou a hipótese de convergência absoluta na amostra. No mais, após a execução do algoritmo recursivo, apurou-se a existência de três clubes de convergência, sendo eles: *Clube 1* – Argentina, Chile, China, Israel, Japão, Coreia do Sul, Líbano, México, Malásia, Singapura, El Salvador, Turquia, Taiwan, Uruguai; *Clube 2* – Bolívia, Brasil, Colômbia, Costa Rica, R. Dominicana, Guatemala, Índia, Jamaica, Jordânia, Sri Lanka, Mongólia, Panamá, Peru, Filipinas, Paraguai, Síria, Tailândia; *Clube 3* – Bangladesh, Honduras, Camboja, Mianmar, Nicarágua, Nepal, Paquistão, Palestina.

Tabela 5: "log t" Teste

Variável	Coef.	Desv.Pad.	t-stat
log(t)	-0,960	0,174	-5,515

Nota: número de indivíduos = 39; número de períodos = 10;
primeiros 3 períodos descartados antes da regressão

As regressões baseadas nesses grupos podem ser visualizadas abaixo. Diversamente dos resultados encontrados em Bertussi e Figueiredo (2009a, 2009b), não foi possível encontrar evidências de convergência incondicional por clubes [modelos (5) e (6)]. Ao invés disso, os coeficientes correspondentes à variável de renda defasada apontaram para a existência de divergência de renda incondicional estatisticamente significativa para todos os grupos, em pelo menos uma das especificações (5) e (6). Nesse sentido, não é possível atestar a existência de bases de atração que impliquem em estados estacionários absolutos para clubes de convergência entre os países da amostra.

Prosseguindo com a análise, os termos de interação associados aos clubes de convergência apresentaram coeficientes negativos, entretanto o valor relativo ao clube 2 não é estatisticamente diferente de zero. Nessas condições, não rejeitamos a hipótese de que a estrutura produtiva importa para a taxa de convergência de renda, mesmo na análise por clubes.

De outra forma, os modelos de convergência condicional (7) e (8) sugerem que quando se incorporam as variáveis de controle, a convergência condicional de renda é estatisticamente significativa para os três clubes no primeiro modelo, e somente para o clube 3 no modelo (8).

Em relação ao termo de interação, os clubes 2 e 3 mantiveram coeficientes negativos e significativos, tal como no modelo (6) precedente, preservando a tendência observada na análise sem agrupamento – modelos (2) e (4). Para esses mesmos clubes, a variável de controle “eci” também apresentou significância estatística e com coeficiente positivo, o que sugere, novamente, a possibilidade de relação não linear entre crescimento e complexidade econômica.

No que concerne aos controles, a variável de abertura comercial foi significativa para os clubes 1 e 3. No primeiro caso, o grau de abertura da economia exerce influência positiva para o crescimento, entretanto, para o clube 3, o coeficiente apurado foi negativo, contrariando o esperado. Considerando que esse clube agrega, relativamente, os países de rendas *per capita* menos elevadas da amostra, o valor negativo do coeficiente pode indicar que países mais pobres tendem a sofrer um impacto redutor do crescimento de acordo com o grau de abertura da economia. Uma possível explicação para o fenômeno reside na concorrência dos produtos importados diante da produção nacional.

Em outro sentido, os clubes 2 e 3 apresentaram coeficientes significativos para a variável de gastos do governo, novamente com sinais alternados, sendo que para o clube 2, que podemos considerar como de “renda média” na amostra, o coeficiente apresentado foi negativo e, para o clube 3, o valor apurado foi positivo.

Tabela 6: Convergência de Renda por Clube na América Latina, Caribe e Ásia

Variável	(5)	(6)	(7)	(8)
	System-GMM	System-GMM	System-GMM	System-GMM
$txcresc_{t-1}^*c1$	-0,04 (-0,53)	-0,31 (-0,83)	-0,22 (-1,25)	-0,21 (-1,45)
$txcresc_{t-1}^*c2$	0,51** (2,57)	0,24 (1,29)	0,17 (1,07)	0,29*** (2,91)
$txcresc_{t-1}^*c3$	0,28 (1,25)	0,46***	-0,35 (-1,23)	-0,17 (-1,23)
$(pibpc)_{t-1}^*c1$	0,01 (0,30)	0,08** (2,39)	-0,10*** (-2,78)	-0,12** (-2,31)
$(pibpc)_{t-1}^*c2$	0,06** (2,33)	0,05* (1,79)	-0,05* (-2,00)	-0,05** (-2,21)
$(pibpc)_{t-1}^*c3$	0,13* (1,94)	-0,05 (-0,98)	-0,09* (-1,76)	-0,10** (-2,45)
$(pibpc^*eci)_{t-1}^*c1$		-0,02*** (-3,25)		-0,01** (-2,08)
$(pibpc^*eci)_{t-1}^*c2$		-0,004 (-0,95)		0,005 (0,60)
$(pibpc^*eci)_{t-1}^*c3$		-0,002*** (-2,96)		-0,001 (-0,51)
$crecscpop^*c1$			3,38 (0,43)	-1,17 (-0,18)
$crecscpop^*c2$			0,01 (0,00)	-1,60 (-0,38)
$crecscpop^*c3$			-3,58 (-1,26)	2,82 (1,30)
$abert^*c1$			0,02 (0,78)	0,03* (1,97)
$abert^*c2$			0,02 (0,46)	0,02 (0,45)
$abert^*c3$			0,03 (0,43)	-0,07 (-0,87)
$(gasto/pib)^*c1$			-0,24 (-0,29)	-0,01 (-0,01)
$(gasto/pib)^*c2$			-0,16 (-1,02)	-0,36*** (-2,86)
$(gasto/pib)^*c3$			0,15 (0,50)	0,30 (0,90)
$(inv/pib)^*c1$			-0,00 (-0,03)	0,18 (0,66)
$(inv/pib)^*c2$			0,08 (0,33)	0,01 (0,03)
$(inv/pib)^*c3$			-0,25 (-0,55)	0,06 (0,25)
hc^*c1			0,18 (1,48)	0,13 (1,20)
hc^*c2			0,08 (1,54)	0,01 (0,27)
hc^*c3			0,23** (2,36)	0,32*** (3,48)
eci^*c1				0,15*** (5,30)
eci^*c2				-0,04 (-0,61)
eci^*c3				0,05 (0,84)
$const^*c1$	-0,02 (-0,13)	-0,53** (-2,08)	0,54*** (2,96)	0,73** (2,23)
$const^*c2$	-0,52** (-2,62)	-0,43* (-1,84)	0,23 (0,65)	0,48 (1,31)
$const^*c3$	-0,99** (-2,08)	0,41 (0,94)	0,39 (1,23)	0,20 (1,19)
<i>Núm. Inst</i>	12	39	43	58
<i>N</i>	351	314	296	272
<i>Hansen</i>	1,60	24,11	12,77	4,72
<i>Hansen (p-valor)</i>	0,66	0,62	0,85	1,00
<i>ARI</i>	-3,30	-1,61	-2,74	-3,17
<i>ARI(p-valor)</i>	0,00	0,11	0,01	0,00
<i>AR2</i>	1,14	-0,21	0,28	-0,08
<i>AR2 (p-valor)</i>	0,25	0,83	0,80	0,93

Notas: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.010. Estatística t entre parênteses.

Tal fato demonstra que o papel da política fiscal pode ser mais ou menos importante, de acordo com o nível de renda dos países considerados. Diante disso, para países de renda média baixa, os gastos públicos podem configurar um importante elemento de demanda agregada e de propulsão do crescimento econômico.

As variáveis de acumulação de capital físico e humano apresentaram coeficientes significativos e positivos nos seguintes casos: capital físico (investimento), clube 3 no modelo (8); capital humano, clube 1 no modelo (7) e clube 3 no modelo (8), destacando a esperada contribuição direta da acumulação de capital para o crescimento, conforme discussão anteriormente apresentada. De maneira geral, os trabalhos de Bertussi e Figueiredo (2009a, 2009b) também apresentaram resultados estatisticamente significativos para controles relacionados aos gastos do governo, abertura comercial e indicadores de capital humano.

Por fim, o índice de complexidade econômica, quando significativo, permaneceu com o esperado sinal positivo. Esses valores podem ser observados para os clubes 1 e 3 no modelo (7).

Em consideração à relativa inconsistência dos parâmetros estimados para as variáveis de controle nas regressões por clubes, optamos por preservar esta seção somente para a discussão quanto ao critério de estimação, a sua validade empírica e a outros resultados de interesse mais direto, deixando a análise quantitativa para a próxima seção, na qual o agrupamento por continente retornou valores estatisticamente mais significativos.

4.3. Convergência de Renda Condicional e Absoluta por Continente

Para fins de comparação e com objetivo de investigar uma possível determinação geográfica do processo de convergência de renda entre os países analisados, ajustamos as regressões até aqui desenvolvidas adotando a regra de localização continental como critério de agrupamento e cujos resultados constam na Tabela 7.

Considerando que estudos comparativos que abordam, especificamente, os continentes americano e asiático como possíveis clubes de convergência não foram encontrados na literatura, realizamos as análises das estimativas constantes da Tabela 7 sem o apoio de trabalhos comparáveis.

Os resultados desta seção demonstram que quando os países são agrupados por continente, as dinâmicas de crescimento da renda *per capita* da América Latina, Caribe e Ásia seguem trajetória de divergência quando consideradas as especificações não controladas – modelos (9) e (10) – conforme os coeficientes significativos apurados para a variável ($pibpc_{t-1}^*AL$) e ($pibpc_{t-1}^*Asia$), exceto para o caso asiático no modelo (9).

Contudo, quando considerada a variável de interação no modelo (10), valores significativos e negativos podem ser observados nas variáveis ($pibpc^*eci_{t-1}^*AL$) e ($pibpc^*eci_{t-1}^*Asia$), ou seja, o valor da variável de interação do período imediatamente anterior importa negativamente para a taxa de crescimento do tempo presente, contribuindo, com isso, para o processo de convergência de renda, se for esse o caso.

Na sequência, os modelos (11) e (12) trazem as especificações condicionadas homogênea e heterogênea, respectivamente. Ao inserir as variáveis de controle é possível observar que os coeficientes associados às rendas iniciais para ambos os continentes – variáveis $(pibpc_{t-1}^*AL)$ e $(pibpc_{t-1}^*Asia)$ – assumem valores significativos e negativos, indicando a presença de convergência condicional de renda, em sentido contrário ao observado nos modelos incondicionais.

Tabela 7: Convergência de Renda por Condicionamento Geográfico da Amostra (América e Ásia)

Variável	(9)	(10)	(11)	(12)
	System-GMM	System-GMM	System-GMM	System-GMM
$txcresc_{t-1}^*AL$	0,13 (0,58)	0,12 (1,02)	-0,38 (-1,52)	-0,14 (-1,09)
$txcresc_{t-1}^*Asia$	0,08 (0,28)	0,13 (0,61)	0,24* (1,86)	0,10 (0,74)
$(pibpc)_{t-1}^*AL$	0,05** (2,56)	0,07*** (3,01)	-0,10*** (-3,39)	-0,08** (-2,28)
$(pibpc)_{t-1}^*Asia$	0,01 (0,64)	0,05** (2,13)	-0,04* (-1,75)	-0,10*** (-2,77)
$(pibpc^*eci)_{t-1}^*AL$		-0,01** (-2,68)		-0,01** (-2,05)
$(pibpc^*eci)_{t-1}^*Asia$		-0,01* (-1,83)		-0,01* (-1,75)
$crescpop^*AL$			-6,86 (-1,27)	-2,31 (-1,03)
$crescpop^*Asia$			1,02 (0,81)	1,88 (1,57)
$abert^*AL$			-0,09 (-1,05)	-0,03 (-1,06)
$abert^*Asia$			0,01 (0,72)	0,02 (1,43)
$(gasto/pib)^*AL$			-0,47*** (-3,44)	-0,50*** (-4,24)
$(gasto/pib)^*Asia$			-0,23* (-1,91)	0,11 (0,42)
$(inv/pib)^*AL$			0,64*** (3,47)	-0,21 (-0,86)
$(inv/pib)^*Asia$			0,10 (0,91)	0,24*** (3,11)
hc^*AL			0,02 (0,19)	0,08 (1,65)
hc^*Asia			0,08*** (2,84)	0,15*** (4,43)
eci^*AL				0,07** (2,28)
eci^*Asia				0,10* (1,76)
$const^*AL$	-0,38** (-2,44)	-0,63*** (-2,88)	0,98*** (3,37)	0,70*** (2,94)
$const^*Asia$	-0,05 (-0,40)	-0,38* (-2,02)	0,20 (1,45)	0,45* (1,97)
<i>Núm. Inst.</i>	40	18	34	40
<i>N</i>	351	314	333	305
<i>Hansen</i>	33,634	10,274	17,108	22,408
<i>Hansen (p-valor)</i>	0,485	0,417	0,516	0,319
<i>ARI</i>	-2,003	-3,455	-2,513	-3,437
<i>ARI(p-valor)</i>	0,045	0,000	0,012	0,000
<i>AR2</i>	0,533	0,934	0,216	0,104
<i>AR2 (p-valor)</i>	0,594	0,350	0,829	0,917

Notas: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.010. Estatística t entre parênteses.

A respeito das variáveis de interação, os coeficientes relativos à América Latina, Caribe e Ásia preservam o sinal negativo e estatisticamente significativo, assim como observado no modelo (10). Um resultado relevante que pode ser depreendido das

especificações heterogêneas, modelos (10) e (12), é a estabilidade dos valores dos coeficientes das variáveis de interação, com variação absoluta de apenas 0,001 nos dois casos, confirmando a hipótese de atuação positiva da complexidade para a convergência condicional de renda.

Em relação aos controles do modelo, a variável de crescimento populacional não assumiu valores estatisticamente significativos para os dois continentes. O coeficiente do indicador de abertura comercial foi significativo e positivo para a Ásia no modelo controlado e heterogêneo (12), indicando uma possível participação direta na corrente de comércio exterior sobre o crescimento econômico *per capita* para o conjunto de países asiáticos considerados na amostra.

A fração de gastos do governo como proporção do PIB foi significativa e negativa nas duas especificações controladas, modelos (11) e (12), para o coeficiente relacionado aos países americanos, indicando contribuição negativa das despesas públicas para o crescimento do produto nos países dessa região. O mesmo valendo para os países asiáticos apenas no modelo (11). Tomando por base a média geral, assim como feito na seção 4.3.1, porém considerando os coeficientes de cada continente, podemos afirmar que, na média, para cada 1% de aumento na fração de gastos do governo da América Latina e da Ásia, a taxa de crescimento cai em 0,1% e 0,04%. Desse modo, a carga de dispêndios públicos na América Latina apresenta um efeito mais deletério que o observado na Ásia.

O indicador de investimento sobre o PIB assumiu valor significativo e positivo para a Ásia no modelo homogêneo, equação (11), assim como o índice de capital humano, nos dois modelos controlados, evidenciando o papel positivo da acumulação de capital, tanto físico quanto humano, para a expansão do produto real *per capita*. Em números, as elasticidades calculadas ficaram em 0,04 para o investimento em capital físico e 0,2 para o capital, sinalizando a supremacia do capital humano sobre o capital físico no continente asiático.

Diferentemente, para o caso da América Latina e Caribe, a ocorrência de significância estatística se deu apenas para a formação de capital físico, no modelo (11), sendo não significativo o parâmetro do capital humano nas duas especificações controladas. Portanto, podemos intuir que o acúmulo de capital humano ainda não é fator determinante para as taxas de crescimento dos países americanos da amostra. Com elasticidade equivalente a 0,12, variações de 1% na proporção investimento/PIB significam incrementos de 0,12% nas taxas de crescimento da renda *per capita* para os países da região.

Por último, com valores de elasticidade semelhantes, da ordem de 0,006 para a América Latina e 0,008 para a Ásia, o Índice de Complexidade Econômica, ECI, apresentou valores significativos e positivos, na especificação contida no modelo (12), para ambos os casos, demonstrando a relevância desse indicador para o crescimento econômico quando se considera os dois continentes isoladamente, dado que elevações de 1% no ECI levam a aumentos da taxa média de crescimento da renda para algo em torno de 0,01% nas duas regiões.

Complementar aos resultados diretos, os cálculos de velocidade de convergência condicional⁵ indicam que se tomarmos o valor, por exemplo, da amostra completa, a velocidade correspondente, excluindo o ECI, seria de 0,589%, implicando em um tempo de meia-vida⁶ igual a 122 anos, ao passo que um país que disponha de, digamos, um ECI = 1, a mesma magnitude seria de 0,774%, reduzindo o período para 93 anos.

Tomadas por continente, no caso “Ásia”, as velocidades de convergência de 0,557% e 1,450% correspondem a períodos de meia-vida de 129 e 49 anos, respectivamente. Contudo, quando analisados os valores da América Latina e Caribe, os resultados apurados não permitem concluir que a influência da complexidade econômica assume magnitude significativa em virtude da proximidade dos valores apurados: 0,792 e 0,777, respectivamente. Ou seja, considerando o intervalo de confiança dos coeficientes apurados, a relevância da estrutura produtiva para a aceleração do processo de convergência não fica estatisticamente comprovada.

Sínteses e Conclusões

O conceito de complexidade econômica representa um importante avanço no entendimento dos determinantes do crescimento econômico. A partir de elementos quantitativos de comércio exterior, o ECI utilizado neste trabalho demonstrou a relevância estatística de aspectos de diversidade e não ubiquidade das exportações para caracterizar os parques produtivos dos países considerados na amostra. Tanto para um impulso das taxas de crescimento do produto, quanto para a aceleração do processo de convergência de renda, o indicador demonstrou ter participação positiva na quase totalidade dos casos analisados.

Sendo assim, os esforços de medição da influência da complexidade econômica para o crescimento econômico contido neste trabalho se mostraram promissores ao permitir não rejeitar a hipótese de contribuição positiva da complexidade tanto para o crescimento quanto para a aceleração da convergência da renda. Nesse sentido, a utilização combinada do ECI como variável de interação e de controle constituiu uma inovação metodológica e esse aspecto configura como a principal contribuição do trabalho para os estudos da matéria.

Apesar disso, os resultados sugerem que, apesar de efetivo, o efeito real do ECI pode descrever uma trajetória não linear, caracterizando uma força econômica ambígua que, na realidade, contribui para limitar o crescimento de nações cujos níveis de renda e complexidade já se encontram em patamares elevados. Dito isso, uma decorrência imediata do fenômeno observado reside na possibilidade de os ganhos de complexidade servirem como importante instrumento de políticas de desenvolvimento econômico, mormente, para aquelas nações em situação de atraso econômico, caso da maioria dos países da amostra

⁵ A velocidade de convergência foi obtida por meio da seguinte fórmula: $\lambda = -\frac{\ln(1+\beta)}{T}$, em que β segue o cálculo discutido na seção 3.3 e T representa o número de períodos analisados.

⁶ Tempo necessário para que as desigualdades de renda sejam reduzidas pela metade. Corresponde ao valor de $\frac{\ln(2)}{\lambda}$.

avaliada. De toda forma, as evidências aqui desveladas confrontam diretamente a hipótese clássica de irrelevância do padrão produtivo para a prosperidade econômica.

Além disso, de forma agregada, todas as variáveis de controle, à exceção do crescimento populacional e do investimento em capital físico, apresentaram significância estatística com valores compatíveis com as previsões teóricas, corroborando, ao menos em parte, o papel positivo da abertura comercial e dos níveis de investimento em capital humano para o crescimento econômico, ao passo que o nível de gastos correntes do governo pode ser um elemento constrangedor da expansão do produto.

Em específico, os resultados encontrados sinalizam a presença de uma velocidade de convergência extremamente morosa quando os dois continentes são comparados. Sendo assim, a relevância dos demais fatores condicionantes sobre o desempenho da economia tende a apresentar uma participação, também, decisiva, fazendo com que as ambições de aproximação relativa dos países latino-americanos com as nações mais avançadas dos respectivos subcontinentes sejam improváveis de ocorrer, pelo menos até que as disparidades estruturais sejam equacionadas.

Logo, a correta compreensão das condições necessárias para impulsionar o crescimento econômico envolve, sobretudo, o entendimento de como as várias inter-relações possíveis entre os fatores de determinação da expansão da renda produzem o estímulo adequado para que países mais pobres cresçam a taxas mais robustas do que as nações mais ricas, elemento indispensável ao processo de convergência.

Concluindo, estruturas produtivas nacionais complexas podem constituir um caminho necessário, porém não suficiente, para alcançar condições razoáveis, ou até mesmo superiores, de desenvolvimento econômico e social, sobretudo nos lugares onde a suplantação das privações materiais e das limitações humanas configura o propósito mais urgente.

Referências

- AGOSIN, M. R. Trade and growth: why Asia grows faster than Latin America. In: **Economic Growth with Equity**. Palgrave Macmillan UK, 2007. p. 201-219.
- ALBEAIK, S. **Measuring the Knowledge Intensity of Economies with an Improved Measure of Economic Complexity**. arXiv preprint arXiv:1707.05826, 2017.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991. DOI: <https://doi.org/10.2307/2297968>
- _____.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 29-51, 1995. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D)

CHURCHILL, S.; UGUR, M.; YEW, S. L. Does Government Size Affect Per-Capita Income Growth? A Hierarchical Meta-Regression Analysis. **Economic Record**, v. 93, n. 300, p. 142-171, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1111/1475-4932.12307>

BARRO, R. J. Determinants of economic growth: A cross-country empirical study. **National Bureau of Economic Research**, 1996. DOI: <https://doi.org/10.3386/w5698>

_____.; LEE, J. W. A new data set of educational attainment in the world, 1950–2010. **Journal of Development Economics**, v. 104, p. 184-198, 2013.

DOI: <https://doi.org/10.3386/w15902>

_____.; SALA-I-MARTIN, X. Economic growth and convergence across the United States. **National Bureau of Economic Research**, 1990.

DOI: <https://doi.org/10.3386/w3419>

_____.; _____. Convergence. **Journal of Political Economy**, v. 100, n. 2, p. 223-251, 1992. DOI: <https://doi.org/10.1086/261816>

_____. Convergence across states and regions. **Brookings papers on economic activity**, p. 107-182, 1991. DOI: <https://doi.org/10.2307/2534639>

BARTKOWSKA, M.; RIEDL, A. Regional convergence clubs in Europe: Identification and conditioning factors. **Economic Modelling**, v. 29, n. 1, p. 22-31, 2012.

DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2011.01.013>

BERTUSSI, G. L.; FIGUEIREDO, L. D. **Investigando a Hipótese de Convergência na América Latina e no Leste Asiático: uma abordagem de regressão quantílica**. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2009a.

_____.; _____. **Hipótese de Convergência: uma análise para a América Latina e o leste asiático entre 1960 e 2000**. Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais, 2009b.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.

DOI: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)

BOND, S.; HOEFFLER, A.; TEMPLE, J. GMM Estimation of Empirical Growth Models. **CEPR Discussion Papers**, 2001.

BORSI, M. T.; METIU, N. The evolution of economic convergence in the European Union. **Empirical Economics**, v. 48, n. 2, p. 657-681, 2015.

DOI: <https://doi.org/10.1007/s00181-014-0801-2>

BUCCI, A.; LA TORRE, D. Population and economic growth with human and physical capital investments. **International Review of Economics**, v. 56, n. 1, p. 17-27, 2009.

DOI: <https://doi.org/10.1007/s12232-008-0054-5>

CABRAL, R.; MOLLICK, A. V. Convergence rates to output growth in a global world: The roles of openness and government size. **The International Trade Journal**, v. 26, n. 3, p. 201-222, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1080/08853908.2012.682024>

CASS, D. Optimum growth in an aggregative model of capital accumulation. **The Review of Economic Studies**, v. 32, n. 3, p. 233-240, 1965. DOI: <https://doi.org/10.2307/2295827>

CIEŚLIK, A.; TARSALEWSKA, M. External openness and economic growth in developing countries. **Review of Development Economics**, v. 15, n. 4, p. 729-744, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9361.2011.00639.x>

COHEN, D.; SOTO, M. Growth and human capital: good data, good results. **Journal of Economic Growth**, v. 12, n. 1, p. 51-76, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10887-007-9011-5>

CRISTELLI, M. Measuring the intangibles: A metrics for the economic complexity of countries and products. **PloS one**, v. 8, n. 8, p. e70726, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0070726>

DOBSON, S.; GODDARD, J.; RAMLOGAN, C. **Convergence in developing countries: evidence from panel unit root tests**. 2003.

_____.; RAMLOGAN, C. Economic growth and convergence in Latin America. **Journal of Development Studies**, v. 38, n. 6, p. 83-104, 2002. DOI: <https://doi.org/10.1080/00220380412331322591>

GALA, P.; ROCHA, I.; MAGACHO, G. **The structuralist revenge: economic complexity as an important dimension to evaluate growth and development**. Disponível em: <<https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/17575>>. Acesso em: 21 mar. 2018. 2016 DOI: <https://doi.org/10.1590/0101-31572018v38n02a01>

GROSSMAN, G. M.; HELPMAN, E. Trade, innovation, and growth. **The American Economic Review**, v. 80, n. 2, p. 86-91, 1990.

_____.; _____. Trade, knowledge spillovers, and growth. **European Economic Review**, v. 35, n. 2-3, p. 517-526, 1991. DOI: [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(91\)90153-A](https://doi.org/10.1016/0014-2921(91)90153-A)

HAUSMANN, R.; HIDALGO, C. A. The network structure of economic output. **Journal of Economic Growth**, v. 16, n. 4, p. 309-342, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10887-011-9071-4>

_____. et al. **The atlas of economic complexity**. 2011. Disponível em: <http://atlas.cid.harvard.edu/media/atlas/pdf/HarvardMIT_AtlasOfEconomicComplexity_Part_I.pdf>. Acesso em: 21 mar. 2018. v. 2, 2016.

- HIDALGO, C. A.; HAUSMANN, R. The building blocks of economic complexity. **Proceedings of the national academy of sciences**, v. 106, n. 26, p. 10570-10575, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1073/pnas.0900943106>
- _____. The product space conditions the development of nations. **Science**, v. 317, n. 5837, p. 482-487, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1126/science.1144581>
- HIRSCHMAN, A. O. **The strategy of economic development**. 1958.
- ISLAM, N. Growth empirics: a panel data approach. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 110, n. 4, p. 1127-1170, 1995.
- KHAN, M. S.; KUMAR, M. S. Public and private investment and the convergence of per capita incomes in developing countries. **International Monetary Fund**, 1993. DOI: <http://dx.doi.org/10.5089/9781451847031.001>
- KOOPMANS, T. C. **On the concept of optimal economic growth**. 1965.
- LEVINE, R.; RENELT, D. A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. **The American Economic Review**, p. 942-963, 1992.
- LUCAS JR, R. E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, n. 1, p. 3-42, 1988. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(88\)90168-7](https://doi.org/10.1016/0304-3932(88)90168-7)
- MADDISON, A. **Two Crises: Latin America and Asia 1929-38 and 1973-83**. 1985.
- MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A contribution to the empirics of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992. DOI: <https://doi.org/10.2307/2118477>
- NANNICINI, T.; BILLMEIER, A. Economies in transition: How important is trade openness for growth?. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 73, n. 3, p. 287-314, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2010.00626.x>
- NURKSE, R. **Patterns of trade and development.[sn]**. 1962.
- PHILLIPS, P. C. B.; SUL, D. Transition modeling and econometric convergence tests. **Econometrica**, v. 75, n. 6, p. 1771-1855, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2007.00811.x>
- QUAH, D. T. Empirics for economic growth and convergence. **European Economic Review**, v. 40, n. 6, p. 1353-1375, 1996. DOI: [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(95\)00051-8](https://doi.org/10.1016/0014-2921(95)00051-8)
- _____. Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs. **Journal of Economic Growth**, v. 2, n. 1, p. 27-59, 1997. DOI: <https://doi.org/10.1023/A:1009781613339>

RIVERA-BATIZ, L. A.; ROMER, P. M. Economic integration and endogenous growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 106, n. 2, p. 531-555, 1991. DOI: <https://doi.org/10.2307/2937946>

ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy**, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, 1986. DOI: <https://doi.org/10.1086/261420>

_____. Endogenous technological change. **Journal of Political Economy**, v. 98, n. 5, Part 2, p. S71-S102, 1990. DOI: <https://doi.org/10.3386/w3210>

ROODMAN, D. How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. **Stata Journal**, v. 9, n. 1, p. 86-136, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1177/1536867X0900900106>

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956. DOI: <https://doi.org/10.2307/1884513>