

UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA

THIAGO FERNANDES LADEIRA

**COMPLEXIDADE ECONÔMICA, CRESCIMENTO E  
CONVERGÊNCIA DE RENDA NA AMÉRICA LATINA, CARIBE E  
ÁSIA**

VIÇOSA  
2018

THIAGO FERNANDES LADEIRA

**COMPLEXIDADE ECONÔMICA, CRESCIMENTO E  
CONVERGÊNCIA DE RENDA NA AMÉRICA LATINA, CARIBE E  
ÁSIA**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

**Orientador:** Prof. Dr. Leonardo Chaves Borges Cardoso

Viçosa  
2018

**Ficha catalográfica preparada pela Biblioteca Central da Universidade  
Federal de Viçosa - Câmpus Viçosa**

T

L154c  
2018

Ladeira, Thiago Fernandes, 1982-  
Complexidade econômica, crescimento e convergência de  
renda na América Latina, Caribe e Ásia / Thiago Fernandes  
Ladeira. – Viçosa, MG, 2018.  
ix, 59 f. : il. (algumas color.) ; 29 cm.

Orientador: Leonardo Chaves Borges Cardoso.  
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa.  
Referências bibliográficas: f. 53-59.

1. Desenvolvimento econômico. 2. Convergência.  
3. Desenvolvimento econômico - América Latina.  
4. Desenvolvimento econômico - Ásia. I. Universidade Federal  
de Viçosa. Departamento de Economia Rural. Programa de  
Pós-Graduação em Economia Aplicada. II. Título.

CDD 22. ed. 338.9

THIAGO FERNANDES LADEIRA

**COMPLEXIDADE ECONÔMICA, CRESCIMENTO E  
CONVERGÊNCIA DE RENDA NA AMÉRICA LATINA, CARIBE E  
ÁSIA**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

APROVADA: 03 de abril de 2018.

---

Luciano Dias de Carvalho

---

Fernanda Aparecida Silva

---

Leonardo Chaves Borges Cardoso  
(orientador)

Dedico este trabalho ao meu inesquecível tio Autran.

Homem gigante.

Norte moral e exemplo de sabedoria.

## AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, ao meu orientador, professor Leonardo, pela dedicação e por todo o conhecimento comigo partilhado.

Agradeço, também, aos professores Luciano Carvalho, Lorena Vieira e Fernanda Silva, pelas valiosas contribuições ao longo de todas as etapas de elaboração deste trabalho.

A todos os funcionários e colaboradores do Departamento de Economia Rural da UFV – em especial à equipe da coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada –, que tão bem desempenham suas funções. Deixo registrada a minha gratidão.

Aos amigos que fiz no curso de mestrado: eu os levarei comigo por toda a vida!

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – CAPES, pelo suporte financeiro que tornou possível minha dedicação exclusiva à atividade de pesquisador.

Agradeço aos meus pais, Pedro e Vera, e ao meu irmão, Francisco, por todo o apoio quando eu mais precisei.

Ao meu amor, minha noiva e companheira, Andréia, um presente que a vida me deu para que eu voltasse a acreditar nos meus sonhos.

E à razão da minha vida: minha amada filha, Camila.

“A ciência nos ofereceu uma explicação de como a complexidade (o difícil) surgiu  
como resultado da simplicidade (o fácil).”

Richard Dawkins

## RESUMO

LADEIRA, Thiago Fernandes, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, abril de 2018. **Complexidade Econômica, Crescimento e Convergência de Renda na América Latina, Caribe e Ásia.** Orientador: Leonardo Chaves Borges Cardoso

O estudo do fenômeno do crescimento econômico, de seus determinantes e da hipótese de convergência de renda entre países e regiões tem sido objeto de reflexão constante na literatura. Recentemente, parte da literatura econômica tem incorporado o conceito de complexidade econômica como um possível determinante do crescimento. Entende-se por complexidade econômica a intensidade com a qual países se ligam a produtos de exportação diversificados e não ubíquos. Diante disso, e considerando ser o comércio internacional um importante vetor de crescimento para economias em desenvolvimento, o presente trabalho pretende investigar, a partir da incorporação de aspectos qualitativos dos fluxos comerciais para uma amostra de países da América Latina, Caribe e Ásia, qual a contribuição do índice de complexidade econômica (ECI) para a convergência de renda e para o crescimento econômico no período compreendido entre 1970 e 2010. Os resultados encontrados sugerem que a complexidade produtiva é capaz de afetar positivamente tanto a taxa de crescimento, quanto a velocidade de convergência. Nesse contexto, uma conclusão possível diante das evidências é que, para valores relativamente baixos de renda *per capita* e/ou ECI, a contribuição da complexidade econômica é positiva para o crescimento, decrescendo em magnitude conforme esses indicadores vão se elevando.

## ABSTRACT

LADEIRA, Thiago Fernandes, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, abril de 2018. **Economic Complexity, Growth and Income Convergence in Latin America, The Caribbean and Asia.** Adviser: Leonardo Chaves Borges Cardoso

The study of the phenomenon of economic growth, its determinants and the hypothesis of income convergence between countries and regions has been the object of constant reflection in the specialized literature. Recently, part of the economic literature has incorporated the concept of economic complexity as a possible determinant of growth. Economic complexity is understood as the intensity with which countries link to diversified and non-ubiquitous export products. Considering that international trade is an important growth vector for developing economies, this work intends to investigate the qualitative aspects of trade flows for a sample of Latin American, Caribbean and Asian countries to investigate the contribution of economic complexity index (ECI) to income convergence and economic growth in the period between 1970 and 2010. The results suggest that the productive complexity is capable of positively affecting both growth rate and speed of convergence. In this context, a possible conclusion from the evidence is that for relatively low values of per capita income and/or ECI, the contribution of economic complexity is positive for growth, decreasing in magnitude as these indicators increase.

## LISTA DE ABREVIATURAS

AL	América Latina
BID	Banco Interamericano de Desenvolvimento
BRIC	Brasil, Rússia, Índia e China
CEPAL	Comissão Econômica para a América Latina e Caribe
ECI	Índice de Complexidade Econômica
GMM	Método Generalizado dos Momentos
MRW	Mankiw, Romer e Weil
ONU	Organização das Nações Unidas
PatCI	Índice de Complexidade de Patentes
PIB	Produto Interno Bruto
PWT	<i>Penn World Table</i>
RCA	Vantagem Comparativa Revelada
THCI	Índice de Complexidade de Hélice Tripla

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Complexidade econômica: ubiquidade x diversidade.....	3
---	---

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Índice de Complexidade Econômica - maiores economias (1970 e 2013).....	21
Tabela 2. Variáveis do modelo .....	35
Tabela 3. Estatísticas descritivas .....	36
Tabela 4. Tabela de correlações .....	38
Tabela 5. Convergência de renda na América Latina, Caribe e Ásia .....	38
Tabela 6. " <i>log t</i> " teste .....	42
Tabela 7. Clubes agrupados a partir da regressão " <i>log t</i> " .....	42
Tabela 8. Convergência de renda por clube na América Latina, Caribe e Ásia .....	43
Tabela 9. Convergência de renda por condicionamento geográfico da amostra (América e Ásia) .....	46
Tabela 10. Velocidades de convergência condicional (%).....	49

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO .....</b>	<b>1</b>
<b>2 REFERENCIAL TEÓRICO .....</b>	<b>9</b>
2.1 Crescimento e convergência de renda .....	9
2.2 Estrutura produtiva e complexidade econômica.....	13
<b>3 METODOLOGIA.....</b>	<b>19</b>
3.1 A complexidade econômica e o ECI .....	19
3.2 O modelo de crescimento .....	21
3.3 O critério de agrupamento por clubes.....	27
3.4 O estimador <i>System-GMM</i> .....	30
3.5 Fonte e tratamento dos dados .....	34
<b>4 RESULTADOS E DISCUSSÕES .....</b>	<b>36</b>
4.1 Estatísticas descritivas .....	36
4.2 Análise de correlação.....	38
4.3 Estimativas das equações de crescimento .....	38
4.3.1 Convergência de renda absoluta e condicional para a amostra completa.....	38
4.3.2 Convergência de renda condicional e absoluta por clubes .....	41
4.3.3 Convergência de renda condicional e absoluta por continente.....	46
<b>5 SÍNTESES E CONCLUSÕES.....</b>	<b>51</b>
<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>53</b>

## 1 INTRODUÇÃO

O propósito principal da presente investigação é a compreensão do papel desempenhado pelas transformações estruturais sobre fenômenos indicativos de desenvolvimento econômico, destacadamente a convergência de renda entre os países, tendo em vista que as relações existentes entre a evolução das estruturas produtivas nacionais e o desempenho econômico são temas de considerável importância, tanto teórica, quanto empírica. Para tanto, este trabalho avalia, com base em uma amostra de países caribenhos, latino-americanos e asiáticos, se o processo de aquisição de capacidades produtivas é capaz de promover a convergência de rendas *per capita* entre os países dessas regiões no período compreendido entre 1970 e 2010.

Do ponto de vista teórico, a literatura desenvolvimentista – apesar de não romper em definitivo com a visão econômica neoclássica, dada a ênfase em torno das questões de longo prazo – sustenta em sua argumentação a importância de se considerar a sofisticação produtiva como fator de determinação da dinâmica dos sistemas econômicos, atribuindo às transformações estruturais da economia a função de motor do desenvolvimento (AGARWALA; SINGH, 2010).

Embora consistente do ponto de vista historiográfico, a hipótese da dualidade entre centro e periferia, elaborada pelos teóricos do estruturalismo, carecia de uma medida que permitisse comparar os distintos conjuntos de conhecimentos produtivos que caracterizam o arranjo tecnológico de um país e, conseqüentemente, a diversidade de bens que uma dada economia é capaz de produzir. A partir do trabalho de Hausmann *et al.* (2011), surge uma nova ferramenta para a verificação empírica, inclusive, dos argumentos estruturalistas. Baseado no conceito de “complexidade econômica”, o indicador denominado índice de complexidade econômica (ECI) busca aferir, justamente, as condições e capacidades produtivas de uma dada economia.

Observando a configuração de suas respectivas pautas de exportações, é possível definir de forma indireta quais instituições, estruturas e tecnologias disponíveis, *inter alia*, permitem a oferta de determinados bens e serviços no mercado internacional e como essas características específicas contribuem para o fenômeno do crescimento econômico, particularmente em países em desenvolvimento. Com base nessa nova metodologia, tem sido possível avaliar eventos típicos do desenvolvimento econômico sob a ótica do ECI.

Assim, evidências que relacionam sofisticação produtiva a níveis de renda *per capita*, por exemplo, podem ser encontradas em trabalhos como os de Gala, Rocha e Magacho (2016) e Morais (2017). Além do mais, o desvio observado entre a renda *per capita* média compatível com o seu respectivo índice de complexidade econômica permite avaliar o potencial de crescimento do produto (HAUSMANN *et al.*, 2011).

Para a abordagem da complexidade econômica, seria como se um produto específico (seja ele agrícola ou eletrônico, e.g.) fosse constituído do conjunto de habilidades e conhecimentos necessários para a sua produção. Com isso, o ECI procura mensurar qual estoque de conhecimento produtivo um país possui, sendo esse estoque capaz de determinar: *i)* o que um país pode produzir; *ii)* como ele vai se diferenciar dos demais em termos de renda; e *iii)* prever qual padrão de crescimento e nível de renda pode ser alcançado, dado o seu nível de complexidade econômica.

Entretanto, o produto pode, por um lado, ser facilmente transferido entre os indivíduos, por meio dos mecanismos de mercado; o conhecimento necessário para sua produção, por outro lado, não pode. Nesse contexto, o conhecimento produtivo pode ser tanto explícito quanto tácito. O conhecimento explícito é aquele livremente disponível através dos veículos tradicionais de divulgação – tais como manuais, livros, internet etc. – e são de fácil assimilação e replicação. Em contraponto, o conhecimento dito tácito é de difícil difusão e envolve as atividades mais elaboradas e técnicas que não se transferem por simples exposição. Procedimentos médicos e cálculos de engenharia são exemplos desse tipo de conhecimento.

A complexidade econômica emerge, portanto, das incontáveis possibilidades de interação do conhecimento tácito detido pelas pessoas envolvidas no processo produtivo, em um intrincado processo de “divisão social do conhecimento”; e a semelhança de bens e serviços, em termos do conhecimento requerido para a produção, permite a construção de uma rede que associa produtos a tecnologias necessárias, também denominada “espaço de produto” (HIDALGO *et al.*, 2007).

Para o cômputo da complexidade, duas dimensões da pauta exportadora de um país são analisadas de forma combinada: diversidade e ubiquidade. Se determinado país exporta bens e serviços relativamente escassos por serem ofertados por outros poucos países no mercado internacional, diz-se que são bens e serviços raros, ou não ubíquos. No entanto, a não ubiquidade, por si só, não significa complexidade, pois existem bens que são naturalmente não ubíquos – caso da painita e do ouro, por exemplo (HIDALGO, HAUSMANN, 2009).

De forma complementar, ao permitir a produção de bens e serviços estruturalmente semelhantes, países que possuem um conjunto amplo de *know-how* tecnológico são capazes de ofertar uma quantidade maior de produtos raros não naturais, tais como química fina e aeronáutica, refletindo em diversificação da pauta exportadora. Em consequência, sobrevém a possibilidade de atuar em mercados oligopolizados e lucrativos.

Em suma, se um país exporta bens não ubíquos, mas apresenta baixa diversidade da pauta exportadora, sua estrutura produtiva é considerada não complexa, ao passo que pauta exportadora diversificada com a presença de bens não ubíquos significa complexidade econômica. A Figura 1 ilustra a relação:

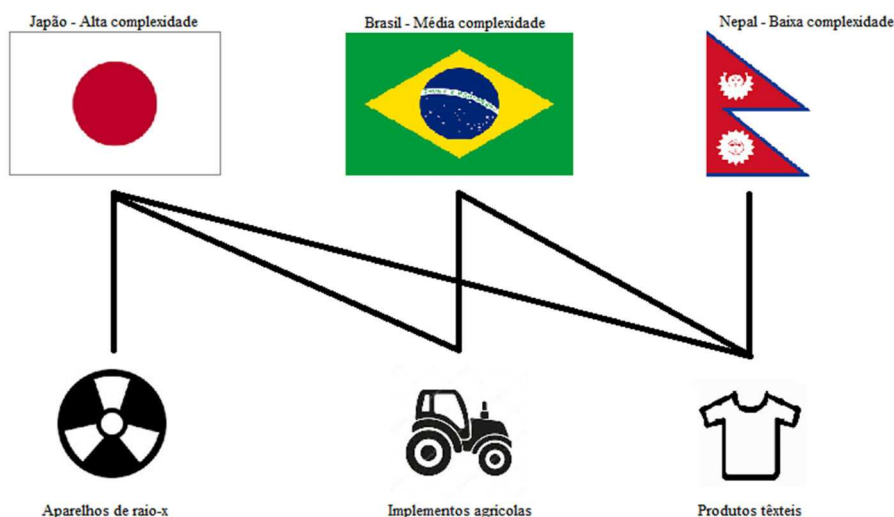


Figura 1 – Complexidade econômica: ubiquidade x diversidade

Fonte: elaborada pelo autor com dados do Atlas da Complexidade Econômica para o ano de 2009.

A partir do que ilustra a Figura 1, podemos depreender que o Japão possui maior complexidade econômica que o Brasil e o Nepal, por ser capaz de ofertar além de implementos agrícolas e produtos têxteis, aparelhos de raios-x – produto exportado exclusivamente pela economia japonesa na comparação entre os três países.

Ainda que a maioria dos países que compõem 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).

Dados do Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID) mostram que, enquanto o crescimento econômico anual da América Latina foi, em média, de aproximadamente 2,5% entre 1980 e 2003, a Ásia experimentou, no mesmo período, uma taxa média de 5,5% ao ano. Em sentido equivalente, as exportações de produtos e serviços da América Latina, que, segundo o estudo, apresentaram declínio na diversificação e sofisticação a partir da década de 1990, alcançaram crescimento médio anual próximo de 5%, enquanto, no caso asiático, com elevação da diversificação e da complexidade de sua pauta de exportação, o incremento foi da ordem de 11% (AGOSIN, 2007).

Apesar da profícua literatura acerca de processos de convergência que levem 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). São exceções os trabalhos que serão comentados a seguir.

Khan e Kumar (1993) encontraram efeitos distintos, conforme a região analisada, dos investimentos públicos e privados sobre o crescimento econômico. Se, por um lado, os impactos dos investimentos públicos e privados apresentaram influências diferentes para a América Latina e Ásia, por outro, o efeito é menos pronunciado para África, Europa e Oriente Médio.

Dobson e Ramlogan (2002) analisaram a hipótese de  $\beta$ -convergência<sup>1</sup> para a América Latina no período entre 1960 e 1990. A conclusão mais importante do estudo foi evidenciar que o resultado favorável à  $\beta$ -convergência pode variar conforme a fonte de dados utilizada. Para os dados da *Penn World Table*<sup>2</sup>, a  $\beta$ -convergência se mostra estatisticamente significativa, o que não ocorre para os dados das Nações Unidas<sup>3</sup> quando se utiliza a renda real por trabalhador.

Dobson, Goddard e Ramlogan (2003) avaliaram o processo de convergência de renda para um grupo de 80 países da África, Ásia e América Latina no período entre 1960-1995. Utilizando painéis dinâmicos, os autores constataram que, apesar da renda *per capita* média mais elevada na região da América Latina e Caribe no início do período analisado, a taxa de

---

<sup>1</sup> Tal como definido em Barro e Sala-i-Martin (1990). Adiante, o conceito será retomado para uma apresentação detalhada.

<sup>2</sup> Visualização disponível em: <<http://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/>>

<sup>3</sup> Visualização disponível em: <<http://data.un.org/>>

crescimento médio da renda asiática foi maior, resultando em um produto *per capita* mais elevado para essa região ao final do período.

Finalmente, o estudo de Bertussi e Figueiredo (2009) para a América Latina e Ásia apontou evidências favoráveis a uma dinâmica de convergência por clubes, presentes nas duas regiões consideradas. Isso significa que prevalece uma estrutura de diferenças perduráveis nos níveis de renda *per capita*, bem como a formação de bases de atração para os referidos clubes e seus estados de equilíbrio distintos.

Já no que tange aos estudos que buscam associar convergência de renda e complexidade econômica, os avanços ainda são incipientes. Três trabalhos principais podem ser destacados, e serão comentados abaixo.

Hausmann *et al.* (2011) inauguram a abordagem da complexidade econômica como variável explicativa em modelos de convergência e, a partir da análise de uma amostra contendo 128 países, introduzem a noção do termo de interação<sup>4</sup> entre renda inicial e ECI para relacionar a complexidade econômica com o crescimento econômico. O resultado encontrado pelos autores mostrou um coeficiente negativo e estatisticamente significativo, evidenciando que o impacto da complexidade econômica sobre o crescimento do produto declina conforme a renda do país se eleva.

Em estudo similar, Gala, Rocha e Magacho (2016) empreendem uma análise mais abrangente da importância da sofisticação produtiva para a convergência de renda. Partindo de uma amostra de 147 países de todos os continentes para o período de 1979 a 2011, os autores testam, a partir da interação entre o nível de renda *per capita* inicial e o índice de complexidade econômica (ECI) de 1995, um modelo de convergência (condicional e incondicional) e encontram um coeficiente significativo e negativo para a variável de interação. Isso indica que o grau de complexidade econômica de um país pode acelerar ou retardar a tradicional taxa de velocidade de convergência calculada sobre o valor do PIB *per capita* inicial, a depender do sinal (positivo ou negativo) atribuído ao ECI.

Albeaik *et al.* (2017), em um estudo similar, porém mais abrangente, incorporam os avanços recentes introduzidos na metodologia de cálculo do ECI (denominado ECI<sup>+</sup>) e

---

<sup>4</sup> Todavia, o uso de variáveis de interação formadas a partir do produto de variáveis explicativas e algum indicador de interesse remonta a Barro (2008). Em seu trabalho, o autor utilizou um dado índice de desigualdade para investigar se a interação entre o índice e outras variáveis era estatisticamente significativa para a taxa de crescimento do PIB *per capita*. De forma mais específica, Cruz, Teixeira e Monte-Mor (2015) testaram se a interação entre índices de desigualdade e a renda inicial *per capita* de um país, junto com o índice – atuando como variável de controle –, demonstram uma possível relação não linear entre crescimento e desigualdade.

consideraram esse novo indicador em uma série de regressões que compara a contribuição parcial de algumas variáveis selecionadas. Interagindo, além do ECI e do ECI<sup>+</sup>, indicadores de capital humano com o nível de renda, os autores encontraram um efeito mais significativo na participação do capital humano quando confrontado com a complexidade econômica para explicar o crescimento econômico. A partir disso, ficou evidenciado o efeito negativo do nível de renda inicial sobre o crescimento, em acordo com grande parte dos resultados encontrados na literatura do crescimento.

Em pesquisa recente, Cristelli *et al.* (2014) utilizam o arcabouço do *country fitness*<sup>5</sup> para construir uma nova abordagem da complexidade econômica como preditor do comportamento da trajetória do crescimento econômico. Para tanto, a amostra escolhida foi um conjunto de países da África Subsaariana em comparação com os Tigres Asiáticos e com a África do Sul, em contraste com os BRIC's, no período de 1995 a 2012.

A principal ferramenta apresentada pelos autores para a construção de cenários de crescimento foi o plano “*country fitness*-renda”, em que “a comparação de figuras monetárias (tais como o PIB), com informação não monetária (a exemplo da complexidade do produto), pode revelar potencial oculto não trivial de desenvolvimento do país” (CRISTELLI *et al.*, 2014, tradução nossa).

Tal procedimento permitiu adotar uma abordagem da teoria de sistemas dinâmicos como alternativa às regressões usuais, como forma de lidar com a heterogeneidade de regimes de trajetória de crescimento. A conclusão dos autores sugere que países com valores baixos de *country fitness* exibem baixa previsibilidade de cenários de crescimento, enquanto que trajetórias ditas laminares são mais estáveis e previsíveis, estando relacionadas com países que apresentam valores elevados de *country fitness*.

Como resultado, o trabalho aponta que apenas Senegal, Quênia, Tanzânia, Madagascar e Uganda estão fazendo a transição do regime caótico para o laminar, com consequente saída da “armadilha da pobreza” e em direção a trajetórias mais consistentes de crescimento. Já a África do Sul, por se encontrar em fase intermediária de industrialização, exibiu uma posição distante da armadilha da pobreza. No entanto, com comportamento vacilante do *country fitness*, o país não apresenta sinais de aproximação ante as nações mais desenvolvidas.

Diante disso, a importância de analisar os países propostos nesta pesquisa reside no fato de haver evidências que demonstram que as regiões da América Latina e Caribe vêm

---

<sup>5</sup> Disponível em: <<https://www.economic-fitness.com/en>>.

apresentando declínio na participação mundial do comércio de manufaturas, ao passo que países asiáticos têm experimentado episódios consistentes de industrialização acelerada e transformação social a partir da década de 1980 (AGOSIN, 2007). Nesse sentido, a contribuição que esta pesquisa pretende trazer consiste em apresentar um estudo comparativo de uma amostra de países americanos e asiáticos, com foco específico na contribuição das estruturas produtivas nacionais para o crescimento econômico e a convergência de renda.

Lançando mão da literatura estruturalista, em conjunto com as recentes pesquisas sobre complexidade produtiva, é possível fazer surgir um novo instrumental na detecção dos condicionantes de determinação do produto e da renda, permitindo:

- i)* fazer uma extensa análise expositiva do comportamento econômico em geral e das trajetórias e tendências de crescimento econômico, de forma isolada e comparada;
- ii)* verificar as potencialidades de desenvolvimento produtivo dos países da América Latina e Caribe e a correta exploração desse potencial;
- iii)* prescrever políticas públicas de fomento da transformação estrutural, quando estas forem indicadas diante das evidências.

Sob a hipótese de que a complexidade econômica contribui positivamente para o processo de convergência de renda, o objetivo geral do presente estudo é avaliar se existe um processo de convergência em curso na América Latina, Caribe e Ásia no período entre 1970 e 2010, e de que forma as estruturas produtivas nacionais afetaram esse processo.

São objetivos específicos: a) Mensurar a real contribuição da estrutura produtiva dos países analisados na dinâmica de crescimento e convergência inter-regional de renda; e b) Avaliar a possibilidade de não linearidade da relação entre o crescimento da renda e a complexidade econômica.

No intuito de chegar aos objetivos propostos, este trabalho é apresentado da seguinte forma: segue-se a esta introdução a segunda seção, com o referencial teórico e a revisão bibliográfica. A terceira seção traz a metodologia do trabalho e, nela, o conceito de complexidade econômica é formalmente apresentado, com alguns trabalhos sobre o tema e suas principais conclusões. Essa seção também se dedica à apresentação dos conceitos e principais modelos teóricos de crescimento e convergência de renda disponíveis na literatura especializada. Apresentam-se, ainda, a construção das variáveis e do modelo de convergência,

além dos dados utilizados e de suas respectivas fontes a fim de esclarecer o processo de obtenção dessas informações.

A quarta seção traz os resultados principais e discute os pontos mais importantes como corolário. A quinta seção se ocupa da síntese e da conclusão do trabalho. As referências bibliográficas encerram a pesquisa.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

Neste tópico, far-se-á uma breve revisão das principais contribuições teóricas para o debate sobre a hipótese de convergência de renda entre países e regiões, passando, em seguida, para a controvérsia que envolve os argumentos contrários e favoráveis à relevância do tipo de especialização produtiva para o desempenho econômico nas teorias do comércio internacional, diante das recentes contribuições trazidas pelos estudos sobre a complexidade econômica.

### 2.1 Crescimento e convergência de renda

Parte considerável da teoria neoclássica do crescimento econômico e seus condicionantes pode ser representada pelos modelos de crescimento exógeno de Cass (1965), Koopmans (1965), Ramsey (1928), Solow (1956) e Swan (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.

Entretanto, quando relaxada a hipótese de semelhança entre os parâmetros do modelo (acumulação de capital e crescimento populacional), tais modelos não mais predizem convergência para um único estado estacionário e passam a indicar que a renda *per capita* de cada país converge para o seu estado estacionário específico (MANKIW; ROMER; WEIL, 1992).

Uma questão econômica fundamental e de conclusão ainda incerta é se, empiricamente, os países e 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.

Admitem-se, basicamente, duas justificativas para a convergência de renda: *i)* o processo de “*catch-up*” tecnológico; *ii)* os retornos marginais decrescentes no fator capital.

A hipótese de *catch-up* presume que a existência de lacunas tecnológicas entre países permite que aquela nação com relativo atraso em seus processos produtivos e institucionais possa se beneficiar da utilização das práticas mais avançadas disponíveis nos países desenvolvidos, permitindo, dessa forma, uma espécie de salto tecnológico com ganhos generalizados de produtividade, ocasionando um estreitamento das disparidades de renda entre os países no longo prazo.

Pioneiro na investigação desse processo, Veblen (1915) identifica dois movimentos que governam o *catch-up* como um processo de convergência. Por um lado, economias que operam na (ou próximo à) fronteira do conhecimento enfrentam dificuldades em ajustar seu estoque de capital a uma mudança decorrente de aprimoramento técnico (uma vez que toda a cadeia de componentes do capital físico está interligada de forma intrincadamente equilibrada). Por outro, países que apresentam atraso relativo podem usufruir do conjunto de técnicas produtivas ainda não exploradas, resultando em taxas de crescimento da produtividade e da renda mais elevadas em comparação com os países utentes de tecnologias mais modernas, sem grandes perturbações na sua configuração do capital.

Abramovitz (1986) destaca, contudo, que o processo de *catch-up* não representa um evento linear. As dinâmicas próprias que surgem das interações entre nações líderes e seguidoras permitem alternância das posições relativas, e mesmo países que já foram líderes podem ser ultrapassados, dependendo do sucesso da sinergia que emerge da combinação da capacidade social de aprendizagem e das instituições e práticas políticas disponíveis. Ademais, o papel desempenhado pela concorrência no mercado externo e o movimento internacional de pessoas e capitais também seriam exemplos de condicionantes na determinação da aproximação, ultrapassagem ou, ainda, queda relativa no ranqueamento do nível de produto *per capita*.

Ainda em relação à abordagem do *catch-up*, Baumol (1986) enfatiza o nível inicial de renda como variável mais relevante para a determinação do crescimento, além de destacar a possibilidade de serem geradas externalidades ("*spill-over effects*") nas políticas de desenvolvimento da produtividade empreendidas nos países avançados, dado o caráter de bem público das inovações técnicas e do investimento produtivo. Destarte, os efeitos positivos decorrentes da exposição das nações menos avançadas à possibilidade de absorção de novas tecnologias configurariam uma importante fonte de convergência, promovendo uma espécie

de “corrida *schumpeteriana*” no comércio internacional de bens e serviços, dado que os agentes econômicos passariam a competir por meio da inovação de produtos e processos.

De Long (1988), por sua vez, contesta a conclusão de Baumol e argumenta que, na presença de possíveis erros de mensuração da variável explicativa “renda inicial”, os resultados obtidos por mínimos quadrados – método utilizado no estudo – podem ser espúrios, com tendência ao desaparecimento da correlação parcial. Considerando características institucionais *ex ante*, tais como regime político e matriz religiosa como possíveis variáveis explicativas, o autor encontrou evidências que indicam correlação significativa entre crescimento do produto e matriz religiosa (maioria da população protestante, no caso). Para ele, a difusão do protestantismo em seus estágios iniciais teve como efeito indireto a elevação da capacidade de aprendizagem e imitação tecnológica da população e, por consequência, dos determinantes da convergência de longo prazo.

Já na abordagem do crescimento exógeno, Mankiw, Romer e Weil (1992) fazem uso do suporte teórico do modelo de crescimento de Solow (1956) para validar empiricamente a hipótese de retornos marginais decrescentes no fator capital e o processo de convergência que dela decorre. Para tanto, os autores propõem uma interpretação alternativa do modelo e afirmam que o mesmo se ajusta melhor aos dados quando o conceito de capital produtivo é estendido de forma a admitir, além da acumulação de capital físico, a acumulação de capital humano.

Adicionalmente, a hipótese de convergência é sustentada como sendo um processo que assume posições específicas de estado estacionário para cada país, dadas as suas variáveis de determinação. Ou seja, o modelo de Solow não seria preditivo da existência de um estado estacionário comum a todos os países, mas implicaria que cada economia caminha para um nível de renda *per capita* de equilíbrio condicionada a seus valores de crescimento vegetativo da população e acumulação de capital físico e humano (MANKIWI; ROMER; WEIL, 1992).

Contudo, é com a contribuição de Barro e Sala-i-Martin (1990, 1992) e Barro, Sala-i-Martin e Blanchard (1992) que o estudo da convergência é consolidado conceitual e analiticamente. A definição dos dois principais conceitos de convergência – condicional e absoluta – originou a possibilidade de se investigar melhor cada forma, isoladamente e quanto à inter-relação entre elas.

Segundo os autores,

[Ocorre  $\beta$ -convergência condicional quando] um país pobre tende a crescer mais rápido que um país rico, tal que – outras coisas iguais – o país pobre tende a alcançar o país rico em termos do nível de renda ou produto *per capita* (Barro e Sala-i-Martin, 1990, p. 11, tradução nossa).

De outro modo, a previsão de um estado estacionário único para todos os países (independentemente da condição *coeteris paribus*) implica na chamada  $\beta$ -convergência absoluta ou incondicional. Tal hipótese, semelhante ao conceito de “regressão em direção à mediocridade” proposto por Galton (1886), foi alvo de contestação da validade empírica do equilíbrio comum de longo prazo. Além disso, indícios de existência de múltiplos estados estacionários que a contradizem podem ser encontrados, por exemplo, em Quah (1993) e Marouvo (2014).

Alternativamente, o fenômeno de sigma ( $\sigma$ -)convergência ocorre “se a dispersão – medida, digamos, pelo desvio padrão do logaritmo da renda ou produto *per capita* – declina através do tempo” (BARRO; SALA-I-MARTIN, 1990, p. 11, tradução própria).

Por fim, cabe destacar a introdução da análise dos choques aleatórios sobre a taxa de crescimento da renda (BARRO; SALA-I-MARTIN, 1990, 1992). Conforme exposição dos autores, eventos fortuitos com repercussões no produto (variações nos preços de *commodities* e guerras, por exemplo) teriam a capacidade de afetar de forma desigual a taxa de crescimento da renda, na proporção do peso que o setor afetado teria sobre o produto total de uma determinada economia. Ou seja, choques negativos de preços agrícolas em economias preponderantemente agrárias teriam impacto maior do que em economias industrializadas.

Como resultado, as estimativas de velocidades de convergência<sup>6</sup> seriam instáveis entre períodos afetados pelos choques e a avaliação de longos períodos poderia ser questionável.

Embora seja condição necessária para o fenômeno de  $\sigma$ -convergência, a  $\beta$ -convergência não é condição suficiente para haver convergência absoluta. 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,

---

<sup>6</sup> A velocidade de convergência corresponde à taxa pela qual a renda *per capita* se aproxima linearmente do seu respectivo estado estacionário.

não compartilham qualquer estado estacionário. Quando é este o caso, a identificação e a 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 (2009), Canova (2004), Durlauf e Johnson (1995) e Quah (1996, 1997).

Em resumo, o fenômeno da convergência de renda pode ser justificado a partir das abordagens do *catch-up* tecnológico e dos retornos marginais decrescentes. Para a primeira hipótese, a taxa de crescimento da renda *per capita* estaria negativamente correlacionada com seu nível inicial, uma vez que o crescimento de produtividade proporcionado pela adoção de novas técnicas produtivas se reduz à medida que as práticas utilizadas se aproximam das mais modernas disponíveis. Por outro lado, a abordagem dos rendimentos decrescentes prevê que uma taxa de crescimento de renda negativamente correlacionada com o nível inicial seria resultado natural da acumulação de capital por trabalhador, em direção ao estado estacionário de crescimento nulo.

## **2.2 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 produziriam determinada mercadoria (HAUSMANN; HIDALGO, 2011). Os dados sobre a economia internacional, no entanto, apresentam um padrão relativamente incontroverso.

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 lado, 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 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 do desenvolvimento 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; ROSENSTEIN-RODAN, 1943).

Parte da explicação dessa prescrição está na possibilidade de ganhos generalizados quando se move de uma estrutura preponderantemente agrícola para uma economia diversificada e de base industrial, resolvendo, parcialmente, algumas questões centrais da reflexão desenvolvimentista.

De início, o deslocamento da mão de obra do setor rural para a indústria promove um aumento generalizado da produtividade da economia (efeito Kaldor-Verdoorn), resultando em maior capacidade de acumulação de capital e inversão produtiva. Em outro plano, a inserção externa de uma economia baseada em produtos não sofisticados poderia impor severas restrições e desvantagens no curso de seu processo de desenvolvimento.

Prebisch (1949) e Singer (1950) destacam as consequências trazidas pela piora nos termos de troca entre países especializados na exportação de *commodities* e matérias-primas – logo, economias de baixa complexidade – e países exportadores de manufaturas de alto conteúdo tecnológico, em flagrante desfavor dos primeiros. Denominada hipótese de Prebisch-Singer, a formulação da deterioração dos termos de troca, cuja ideia central é o declínio dos preços internacionais de produtos primários em relação aos preços das manufaturas de exportação ao longo do tempo, tem encontrado apoio em trabalhos que corroboram a teoria (THIRLWALL, BERGEVIN, 1985; REINHART, WICKHAM, 1994; OCAMPO, PARRA, 2003; ZANIAS, 2005).

Por fim, o papel desempenhado pelas economias externas e pelos retornos crescentes nas atividades industriais implica em encadeamentos virtuosos de setores produtivos e em ganhos de produtividade que não encontram paralelo na agricultura (teoria do “*Big Push*” e o argumento do crescimento desequilibrado). Em face do exposto, o desenvolvimento econômico ocorre de forma aparentemente indissociável da transformação estrutural.

A questão que surge naturalmente dessa discussão é saber por que as atividades complexas e de alta produtividade 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.

Para que um país seja considerado economicamente complexo, é necessário que o mesmo detenha um alto grau de capacidades técnicas e institucionais, que lhes permitam obter uma ampla gama de produtos e serviços através da combinação desses elementos. Em sentido oposto, economias de baixa complexidade são aquelas que dispõem de um reduzido conjunto de capacidades produtivas e, por conseguinte, têm um potencial limitado de possibilidades de produção.

Essas capacidades tecnológicas e institucionais são medidas de difícil mensuração, por se tratarem, em sua maior parte, de características tácitas e 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 conhecimento indispensáveis à sua produção, a observação do conjunto de produtos e serviços que um determinado país é capaz de produzir, e de fato produz, constitui uma forma eficaz de medir a complexidade econômica. Para tanto, Hidalgo (2015) recorre a elementos não econômicos para conectar os conceitos de informação, redes e sistemas complexos com o padrão observado no comércio internacional de produtos.

Definindo informação como o estado de um sistema (físico, biológico, social ou econômico, por exemplo) e complexidade como o fenômeno de acúmulo de informação, o autor conclui:

[a economia é] um sistema pelo qual as pessoas acumulam conhecimento e *know-how* para criar pacotes de ordem física, ou produtos, que aumentam nossa capacidade de acumular mais conhecimento e *know-how* e, por seu turno, acumular mais informação (Hidalgo, 2015, p. 22, tradução própria).

E afirma, ainda:

A finitude dos homens e das redes que nós formamos limita nossa habilidade de acumular e transmitir conhecimento e *know-how*, levando a uma acumulação espacial de conhecimento e *know-how* que resulta em desigualdade global. Portanto, a necessidade do conhecimento e *know-how* estarem incorporados nas pessoas e nas redes de pessoas pode ajudar a explicar a desigualdade do nosso mundo (idem, p. 21, tradução própria).

Todo bem econômico seria portador da informação necessária para produzi-lo. Por extensão, tal mercadoria representaria de forma indireta a capacidade técnica nacional de acumular, organizar e aplicar conhecimento e *know-how*.

Com isso, ao observar a rede bipartida que surge da associação entre países e seus respectivos produtos exportados, torna-se possível reconstituir a relação que define o conjunto de habilidades, conhecimentos e instituições e que permite a um determinado país produzir e exportar mercadorias específicas no mercado internacional. Esse conjunto de capacidades determina a complexidade econômica de um país.

O exemplo dado pelo autor ajuda a esclarecer a questão: se fosse possível para uma pessoa comprar um automóvel de 2,5 milhões de dólares, obviamente o seu valor de mercado seria substancialmente superior ao valor atribuído aos materiais que o formam (o preço do quilo do aço e outros insumos multiplicado pelo peso do carro, por exemplo). Entretanto, se por um infortúnio esse automóvel fosse completamente destruído em um acidente de trânsito, seu valor seria drasticamente reduzido. O motivo pelo qual o preço do carro se esvai instantaneamente é que o seu valor não está simplesmente atrelado aos materiais que o compõem, mas também à forma como eles estão arranjados. “Esse arranjo é informação” (HIDALGO, 2015, p. 24, tradução própria).

A proposta de Hausmann e Hidalgo (2011) foi, então, medir a quantidade de informação acumulada e a complexidade que dela surge e permite a um determinado país possuir as capacidades para produzir mercadorias sucessivamente mais sofisticadas.

Conforme apontado anteriormente, os dois conceitos fundamentais que permitem medir a complexidade produtiva de um país são 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 de fato 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. Para controlar 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.

Propondo aprimoramentos metodológicos, Ivanova *et al.* (2017) defendem que o conceito de complexidade deve ser entendido em termos das “capacidades industriais” de um país e pode ser melhor avaliado quando se leva em consideração tanto a dimensão mercadológica, expressa pela complexidade dos produtos exportados (ECI), quanto a dinâmica tecnológica própria de um país. Para mensurar esse último passo, os autores propõem considerar os registros de patentes nacionais como *proxy* da capacidade tecnológica.

Análogo ao ECI, o Índice de Complexidade de Patentes (PatCI) relaciona países a classes de patentes e tenciona representar o conjunto de habilidades que, na abordagem tradicional do ECI, é tido como oculto ou intangível. A avaliação dessa relação entre países, da complexidade das exportações e da diversidade tecnológica dá origem a uma extensão do ECI, denominado Índice de Complexidade de Hélice Tripla (THCI), e todos os índices, depois de computados, foram submetidos a testes de correlação utilizando dados de 45 países no período entre 2000 e 2015.

À guisa de resultados, os autores destacaram que, em razão da semelhança de cálculo, todos os três índices (ECI, PatCI e THCI) apresentaram correlação significativa e positiva entre eles. Todavia, quando comparados com o logaritmo natural do PIB *per capita*, a correlação obtida foi não significativa e negativa, levando-os a questionarem a validade da conclusão anterior de Hausmann *et al.* (2011) no que se refere à evidente correlação entre complexidade econômica e nível de renda.

Outro conceito de complexidade, igualmente baseado em redes complexas, ubiquidade e diversificação da pauta exportadora, pode ser encontrado no trabalho de Tacchella *et al.* (2012) e Cristelli *et al.* (2013), e recebe a denominação de *country fitness*.

A principal diferença metodológica existente entre o conceito de complexidade proposto por Hausmann e Hidalgo e o *country fitness* consiste na adoção de uma relação não linear entre países e produtos exportados para definição da competitividade de uma economia. De acordo com este conceito, se um país avançado exporta determinado produto, pouca informação pode ser extraída desse fato, dado que países desenvolvidos, em geral, exportam quase todos os produtos. De outra forma, se um produto é exportado por um país subdesenvolvido, muito provavelmente, esse produto é pouco sofisticado e não complexo.

Portanto, matematicamente, a competitividade de um país pode ser calculada pela soma da complexidade dos produtos que ele exporta, o mesmo não valendo quando se tenta medir a complexidade do produto a partir da média do *country fitness* dos países que o

exportam. Para tal, é necessário ponderar toda a complexidade do sistema produtivo de seus exportadores. (TACHELLA *et al.*, 2012).

### 3 METODOLOGIA

Nesta seção, discutiremos, primeiramente, o índice de complexidade e os conceitos envolvidos na sua apuração, para, em seguida, introduzir o modelo de crescimento proposto, bem como as especificações empíricas das estimações.

#### 3.1 A complexidade econômica e o ECI

Fruto do trabalho de Hidalgo *et al.* (2011), o Atlas da Complexidade Econômica<sup>7</sup> 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, por exemplo, a correlação existente entre a complexidade dos bens exportados por uma economia e os respectivos níveis de renda e crescimento.

Ademais, fazendo uso de ferramentas econométricas para mensurar o crescimento e a convergência de renda na região, a inserção do ECI como variável de heterogeneidade (a ser explanada a seguir), torna possível avaliar o poder explicativo da estrutura produtiva como fator relevante da realidade econômica das regiões geográficas a que nos propomos.

Antes da apresentação do modelo, cabe demonstrar de forma sucinta a metodologia de cálculo do índice de complexidade econômica (ECI), desenvolvido por Hausmann *et al.* (2014).

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

---

<sup>7</sup> Disponível em: <<http://atlas.cid.harvard.edu/>>

razão entre a participação do produto  $p$  na pauta de exportações do país  $c$  e no comércio mundial – seja igual ou maior que 1 ( $RCA \geq 1$ ) (BALASSA, 1965).

De posse dessas informações, a classificação de países e produtos<sup>8</sup> de acordo com a matriz de adjacência calculada se dá pelo Método de Reflexões, que consiste no cálculo iterativo do valor médio das propriedades do nível anterior de um vértice e é definido como:

$$k_{c,N} = \frac{1}{k_{c,0}} \sum_p M_{cp} k_{p,N-1}, \quad (1)$$

$$k_{p,N} = \frac{1}{k_{p,0}} \sum_c M_{cp} k_{c,N-1}, \quad (2)$$

para  $N \geq 1$ . As condições iniciais  $k_{c,0}$  e  $k_{p,0}$  correspondem ao somatório do número de ligações “país-produto”:

$$Diversidade = k_{c,0} = \sum_p M_{cp}, \quad (3)$$

$$Ubiquidade = k_{p,0} = \sum_c M_{cp}. \quad (4)$$

que representam, respectivamente, os níveis de diversificação e de ubiquidade da pauta de exportações de um país.

Dessa forma, o índice de complexidade econômica é dado por:

$$ECI = \frac{\bar{k} - \langle \bar{k} \rangle}{stdev(k)}. \quad (5)$$

onde  $\vec{k}$  representa o autovetor associado à matriz  $\tilde{M}_{c'c} = \frac{1}{k_{c,0}k_{p,0}} \sum_p M_{cp} M_{c'p}$  ( $c'$  representa um terceiro país. Conforme as interações progredirem, avalia-se a produção de um país em relação a outro),  $\langle \rangle$  significa a média do autovetor  $\vec{k}$  e  $stdev$  o desvio padrão.

A amplitude do indicador é variante no tempo. Todavia, por se tratar de uma normalização pela média, países com valores de ECI distribuídos em torno de 0 (zero) podem

---

<sup>8</sup> Os produtos considerados nos cálculos consideram tanto a Classificação Internacional de Comércio Internacional (SITC) quanto o Sistema Harmonizado (HS).

ser classificados como de média complexidade produtiva, ao passo que valores positivos, destacadamente aqueles acima de 2, indicam alta sofisticação produtiva. Por último, valores negativos sinalizam complexidade econômica média-baixa ou baixa.

Com isso, 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:

**Tabela 1.** Índice de Complexidade Econômica – maiores economias (1970 e 2013)

	<u>Maiores economias da América Latina e Caribe</u>		<u>Maiores economias da Ásia</u>		
	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 se pode observar, 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 nos demais países selecionados foi de melhoria das condições de oferta de bens no mercado internacional por meio de pautas de exportação mais diversificadas e não ubíquas, fato devidamente refletido na evolução positiva da magnitude do índice.

### 3.2 O modelo de crescimento

O ponto de partida da análise do processo de convergência é o modelo MRW, de Mankiw, Romer e Weil (1992), que, além de testar empiricamente o modelo canônico de

Solow (1956), amplia-o para acomodar a acumulação de capital físico e humano. Como seus pressupostos e resultados já são amplamente conhecidos na literatura, procederemos a uma breve revisão de seus aspectos centrais.

Em sua versão aumentada, o modelo sugere a inclusão do capital humano na função de produção com as seguintes implicações:

A função de produção torna-se

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\beta [A(t)L(t)]^{1-\alpha-\beta}, \quad 0 < \alpha + \beta < 1. \quad (6)$$

Onde  $K(t)$ ,  $H(t)$  e  $A(t)L(t)$  são os estoques de capital físico, capital humano e força de trabalho efetiva no período  $t$ , respectivamente. Os expoentes  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $1 - \alpha - \beta$  são as elasticidades do produto em relação aos insumos.

Considerando que a fração do produto não consumida é poupada a uma taxa constante  $s_k$ ; a proporção fixa da renda investida em capital humano corresponde a  $s_h$ ; o capital deprecia a uma taxa constante  $\delta$ ; e as taxas de crescimento populacional e do progresso técnico são  $n$  e  $g$ , respectivamente, a evolução de  $k = K/AL$  e  $h = H/AL$  ao longo do tempo é dada por:

$$\dot{k}(t) = s_k y(t) - (n + g + \delta)k(t), \quad (7)$$

$$\dot{h}(t) = s_h y(t) - (n + g + \delta)h(t). \quad (8)$$

Com as seguintes condições de equilíbrio no estado estacionário:

$$k^* = \left[ \frac{s_k^{1-\beta} s_h^\beta}{(n + g + \delta)} \right]^{\frac{1}{(1-\alpha-\beta)}}, \quad (9)$$

$$h^* = \left[ \frac{s_k^\alpha s_h^{1-\alpha}}{(n + g + \delta)} \right]^{\frac{1}{(1-\alpha-\beta)}}. \quad (10)$$

Substituindo (9) e (10) na forma intensiva da função de produção (6) e extraindo os logaritmos naturais, temos a seguinte relação equação para a renda *per capita*:

$$\ln \left[ \frac{Y(t)}{L(t)} \right] = \ln A(0) + gt - \frac{\alpha + \beta}{(1 - \alpha - \beta)} \ln(n + g + \delta) + \frac{\alpha}{(1 - \alpha - \beta)} \ln(s_k) + \frac{\beta}{(1 - \alpha - \beta)} \ln(s_k). \quad (11)$$

Para testar a convergência de renda, pode-se realizar uma aproximação linear em torno do estado estacionário da trajetória de  $\ln[y(t)]$ . Assumindo o valor de renda no estado estacionário  $y^*$  e sendo  $y(t)$  o valor da variável no período  $t$ , o coeficiente de convergência é definido por:

$$\frac{d \ln[y(t)]}{dt} = \lambda [\ln(y^*) - \ln[y(t)]] \quad (12)$$

Onde:

$$\lambda = (n + g + \delta)(1 - \alpha - \beta). \quad (13)$$

Que, em termos dinâmicos, implica que:

$$\ln[y(t)] = (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y^*) + e^{-\lambda t} \ln[y(0)]. \quad (14)$$

Subtraindo o valor inicial  $-\ln[y(0)]$  – de ambos os lados:

$$\ln[y(t)] - \ln[y(0)] = (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y^*) + (1 - e^{-\lambda t}) \ln[y(0)]. \quad (15)$$

E substituindo  $y^*$ :

$$\begin{aligned} & \ln[y(t)] - \ln[y(0)] \\ &= (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha + \beta}{(1 - \alpha - \beta)} \ln(n + g + \delta) + \frac{\alpha}{(1 - \alpha - \beta)} \ln(s_k) \\ &+ \frac{\beta}{(1 - \alpha - \beta)} \ln(s_k) + (1 - e^{-\lambda t}) \ln[y(0)]. \end{aligned} \quad (16)$$

Seguindo Hidalgo *et al.* (2011), 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*, como 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, cuja finalidade é testar para a existência de convergência incondicional sem a inserção da variável de interação:

$$txcresc_{i,t} = \alpha + \delta(txcresc_{i,t-1}) + \beta_1 \ln(y_{i,t-1}) + e_{i,t}. \quad (17)$$

- ii) Condicional homogênea, que testa a existência de convergência condicionada ao controle de variáveis de determinação do estado estacionário:

$$txcresc_{i,t} = \alpha + \delta(txcresc_{i,t-1}) + \beta_1 \ln(y_{i,t-1}) + \gamma Z_{i,t} + e_{i,t}. \quad (18)$$

- iii) Incondicional heterogênea. Tal como previamente descrito, porém testa para a significância estatística das variáveis de interação:

$$txcresc_{i,t} = \alpha + \delta(txcresc_{i,t-1}) + \beta_1 \ln(y_{i,t-1}) + \beta_2 \ln(y_{i,t-1}) ECI_{i,t} + e_{i,t}. \quad (19)$$

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

$$txcresc_{i,t} = \alpha + \delta(txcresc_{i,t-1}) + \beta_1 \ln(y_{i,t-1}) + \beta_2 \ln(y_{i,t-1}) ECI_{i,t} + \gamma Z_{i,t} + e_{i,t} . \quad (20)$$

Onde  $e$  corresponde a um termo 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. De fato, 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 auxiliará 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 ( $inv/pib$ ), pela renda inicial [ $(pib_{pc})_{t-1}$ ], pelo índice de capital humano ( $hc$ ) e pela 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), Solow (1956) e Swan (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. Nesse 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 de 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 são consideradas potencialmente correlacionadas com o crescimento da renda *per capita*, serão incluídas nos testes econométricos.

Presente em pesquisas empíricas como as de Afonso e Furceri (2010), Awaworyi, Ugur e Yew (2017), Bertussi e Figueiredo (2009a, 2009b), Cabral e Mollick (2012), Landau (1983) e Romer (1989), 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, da cobrança 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.*, Cieślik e Tarsalewska (2011), Gundlach (1997), Harrison (1994), Kappel e Ghani (2004) 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 de que tanto os investimentos estrangeiros diretos (IED) quanto o volume de comércio externo – ou seja, o contato com produtos e técnicas produtivas internacionais – são capazes de gerar difusões tecnológicas que favorecem o aprendizado, o aumento da produtividade e o crescimento da economia, além do volume de exportações – itens 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<sup>9</sup>.

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 (ver nota de rodapé 4). O coeficiente de convergência de longo prazo pode, dessa forma, ser obtido por:

$$\beta = \frac{\beta_1 + \beta_2 ECI_{i,t}}{1 - \delta}. \quad (21)$$

Significando que valores negativos de  $\beta_2$  contribuem positivamente para o valor de  $\beta$ -convergência, assim como valores positivos de  $\beta_2$  reforçam diretamente um processo de divergência.

### 3.3 O critério de agrupamento por clubes<sup>10</sup>

---

<sup>9</sup> Uma característica que se destaca na maioria dos trabalhos sobre crescimento e convergência de renda é a utilização preponderante de modelos neoclássicos de crescimento com o uso de componentes típicos de *demanda* como variáveis de controle. Dado que tais modelos são estruturados a partir de funções de produção agregada, ou seja, refletem as condições de *oferta*, a presença daquelas variáveis de controle poderia ser teoricamente injustificável, e a análise sustentada por modelos heterodoxos orientados pela demanda (cf., entre outros, CIMOLI, PORCILE, 2013; KALDOR, 1957, 1988; KALDOR, MIRRLEES, 1962; THIRLWALL, 1979) constituiria o método mais adequado. No entanto, entende-se que o arcabouço neoclássico comporta e dá suporte teórico à investigação empírica dos determinantes do crescimento econômico quando o intento é, tão somente, estabelecer a significância estatística e a magnitude de correlações parciais.

<sup>10</sup> Além do critério apresentado nesta seção, outros métodos de agrupamento, como *regression tree* e análise de *cluster*, foram testados para o mesmo propósito da seleção de clubes de convergência, sem, contudo, incorrer em arranjos substancialmente diferentes. Portanto, optamos pelo método, no nosso entendimento, mais parcimonioso.

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 de acordo com o continente de cada um. Entretanto, para Bertussi e Figueiredo (2009), esse 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; MONFORT, CUESTAS, ORDONEZ, 2013; PENNA, LINHARES, 2009):

Considere a decomposição do painel de dados, a seguir:

$$X_{i,t} = g_{i,t} + a_{i,t}. \quad (22)$$

Onde  $g_{it}$  e  $a_{it}$  são os componentes sistemáticos e transitórios, respectivamente. Para separar os elementos comuns dos elementos idiossincráticos das séries, a equação (22) pode ser assim transformada:

$$X_{i,t} = \left( \frac{g_{i,t} + a_{i,t}}{u_t} \right) u_t = d_{i,t} u_t. \quad (23)$$

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:

$$h_{i,t} = \frac{X_{i,t}}{\left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N X_{i,t}} = \frac{d_{i,t}}{\left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N d_{i,t}}. \quad (24)$$

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 é dado por:

$$H_{i,t} = \left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N (h_{i,t} - 1)^2 \rightarrow 0 \text{ se } \lim_{t \rightarrow \infty} d_{i,t} = d, \forall i. \quad (25)$$

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

$$\log\left(\frac{H_1}{H_t}\right) - 2 \log[\log(t)] = a + b \log(t) + \varepsilon_t, \quad (26)$$

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

A distribuição de  $t$ , é dada por:

$$t_b = \frac{\hat{b} - b}{s_b} \sim N(0,1). \quad (27)$$

De posse do teste estatístico, a etapa de agrupamento propriamente dita é feita como segue:

- i)* Organizam-se as observações individuais do último período de tempo em ordem decrescente. Caso haja volatilidade excessiva nos dados, pode-se considerar a média de alguma fração final (último terço, por exemplo);
- ii)* Encontrados os primeiros  $k$  indivíduos tais que o teste da regressão “log  $t$ ” satisfaça a condição  $t_k > -1,65$  para o subgrupo com indivíduos  $(k, k+1)$ , forma-se o grupo principal;
- iii)* Sucessivamente, testam-se os subgrupos  $(k, k+1, \dots, k+j)$ ,  $j \in (1, \dots, N-k)$ , tal que  $j^*$  satisfaça a condição de que os indivíduos  $(k, k+1, \dots, k+j^*)$  retornem o maior valor do teste estatístico;

- iv) Com os indivíduos remanescentes, forma-se um grupo complementar  $G_{j^*}^c$  e adicionam-se, um a um, os indivíduos no grupo principal, procedendo ao teste estatístico. Caso o valor seja significativo, obtém-se um novo grupo.
- v) Executado o teste da regressão “ $\log t$ ” para todos os pares de clubes iniciais, testa-se para a possibilidade de agrupamento dos clubes existentes até que a classificação final resulte nos clubes de convergência com menor grupo possível de indivíduos.

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

### 3.4 O estimador *System-GMM*

Uma parte considerável dos estudos sobre convergência de renda que surgiram 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.), por meio 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):

$$y_{i,t} = \varphi y_{i,t-1} + n_i + v_{i,t} \quad (28)$$

sendo:  $|\varphi| < 1$

$i = 1, \dots, N$

$$t = 2, \dots, T,$$

Considerando, adicionalmente, as seguintes restrições de momento:

$$E(n_i) = 0 \quad E(v_{i,t}) = 0 \quad E(n_i v_{i,t}) = 0, \quad (29)$$

e a ausência de autocorrelação serial dos termos de erro:

$$E(v_{i,t} v_{i,s}) = 0 \quad (30)$$

para  $i = 1, \dots, N$  e  $s \neq t$ .

A condição predeterminada de  $y_{i,1}$  é:

$$E(y_{i,1} v_{i,t}) = 0 \quad (31)$$

para  $i = 1, \dots, N$  e  $t = 3, \dots, T$ .

Tomando (17) a (20), a potencial endogeneidade das variáveis explicativas é tratada utilizando regressores defasados (no mínimo em dois períodos) como instrumentos das equações em primeira diferença. Para a estimação do parâmetro  $\delta$ , são necessárias  $m$  restrições de momento para uma amostra  $T$ , de tal forma que  $m = 0,5(T - 2)(T - 1)$ : (BLUNDELL; BOND, 1998).

$$E(y_{i,t-s} \Delta v_{i,t}) = 0 \quad (32)$$

para  $t = 3, \dots, T$  e  $s \geq 2$ .

Matricialmente para (32), temos:

$$E(Z'_i \Delta v_i) = 0 \quad (33)$$

Onde  $Z_i$  é a matriz de instrumentos de dimensão  $(T - 2) \times m$ ,

$$Z_i = \begin{bmatrix} y_{i,1} & 0 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & y_{i,1} & y_{i,2} & \cdots & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & y_{i,1} & \cdots & y_{i,T-2} \end{bmatrix} \quad (34)$$

e  $\Delta v_i$  é o vetor  $(T - 2) \times 1$ :

$$\Delta v_i = (\Delta v_{i,3}, \Delta v_{i,4}, \dots, \Delta v_{i,T})' \quad (35)$$

O estimador do método generalizado dos momentos (denominado *Difference-GMM*) é obtido através da minimização da norma  $\Delta v' Z W Z' \Delta v$ , onde  $Z$  é a matriz  $M \times N(T - 2)$  dada por  $[Z'_1, Z'_2, \dots, Z'_N]$ ;  $W$  é uma matriz de ponderação e  $\Delta v$  é definida como  $[\Delta v'_1, \Delta v'_2, \dots, \Delta v'_N]$  de dimensão  $N(T - 2) \times 1$ . Diante disso, é condição necessária para a consistência do estimador um valor suficientemente grande de  $N$  e um valor fixo de  $T$ . No presente estudo,  $N = 39$  e  $T = 10$ .

Esse procedimento assegura que o estimador exiba vantagens em comparação a outros métodos, destacando-se a ausência de viés decorrente dos efeitos fixos não variantes no tempo e a consistência da estimação, mesmo diante da presença de endogeneidade.

Não obstante a correção do viés e a consistência dos estimadores, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) atestaram a instrumentalização fraca de níveis defasados com efeito persistente e propuseram a seguinte restrição de momento adicional:

$$E(n_i \Delta y_{i,2}) = 0 \quad (36)$$

para  $i = 1, \dots, N$ .

Fato que garante a estacionariedade da série nos primeiros momentos de  $y_{i,t}$ . Considerando (28) a (32) e (36) somam-se  $T - 2$  restrições de momento:

$$E(\mu_i \Delta y_{i,t-1}) = 0 \quad (37)$$

para  $i = 1, \dots, N$  e  $t = 3, 4, \dots, T$ .

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, e dando origem à seguinte matriz de instrumentos:

$$Z_i^+ = \begin{bmatrix} Z_i & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Delta y_{i,2} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \Delta y_{i,3} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \Delta y_{i,T-1} \end{bmatrix} \quad (38)$$

Sendo  $Z_i$  definida em (34).

Matricialmente, temos:

$$E(Z_i^+ \mu_i^+) = 0 \quad (39)$$

para  $\mu_i^+ = (\Delta v_{i,3}, \dots, \Delta v_{i,T}, v_{i,3}, \dots, v_{i,T})'$ .

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 em 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, da 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 a 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: Argentina, Bangladesh, Bolívia, Brasil, Cambódia, 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<sup>11</sup>, Uruguai.

### 3.5 Fonte e tratamento dos dados

Os dados a serem utilizados na análise proposta são de natureza secundária, estão disponíveis em periodicidade anual e desagregados por país; abrangem o período compreendido entre 1970 e 2010, e têm como fonte principal a base de dados “*Penn World Table*” – versão 9.0 – disponível no sítio eletrônico da Universidade da Califórnia.

No que concerne à parte da avaliação do crescimento econômico com uso de variáveis cuja construção envolve valores monetários (PIB real, gastos do governo como percentual do PIB, somatório de importações e exportações como proporção do PIB), todas as variáveis estão expressas em valores constantes (ano-base: 2011). Os dados demográficos de crescimento populacional foram igualmente construídos a partir da referida fonte.

Por outra via, a análise de toda a discussão sobre complexidade econômica, seus indicadores e outras informações terão dados oriundos dos bancos de dados disponíveis nos sítios eletrônicos denominados *The Observatory of Economic Complexity* e *The Atlas of Economic Complexity*, vinculados, respectivamente, ao *Massachusetts Institute of Technology* e ao *Harvard University*.

A Tabela 2 sumariza as variáveis consideradas no modelo. Ressalta-se que a razão para a ausência de uma *proxy* do progresso técnico reside no fato de que a regressão proposta

---

<sup>11</sup> Em rigor, o território turco está localizado nos continentes asiático e europeu.

buscará estimar parte do resíduo que excede a participação no produto dos argumentos capital e trabalho na função de produção agregada.

**Tabela 2.** Variáveis do modelo

Variável	Periodicidade	Unidade de medida	Fonte	Relação esperada com a variável dependente
<b>Taxa de Crescimento do produto real <i>per capita</i> (variável dependente) – “<i>txcresc</i>”</b>	Anual	Dólar Americano Ajustado por Poder de Paridade de Compra (PPC) - %	<i>Penn World Table</i> (PWT) versão 9.0 - ano base 2011	
<b>Produto real <i>per capita</i> (em nível) – “<i>y</i>”</b>	Anual	Dólar Americano Ajustado por Poder de Paridade de Compra (PPC)	<i>Penn World Table</i> (PWT) versão 9.0 - ano base 2011	Negativa
<b>Gastos do governo como percentual do PIB – “<i>gasto/pib</i>”</b>	Anual	% do PIB real	<i>Penn World Table</i> (PWT) versão 9.0 - ano base 2011	Ambígua
<b>Grau de abertura da economia – “<i>abert</i>”</b>	Anual	% do PIB real	<i>Penn World Table</i> (PWT) versão 9.0 - ano base 2011	Positiva
<b>Investimento como percentual do PIB – “<i>inv/pib</i>”</b>	Anual	% do PIB real	<i>Penn World Table</i> (PWT) versão 9.0 - ano base 2011	Positiva
<b>Crescimento populacional – “<i>crescpop</i>”</b>	Anual	%	<i>Penn World Table</i> (PWT) versão 9.0 - ano base 2011	Ambígua
<b>Índice de capital humano – “<i>hc</i>”<sup>12</sup></b>	Anual		<i>Penn World Table</i> (PWT) versão 9.0 - ano base 2011	Positiva
<b>Índice de Complexidade Econômica – “<i>eci</i>”</b>	Anual		<i>The Atlas of Economic Complexity</i>	Positiva

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

<sup>12</sup> Conforme discutido no documento “Human capital in PWT 9.0” (disponível em: <[https://www.rug.nl/ggdc/docs/human\\_capital\\_in\\_pwt\\_90.pdf](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

### 4.1 Estatísticas descritivas

Nesta subseção, apresentamos a tabela referente às estatísticas sumárias e que decompõe os valores de desvio-padrão, mínimo e máximo das variáveis em suas médias quadrienais, classificadas em “total”, “entre painéis” e “intra painel”, conforme apresentado na Tabela 3.

**Tabela 3.** Estatísticas descritivas

Variável		Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Obs.
<i>txcresc</i>	total	0,027	0,084	-0,865	1,091	$N= 1556$
	entre painéis		0,016	-0,012	0,068	$n= 39$
	intra painel		0,083	-0,862	1,061	$\bar{T}= 39.897$
<i>y</i>	total	6993,706	7326,117	737,893	56960,020	$N= 1560$
	entre painéis		6312,715	1101,014	25370,710	$n= 39$
	intra painel		3849,482	-10400,160	39205,860	$T= 40$
<i>gasto/pib</i>	total	0,182	0,087	0,033	0,670	$N= 1560$
	entre painéis		0,070	0,089	0,406	$n= 39$
	intra painel		0,052	-0,052	0,565	$T= 40$
<i>open</i>	total	0,408	0,549	0,001	6,091	$N= 1560$
	entre painéis		0,511	0,075	3,244	$n= 39$
	intra painel		0,217	-1,028	3,254	$T= 40$
<i>inv/pib</i>	total	0,211	0,096	-0,086	0,675	$N= 1560$
	entre painéis		0,079	0,074	0,477	$n= 39$
	intra painel		0,055	-0,069	0,445	$T= 40$
<i>crescpop</i>	total	0,019	0,009	-0,034	0,056	$N= 1556$
	entre painéis		0,006	0,005	0,034	$n= 39$
	intra painel		0,006	-0,032	0,053	$\bar{T}= 39.897$
<i>hc</i>	total	2,042	0,532	1,034	3,505	$N= 1480$
	entre painéis		0,453	1,258	3,160	$n= 37$
	intra painel		0,288	1,188	2,857	$T= 40$
<i>eci</i>	total	0,079	0,743	-2,402	2,719	$N= 1397$

**Tabela 3.** (continuação)

entre painéis	0,688	-1,352	2,227	$n=36$
intra painel	0,366	-1,619	1,846	$\bar{T}=38.806$

Fonte: elaborada pelo autor a partir de dados da pesquisa. N: número de observações; i: número de painéis e T: número de períodos. Nota: o valor "intra painel" mínimo negativo para  $y$  e  $gasto/pib$  não é um equívoco. Decorre da variação interna das variáveis em relação aos países e em torno da média global. Ou seja, mínimo "intra painel" =  $(x_{it} - \bar{x}_t - \bar{x}_{it})$ .

De acordo com os dados da Tabela 3, 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 pela Birmânia em 1970, provavelmente em função das reformas socialistas que o país, à época denominado Birmânia, vivenciou a partir de meados da década de 1960.

Considerando a variável produto real *per capita* ( $y$ ), o valor geral médio foi de US\$ 6.993,70, 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.

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, respectivamente, 18,2%, 40,8% e 21,1%, na média geral. 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).

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 ( $hc$ ), ao passo 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 ( $eci$ ).

## 4.2 Análise de correlação

Na intenção de demonstrar os coeficientes de correlação entre as variáveis do modelo, os sinais obtidos e o nível de significância dos coeficientes, apresenta-se a Tabela 4, que traz a matriz de correlação. Todos os coeficientes significativos para as variáveis *txcresc* e *y* apresentaram o sinal esperado.

**Tabela 4.** Tabela de correlações

Variável	<i>txcresc</i>	<i>y</i>	<i>gasto/pib</i>	<i>abert</i>	<i>inv/pib</i>	<i>crescpop</i>	<i>hc</i>	<i>eci</i>
<i>txcresc</i>	1							
<i>y</i>	0,050*	1						
<i>gasto/pib</i>	-0,025*	-0,085*	1					
<i>open</i>	0,040*	0,469*	0,018*	1				
<i>inv/pib</i>	0,112*	0,455*	-0,052*	0,518*	1			
<i>crescpop</i>	-0,045*	-0,268*	0,122*	0,040*	-0,024*	1		
<i>hc</i>	0,079*	0,689*	0,061*	0,209*	0,382*	-0,447*	1	
<i>eci</i>	0,006	0,673*	0,084*	0,224*	0,456*	-0,183*	0,422*	1

Indica que o coeficiente de correlação é estatisticamente significativo ao nível de 5%.

Para evitar a interferência de multicolinearidade, todos os coeficientes de correlação apurados estão dentro de limites aceitáveis.

## 4.3 Estimativas das equações de crescimento

### 4.3.1 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 5.** 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<sub>t-1</sub></i>	0,116 (1,033)	0,138 (0,819)	0,039 (0,260)	-0,141 (-0,889)
<i>(pibpc)<sub>t-1</sub></i>	0,015* (1,704)	0,036** (2,201)	-0,055*** (-4,970)	-0,081** (-2,190)

**Tabela 5.** (continuação)

$(pibpc^*eci)_{t-1}$		-0,004** (-2,693)		-0,004** (-2,081)
<i>crescpop</i>			-0,429 (-0,708)	0,227 (0,259)
<i>abert</i>			0,027*** (5,150)	0,031*** (3,034)
<i>gasto/pib</i>			-0,234** (-2,622)	-0,350** (-2,433)
<i>inv/pib</i>			0,096 (1,245)	0,013 (0,127)
<i>hc</i>			0,070*** (4,769)	0,104*** (3,326)
<i>eci</i>				0,054** (2,411)
<i>constante</i>	-0,105 (-1,416)	-0,279** (-2,060)	0,359*** (4,850)	0,534* (2,007)
<i>Núm. Inst.</i>	38	38	24	27
<i>N</i>	351	314	333	305
<i>hansen</i>	37,626	34,519	19,215	19,800
<i>hansen(p-valor)</i>	0,350	0,443	0,258	0,285
<i>ar1</i>	-2,312	-2,038	-2,767	-1,877
<i>ar1(p-valor)</i>	0,021	0,0416	0,006	0,060

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

(1) modelo incondicional homogêneo; (2) modelo incondicional heterogêneo. (3) modelo condicional homogêneo; (4) modelo condicional heterogêneo.

Controles: crescimento populacional, exportações e importações como proporção do PIB, gastos públicos como proporção do PIB, investimento como proporção do PIB, índice de capital humano e índice de complexidade econômica.

Os resultados apresentados na Tabela 5 foram obtidos pelo método *System-GMM*, seguindo o seguinte critério: 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” em vez 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 isso, passa-se à análise das estimações obtidas. Os modelos (1) e (2) correspondem às equações de convergência incondicional. No modelo (1), 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 e indicando, também, a ausência de um estado estacionário comum para todos os países da amostra, discordando de evidências encontradas, por exemplo, em Bertussi e Figueiredo (2009), 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, em conformidade com os resultados encontrados no trabalho de Gala, Rocha e Magacho (2016).

Isso implica que, 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. Isto é, para níveis elevados de complexidade econômica, a velocidade da divergência é reduzida em função da estrutura produtiva específica de cada país.

Os modelos (3) e (4) trazem os resultados para as equações de convergência condicional, tanto homogênea (sem o termo de interação), quanto heterogênea. O que se observa nesses modelos é o surgimento da evidência de convergência condicional de renda quando se controla 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 semelhantes estão presentes nos trabalhos de Bertussi e Figueiredo (2009a, 2009b) e Cabral e Mollick (2012), entre outros.

Considerando o modelo (4), nota-se que a inserção do termo de interação e do ECI como variável de controle –  $(eci)$  – traz algumas informações adicionais importantes. Em primeiro lugar, como já destacado, houve a manutenção da significância estatística e dos

sinais vinculados aos controles no modelo (3), sinalizando a robustez dos resultados. Além disso, a entrada do termo de interação e do ECI com sinais alternados – positivo para o controle e negativo para o termo de interação – e a significância estatística denotam uma possível relação não linear entre crescimento e complexidade, uma vez que, apesar da contribuição positiva em estágios inferiores de renda *per capita*, esse efeito se debela conforme a convergência de renda se reforça pela atuação do termo de interação em níveis mais elevados de renda *per capita*. Esse resultado é próximo àquele apresentado por Albeaik *et al.* (2017).

De forma quantitativa, uma propriedade importante dos coeficientes estatisticamente significativos associados às variáveis de controle quando as mesmas são expressas em logaritmo dentro de equações de crescimento vem a ser a possibilidade de interpretar os valores calculados como elasticidades (JARREAU; PONCET, 2012). Esse é o caso da variável (*crecpop*) que corresponde, por construção, a valores em logaritmo. Logo, o coeficiente estimado expressa o valor constante da respectiva elasticidade.

Para as demais, (*abert*), (*gasto/pib*), (*inv/pib*), (*hc*) e (*eci*), por serem expressas em nível, o coeficiente apurado representa a variação percentual da variável dependente em termos da variação absoluta da variável explicativa<sup>13</sup>.

Como exemplo, se considerarmos o coeficiente da variável de abertura comercial [coluna (4)], podemos afirmar que, tudo o mais constante, uma variação absoluta de uma unidade no grau de abertura da economia provoca uma elevação de 3% na taxa de crescimento do produto *per capita*. De forma análoga um avanço de uma unidade no índice de complexidade econômica, *eci*, eleva a taxa de crescimento da renda *per capita* em, aproximadamente, 5,4%. Doravante, os demais coeficientes das variáveis de controle, estatisticamente significativos, seguem o mesmo raciocínio.

#### 4.3.2 Convergência de renda condicional e absoluta por clubes

---

<sup>13</sup> Dado que para modelos com a forma  $\ln(y_i) = \beta_0 + \beta_1 \ln(x_{i,1}) + \beta_2 x_{i,2} + e_i$ , o coeficiente  $\beta_1$  corresponde à elasticidade,  $\frac{\partial y}{\partial x_1} \frac{x_1}{y} = \beta_1$ , e para o caso de  $x_2$ , a elasticidade se dá por  $\frac{\partial y}{\partial x_2} \frac{x_2}{y} = \beta_2 x_2$ , que, após a devida transformação algébrica, resulta em  $100\beta_2 = 100 \frac{\partial y/y}{\partial x_2}$ .

Nesta etapa, apresentam-se 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*”.

**Tabela 6.** “*log t*” teste

Variável	Coef.	Desv.Pad.	<i>t-stat</i>
$\log(t)$	-0,960	0,174	-5,515

O número de indivíduos é 39

O número de períodos é 10

Os primeiros 3 períodos são descartados antes da regressão

De acordo com a Tabela 6, o valor do teste “*log t*” afastou a hipótese de convergência absoluta na amostra. No mais, após a execução do algoritmo recursivo da regressão, apurou-se a existência de três clubes de convergência. A descrição dos países componentes de cada grupo consta da Tabela 7:

**Tabela 7.** Clubes agrupados a partir da regressão “*log t*”

Clube 1	Clube 2	Clube 3
Argentina	Bolívia	Bangladesh
Chile	Brasil	Honduras
China	Colômbia	Cambodia
Israel	Costa Rica	Mianmar
Japão	R. Dominicana	Nicarágua
Coreia do Sul	Guatemala	Nepal
Líbano	Índia	Paquistão
México	Jamaica	Palestina
Malásia	Jordânia	
Singapura	Sri Lanka	
El Salvador	Mongólia	
Turquia	Panamá	
Taiwan	Peru	
Uruguai	Filipinas	
	Paraguai	
	Síria	
	Tailândia	

Um fato relevante que surge quando são observados os clubes formados é, *grosso modo*, a divisão dos países da amostra em “classes relativas” de renda *per capita*: “alta” (clube 1), “média” (clube 2) e “baixa” (clube 3).

Procedidas as regressões, tendo por base os grupos classificados anteriormente, apresentamos os resultados obtidos:

**Tabela 8.** Convergência de renda por clube na América Latina, Caribe e Ásia

Variável	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>System-GMM</i>	<i>System-GMM</i>	<i>System-GMM</i>	<i>System-GMM</i>
$txcresc_{t-1}^* c1$	-0,045 (-0,534)	-0,312 (-0,829)	-0,217 (-1,252)	-0,208 (-1,449)
$txcresc_{t-1}^* c2$	0,512** (2,574)	0,245 (1,292)	0,169 (1,072)	0,295*** (2,910)
$txcresc_{t-1}^* c3$	0,276 (1,251)	0,459*** (2,973)	-0,354 (-1,229)	-0,174 (-1,228)
$(pibpc)_{t-1}^* c1$	0,006 (0,296)	0,077** (2,389)	-0,105*** (-2,782)	-0,121** (-2,314)
$(pibpc)_{t-1}^* c2$	0,060** (2,335)	0,051* (1,788)	-0,046* (-1,996)	-0,048** (-2,212)
$(pibpc)_{t-1}^* c3$	0,133* (1,940)	-0,051 (-0,978)	-0,086* (-1,756)	-0,102** (-2,450)
$(pibpc^* eci)_{t-1}^* c1$		-0,017*** (-3,252)		-0,008** (-2,077)
$(pibpc^* eci)_{t-1}^* c2$		-0,004 (-0,949)		0,005 (0,600)
$(pibpc^* eci)_{t-1}^* c3$		-0,002*** (-2,957)		-0,001 (-0,515)
$crescopy^* c1$			3,384 (0,426)	-1,174 (-0,182)
$crescopy^* c2$			0,010 (0,004)	-1,599 (-0,380)
$crescopy^* c3$			-3,581 (-1,265)	2,817 (1,289)
$abert^* c1$			0,021 (0,783)	0,027* (1,971)
$abert^* c2$			0,024 (0,463)	0,023 (0,455)
$abert^* c3$			0,026 (0,426)	-0,073 (-0,874)
$(gasto/pib)^* c1$			-0,245 (-0,293)	-0,007 (-0,009)
$(gasto/pib)^* c2$			-0,163 (-1,017)	-0,356*** (-2,860)
$(gasto/pib)^* c3$			0,147 (0,496)	0,298 (0,894)
$(inv/pib)^* c1$			-0,005 (-0,026)	0,179 (0,662)

**Tabela 8.** (continuação)

<i>(inv/pib)*c2</i>			0,080 (0,329)	0,009 (0,026)
<i>(inv/pib)*c3</i>			-0,255 (-0,553)	0,063 (0,248)
<i>hc*c1</i>			0,180 (1,484)	0,126 (1,204)
<i>hc*c2</i>			0,083 (1,539)	0,015 (0,268)
<i>hc*c3</i>			0,234** (2,357)	0,325*** (3,483)
<i>eci*c1</i>				0,147*** (5,304)
<i>eci*c2</i>				-0,039 (-0,606)
<i>eci*c3</i>				0,050 (0,840)
<i>const*c1</i>	-0,024 (-0,126)	-0,527** (-2,084)	0,539*** (2,961)	0,733** (2,231)
<i>const*c2</i>	-0,520** (-2,624)	-0,429* (-1,839)	0,234 (0,652)	0,480 (1,312)
<i>const*c3</i>	-0,990** (-2,076)	0,408 (0,945)	0,387 (1,234)	0,198 (1,195)
<i>Núm. Inst</i>	12	39	43	58
<i>N</i>	351	314	296	272
<i>hansen</i>	1,603	24,107	12,771	4,720
<i>hansen(p-valor)</i>	0,659	0,624	0,850	1,000
<i>ar1</i>	-3,305	-1,609	-2,741	-3,175
<i>ar1(p-valor)</i>	0,001	0,108	0,006	0,001

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

(5) modelo incondicional homogêneo; (6) modelo incondicional heterogêneo. (7) modelo condicional homogêneo; (8) modelo condicional heterogêneo.

Controles: crescimento populacional, exportações e importações como proporção do PIB, gastos públicos como proporção do PIB, investimento como proporção do PIB, índice de capital humano e índice de complexidade econômica.

De forma diversa dos resultados encontrados em Bertussi e Figueiredo (2009a, 2009b), não foi possível encontrar evidências de convergência incondicional por clubes [modelos (5) e (6)]. Em vez 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 na análise dos resultados, 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 se rejeita 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 modelo (7) 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 estes 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 o clube 3 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. Isso mostra 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); e 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).

#### 4.3.3 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, ajustaram-se as regressões até aqui desenvolvidas, adotando a regra de localização continental como critério de agrupamento. Os resultados constam da Tabela 9:

**Tabela 9.** Convergência de renda por condicionamento geográfico da amostra (América e Ásia)

Variável	(9)	(10)	(11)	(12)
	<i>System-GMM</i>	<i>System-GMM</i>	<i>System-GMM</i>	<i>System-GMM</i>
$txcresc_{t-1}^* AL$	0,126 (0,585)	0,116 (1,019)	-0,378 (-1,519)	-0,137 (-1,090)
$txcresc_{t-1}^* Asia$	0,082 (0,282)	0,128 (0,612)	0,243* (1,859)	0,096 (0,737)
$(pibpc)_{t-1}^* AL$	0,047** (2,558)	0,074*** (3,009)	-0,105*** (-3,387)	-0,078** (-2,283)
$(pibpc)_{t-1}^* Asia$	0,010 (0,641)	0,052** (2,128)	-0,041* (-1,751)	-0,105*** (-2,773)
$(pibpc^* eci)_{t-1}^* AL$		-0,006** (-2,685)		-0,007** (-2,052)
$(pibpc^* eci)_{t-1}^* Asia$		-0,008* (-1,833)		-0,007* (-1,747)
$crescpop^* AL$			-6,864 (-1,269)	-2,312 (-1,031)
$crescpop^* Asia$			1,023 (0,813)	1,876 (1,566)
$abert^* AL$			-0,086	-0,035

**Tabela 9.** (continuação)

			(-1,054)	(-1,059)
<i>abert</i> <sup>*</sup> <i>Asia</i>			0,009	0,020
			(0,725)	(1,430)
<i>(gasto/pib)</i> <sup>*</sup> <i>AL</i>			-0,475 <sup>***</sup>	-0,505 <sup>***</sup>
			(-3,437)	(-4,244)
<i>(gasto/pib)</i> <sup>*</sup> <i>Asia</i>			-0,232 <sup>*</sup>	0,107
			(-1,915)	(0,421)
<i>(inv/pib)</i> <sup>*</sup> <i>AL</i>			0,640 <sup>***</sup>	-0,206
			(3,471)	(-0,861)
<i>(inv/pib)</i> <sup>*</sup> <i>Asia</i>			0,104	0,236 <sup>***</sup>
			(0,915)	(3,109)
<i>hc</i> <sup>*</sup> <i>AL</i>			0,022	0,080
			(0,191)	(1,647)
<i>hc</i> <sup>*</sup> <i>Asia</i>			0,077 <sup>***</sup>	0,147 <sup>***</sup>
			(2,842)	(4,435)
<i>eci</i> <sup>*</sup> <i>AL</i>				0,070 <sup>**</sup>
				(2,279)
<i>eci</i> <sup>*</sup> <i>Asia</i>				0,100 <sup>*</sup>
				(1,765)
<i>const</i> <sup>*</sup> <i>AL</i>	-0,379 <sup>**</sup>	-0,627 <sup>***</sup>	0,983 <sup>***</sup>	0,690 <sup>***</sup>
	(-2,436)	(-2,885)	(3,371)	(2,945)
<i>const</i> <sup>*</sup> <i>Asia</i>	-0,051	-0,381 <sup>*</sup>	0,199	0,446 <sup>*</sup>
	(-0,403)	(-2,017)	(1,446)	(1,972)
<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>ar1</i>	-2,003	-3,455	-2,513	-3,437
<i>ar1(p-valor)</i>	0,045	0,000	0,012	0,000

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

(9) modelo incondicional homogêneo; (10) modelo incondicional heterogêneo. (11) modelo condicional homogêneo; (12) modelo condicional heterogêneo. Controles: crescimento populacional, exportações e importações como proporção do PIB, gastos públicos como proporção do PIB, investimento como proporção do PIB, índice de capital humano e índice de complexidade econômica.

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 9 sem o requerido apoio de resultados anteriormente determinados.

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, os valores iniciais de complexidade econômica, quando considerados os países da amostra geograficamente agrupados, contribuem para um processo de convergência de renda, caso exista.

Na sequência, os modelos (11) e (12) trazem, respectivamente, as especificações condicionadas homogênea e heterogênea.

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.

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, sinalizando a contribuição negativa das despesas públicas para o crescimento do produto. Isso vale também para os países asiáticos apenas no modelo (11).

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*. Diferentemente, para o caso da América Latina e Caribe, a ocorrência de significância estatística se deu de modo alternado: para a acumulação de capital físico no modelo (11), e de capital humano no modelo (12).

Por último, 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.

Em síntese, e com um intuito de elaborar um quadro sintético dos resultados referentes ao processo de convergência – interesse principal deste trabalho –, procedemos aos cálculos da velocidade<sup>14</sup> de aproximação condicional, para fins de comparação entre os cenários avaliados. A Tabela 10 reporta esses dados:

**Tabela 10.** Velocidades de convergência condicional (%)

<b>Agrupamento</b>	<b>Sem <i>eci</i></b>	<b>Com <i>eci</i></b>
<b>Amostra completa</b>		
Todos os países	0,589	0,774
<b>Amostra por clubes</b>		
Clube 1	0,902	1,129
Clube 2	0,569	0,629
Clube 3	0,656	0,918
<b>Amostra por continente</b>		
América Latina e Caribe	0,792	0,777
Ásia	0,557	1,450

Fonte: dados da pesquisa.

A Tabela 10 apresenta as velocidades de convergência condicional de renda, sendo que a coluna “Sem *eci*” traz os valores com o cálculo apresentado na nota de rodapé 8<sup>15</sup>. Ou seja, trata-se da velocidade de convergência correspondente aos modelos condicionais *homogêneos*. Em contraste, a coluna “Com *eci*” contém os valores de velocidade de

<sup>14</sup> A velocidade de convergência foi obtida por meio da seguinte fórmula:  $\lambda = -\frac{\ln(1+\beta)}{T}$ , onde  $\beta$  segue o cálculo discutido na seção 3.3 e  $T$  representa o número de períodos analisados.

<sup>15</sup> Na prática, isso implica que o valor do  $\beta$  apresentado na fórmula da velocidade corresponde à equação (21), excluindo o termo  $\beta_2 ECI$ .

convergência condicional considerando um valor hipotético de ECI positivo e equivalente à unidade (ECI = 1), buscando capturar o impulso dado pela complexidade econômica nas taxas de convergência próximas a esse valor.

Mais especificamente, ao tomarmos o valor, por exemplo, da amostra completa, o valor correspondente à coluna “Sem *eci*” – 0,589% – implica em um tempo de meia-vida<sup>16</sup> igual a 122 anos, ao passo que um país que disponha de um ECI = 1, com conseqüente velocidade de 0,774%, reduz esse tempo para 93 anos. Ou seja, o intervalo temporal necessário para que os países mais pobres da amostra possam reduzir as disparidades de renda pela metade é excessivamente lento.

O caso mais expressivo, porém, encontra-se no agrupamento “Ásia”, onde as velocidades de convergência de 0,557% e 1,450% correspondem, respectivamente, a períodos de meia-vida de 129 e 49 anos. Isso significa que o aprimoramento do índice de complexidade econômica para valores próximos ou superiores à unidade, para os países daquela região, permite diminuir em 80 anos (ou mais) o tempo de redução das desigualdades internas do continente.

Contudo, quando analisados os valores da América Latina e Caribe, os resultados apurados não permitem concluir que a influência da complexidade econômica assume magnitude tão 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 foi estatisticamente comprovada.

As demais evidências, todavia, em favor da relevância do índice de complexidade econômica para o processo de convergência de renda *per capita* são robustas e permitem concluir que, dificilmente, a América Latina e o Caribe não se beneficiam dessa relação virtuosa.

Em suma, para todos os cenários pesquisados, seja considerando a amostra completa, seja o agrupamento por semelhanças estruturais ou por localização continental, os resultados obtidos permitem não rejeitar a hipótese de relevância da complexidade econômica para o processo de convergência de renda para a amostra avaliada.

---

<sup>16</sup> Tempo necessário para que as desigualdades de renda sejam reduzidas pela metade. Corresponde ao valor de  $\frac{\ln(2)}{\lambda}$ .

## 5 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 índice de complexidade econômica (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, demonstrou-se que o ECI tem participação positiva na quase totalidade dos casos analisados.

Evidenciou-se, portanto, que a intensidade das redes que ligam países a produtos de exportação constitui um valioso instrumento de alívio de disparidades regionais. Com isso, a diversificação da pauta de exportação na direção de bens tecnológicos produzidos por um conjunto restrito de países deve constituir objetivo de políticas públicas de desenvolvimento, na busca da superação do atraso econômico e social dos países e regiões mais pobres da América Latina, do Caribe e da Ásia.

Contudo, os resultados encontrados sinalizam a presença de uma velocidade de convergência extremamente morosa, quando os dois continentes são comparados. Sendo assim, outros fatores estruturais sobre a *performance* da economia tendem a ser mais relevantes e a apresentar uma participação mais 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.

Além disso, apesar da importante contribuição para acelerar o processo de convergência, a possível influência não linear do ECI sobre o crescimento sugere que a contribuição da Complexidade Econômica para a expansão do produto pode consistir em uma força ambígua que, na realidade, limita o crescimento para níveis mais altos de renda. 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 necessário para que países mais pobres cresçam a taxas mais elevadas que as nações mais ricas, elemento indispensável ao processo de convergência.

Estruturas produtivas nacionais capazes de prover a mais ampla gama de mercadorias e serviços – abrangendo desde produtos básicos e pouco complexos, do ponto de vista de requisitos técnicos para obtenção, até produtos intensivos em tecnologia – 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 é o propósito mais urgente.

## REFERÊNCIAS

ABRAMOVITZ, Moses. Catching up, forging ahead, and falling behind. **The Journal of Economic History**, v. 46, n. 2, p. 385-406, 1986.

AFONSO, Antonio; FURCERI, Davide. Government size, composition, volatility and economic growth. **European Journal of Political Economy**, v. 26, n. 4, p. 517-532, 2010.

AGARWALA, Amar Narain; SINGH, Sampat Pal. **A economia do subdesenvolvimento**. Rio de Janeiro: Contraponto, 2010.

AGOSIN, Manuel R. Trade and growth: why Asia grows faster than Latin America. In: **Economic Growth with Equity**. Palgrave Macmillan UK, 2007. p. 201-219.

ALBEAIK, Saleh et al. Measuring the Knowledge Intensity of Economies with an Improved Measure of Economic Complexity. **arXiv preprint arXiv:1707.05826**, 2017.

ARELLANO, Manuel; BOND, Stephen. 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.

ARELLANO, Manuel; BOVER, Olympia. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. **Journal of econometrics**, v. 68, n. 1, p. 29-51, 1995.

AWAWORYI CHURCHILL, Sefa; UGUR, Mehmet; YEW, Siew Ling. Does Government Size Affect Per-Capita Income Growth? A Hierarchical Meta-Regression Analysis. **Economic Record**, v. 93, n. 300, p. 142-171, 2017.

BALASSA, Bela. Trade liberalisation and “revealed” comparative advantage. **The manchester school**, v. 33, n. 2, p. 99-123, 1965.

BARRO, Robert J. **Determinants of economic growth: A cross-country empirical study**. National Bureau of Economic Research, 1996.

\_\_\_\_\_. Inequality and growth revisited. **ADB Working paper series on regional economic integration**, 2008.

BARRO, Robert J.; LEE, Jong Wha. A new data set of educational attainment in the world, 1950–2010. **Journal of development economics**, v. 104, p. 184-198, 2013.

BARRO, Robert J.; SALA-I-MARTIN, Xavier. **Economic growth and convergence across the United States**. National Bureau of Economic Research, 1990.

BARRO, Robert J.; SALA-I-MARTIN, Xavier. Convergence. **Journal of political Economy**, v. 100, n. 2, p. 223-251, 1992.

BARRO, Robert J. et al. Convergence across states and regions. **Brookings papers on economic activity**, p. 107-182, 1991.

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

BAUMOL, William J. Productivity growth, convergence, and welfare: what the long-run data show. **The American Economic Review**, p. 1072-1085, 1986.

BERTUSSI, Geovana Lorena et al. **Hipótese de convergência**: uma análise para a América Latina e o leste asiático entre 1960 e 2000. Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais, 2009.

BIELSCHOWSKY, Ricardo. Cincuenta años del pensamiento de la CEPAL: una reseña. In: **Cincuenta años del pensamiento de la CEPAL: textos seleccionados**. Santiago: Fondo de Cultura Económica/CEPAL, 1998-v. 1, p. 9-61, 1998.

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

BOND, Stephen; HOEFFLER, Anke; TEMPLE, Jonathan. GMM Estimation of Empirical Growth Models. **CEPR Discussion Papers**, 2001.

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

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

CABRAL, René; MOLLICK, André Varella. 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.

CANOVA, Fabio. Testing for convergence clubs in income per capita: a predictive density approach. **International Economic Review**, v. 45, n. 1, p. 49-77, 2004.

CASS, David. Optimum growth in an aggregative model of capital accumulation. **The Review of economic studies**, v. 32, n. 3, p. 233-240, 1965.

CIEŚLIK, Andrzej; TARSALEWSKA, Monika. External openness and economic growth in developing countries. **Review of Development Economics**, v. 15, n. 4, p. 729-744, 2011.

CIMOLI, Mario; PORCILE, Gabriel. Technology, structural change and BOP-constrained growth: a structuralist toolbox. **Cambridge Journal of Economics**, v. 38, n. 1, p. 215-237, 2013.

COHEN, Daniel; SOTO, Marcelo. Growth and human capital: good data, good results. **Journal of economic growth**, v. 12, n. 1, p. 51-76, 2007.

CRISTELLI, Matthieu et al. Measuring the intangibles: A metrics for the economic complexity of countries and products. **PloS one**, v. 8, n. 8, p. e70726, 2013.

CRUZ, Poliano Bastos da; TEIXEIRA, Arilton; MONTE-MOR, Danilo Soares. O Efeito da desigualdade da distribuição de renda no crescimento econômico. **Revista Brasileira de Economia**, v. 69, n. 2, p. 163-186, 2015.

DE LONG, J. Bradford. Productivity growth, convergence, and welfare: comment. **The American Economic Review**, v. 78, n. 5, p. 1138-1154, 1988.

DOBSON, Stephen; GODDARD, John; RAMLOGAN, Carlyn. Convergence in developing countries: evidence from panel unit root tests. 2003.

DOBSON, Stephen; RAMLOGAN, Carlyn. Economic growth and convergence in Latin America. **Journal of Development Studies**, v. 38, n. 6, p. 83-104, 2002.

DURLAUF, Steven N.; JOHNSON, Paul A. Multiple regimes and cross-country growth behaviour. **Journal of applied econometrics**, v. 10, n. 4, p. 365-384, 1995.

GALA, Paulo; ROCHA, Igor; MAGACHO, Guilherme. **The structuralist revenge: economic complexity as an important dimension to evaluate growth and development**. 2016.

GALTON, Francis. Regression towards mediocrity in hereditary stature. **The Journal of the Anthropological Institute of Great Britain and Ireland**, v. 15, p. 246-263, 1886.

GROSSMAN, Gene M.; HELPMAN, Elhanan. 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.

GUNDLACH, Erich. Openness and economic growth in developing countries. **Review of World Economics**, v. 133, n. 3, p. 479-496, 1997.

HARRISON, Ann. Openness and growth: A time-series, cross-country analysis for developing countries. **Journal of development Economics**, v. 48, n. 2, p. 419-447, 1996.

HAUSMANN, Ricardo; HIDALGO, César A. The network structure of economic output. **Journal of Economic Growth**, v. 16, n. 4, p. 309-342, 2011.

HAUSMANN, Ricardo et al. The atlas of economic complexity. 2011. Disponível em: <[http://atlas.cid.harvard.edu/media/atlas/pdf/HarvardMIT\\_AtlasOfEconomicComplexity\\_Part\\_I.pdf](http://atlas.cid.harvard.edu/media/atlas/pdf/HarvardMIT_AtlasOfEconomicComplexity_Part_I.pdf)>. Acesso em: 21 mar. 2018. v. 2, 2016.

HAUSMANN, Ricardo et al. The atlas of economic complexity: Mapping paths to prosperity. **MIT Press**, 2014.

HIDALGO, César. Why information grows. **The evolution of Order, from Atoms to Economies.(Ebook) New York: Basic Books**, 2015.

HIDALGO, César; HAUSMANN, Ricardo. The building blocks of economic complexity. **proceedings of the national academy of sciences**, v. 106, n. 26, p. 10570-10575, 2009.

HIDALGO, César et al. The product space conditions the development of nations. **Science**, v. 317, n. 5837, p. 482-487, 2007.

HIRSCHMAN, Albert O. **Albert O. The strategy of economic development**. 1958.

ISLAM, Nazrul. Growth empirics: a panel data approach. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 110, n. 4, p. 1127-1170, 1995.

IVANOVA, Inga et al. Economic and technological complexity: A model study of indicators of knowledge-based innovation systems. **Technological Forecasting and Social Change**, v. 120, p. 77-89, 2017.

JARREAU, Joachim; PONCET, Sandra. Export sophistication and economic growth: Evidence from China. **Journal of development Economics**, v. 97, n. 2, p. 281-292, 2012.

KALDOR, Nicholas. The role of effective demand in the short run and the long run. In: **The Foundations of Keynesian Analysis**. Palgrave Macmillan, London, 1988. p. 153-160.

\_\_\_\_\_. A model of economic growth. **The economic journal**, v. 67, n. 268, p. 591-624, 1957.

KALDOR, Nicholas; MIRRLEES, James A. A new model of economic growth. **The Review of Economic Studies**, v. 29, n. 3, p. 174-192, 1962.

KAPPEL, Rolf; GHANI, Ejaz. Openness, Institutions, and Policies: Determinants of Globalisation and Economic Growth in Developing Countries [with Comments]. **The Pakistan Development Review**, p. 395-416, 2003.

KHAN, Mr Mohsin S.; KUMAR, Mr Manmohan S. **Public and private investment and the convergence of per capita incomes in developing countries**. International Monetary Fund, 1993.

KOOPMANS, Tjalling C. et al. **On the concept of optimal economic growth**. 1965.

LANDAU, Daniel. Government expenditure and economic growth: a cross-country study. **Southern Economic Journal**, p. 783-792, 1983.

LEVINE, Ross; RENELT, David. A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. **The American economic review**, p. 942-963, 1992.

LIST, Georg Friedrich. Sistema nacional de economia política. **São Paulo: Nova Cultural**, 1986.

LUCAS, Robert E. Some international evidence on output-inflation tradeoffs. **The American Economic Review**, v. 63, n. 3, p. 326-334, 1973.

MADDISON, Angus. **Two Crises: Latin America and Asia 1929-38 and 1973-83**. 1985.

MANKIW, N. Gregory; ROMER, David; WEIL, David N. A contribution to the empirics of economic growth. **The quarterly journal of economics**, v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.

MAROUVO, Gonçalo Ventura Lourenço. **A falácia de Galton e a convergência para a média: o que revela a regressão por quantis?**. 2014. Dissertação de Mestrado. FEUC.

MISSIO, Fabrício et al. The structuralist tradition in economics: methodological and macroeconomics aspects. **Revista de Economia Política**, v. 35, n. 2, p. 247-266, 2015.

MONFORT, Mercedes; CUESTAS, Juan Carlos; ORDONEZ, Javier. Real convergence in Europe: A cluster analysis. **Economic Modelling**, v. 33, p. 689-694, 2013.

MORAIS, Levy Silva. Complexidade e crescimento: uma análise empírica para regiões da América Latina. 2017. 63 f. Dissertação (mestrado) - **Universidade Federal do Paraná**, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Curitiba, 2017.

NANNICINI, Tommaso; BILLMEIER, Andreas. Economies in transition: How important is trade openness for growth?. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 73, n. 3, p. 287-314, 2011.

NURKSE, R. Patterns of trade and development.[sn]. 1962.

OCAMPO, José Antonio; PARRA, María Ángela. Los términos de intercambio de los productos básicos en el siglo XX. **Revista de la CEPAL**, 2003.

PENNA, Christiano; LINHARES, Fabrício. Convergência e formação de clubes no Brasil sob a hipótese de heterogeneidade no desenvolvimento tecnológico. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 40, n. 4, p. 781-796, 2009.

PHILLIPS, Peter CB; SUL, Donggyu. Transition modeling and econometric convergence tests. **Econometrica**, v. 75, n. 6, p. 1771-1855, 2007.

PREBISCH, Raúl. O desenvolvimento econômico da América Latina e seus principais problemas. **Revista Brasileira de Economia**, v. 3, n. 3, p. 47-111, 1949.

QUAH, Danny T. Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis. **The Scandinavian Journal of Economics**, p. 427-443, 1993.

\_\_\_\_\_. Empirics for economic growth and convergence. **European economic review**, v. 40, n. 6, p. 1353-1375, 1996.

\_\_\_\_\_. Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs. **Journal of economic growth**, v. 2, n. 1, p. 27-59, 1997.

RAMSEY, Frank Plumpton. A mathematical theory of saving. **The economic journal**, v. 38, n. 152, p. 543-559, 1928.

REINHART, Carmen M.; WICKHAM, Peter. Commodity prices: cyclical weakness or secular decline?. **Staff Papers**, v. 41, n. 2, p. 175-213, 1994.

RIVERA-BATIZ, Luis A.; ROMER, Paul M. Economic integration and endogenous growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 106, n. 2, p. 531-555, 1991.

ROMER, Paul M. Increasing returns and long-run growth. **Journal of political economy**, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, 1986.

\_\_\_\_\_. Endogenous technological change. **Journal of political Economy**, v. 98, n. 5, Part 2, p. S71-S102, 1990.

\_\_\_\_\_. Human capital and growth: theory and evidence. In: **Carnegie-Rochester conference series on public policy**. North-Holland, 1990. p. 251-286.

ROODMAN, David et al. How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. **Stata Journal**, v. 9, n. 1, p. 86-136, 2009.

ROSENSTEIN-RODAN, Paul N. Problems of industrialisation of eastern and south-eastern Europe. **The economic journal**, v. 53, n. 210/211, p. 202-211, 1943.

SINGER, Hans W. The distribution of gains between investing and borrowing countries. **The American Economic Review**, v. 40, n. 2, p. 473-485, 1950.

SOLOW, Robert M. A contribution to the theory of economic growth. **The quarterly journal of economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.

SWAN, Trevor W. Economic growth and capital accumulation. **Economic record**, v. 32, n. 2, p. 334-361, 1956.

TACCHELLA, Andrea et al. A new metrics for countries' fitness and products' complexity. **Scientific reports**, v. 2, p. 723, 2012.

THIRLWALL, Anthony P. The balance of payments constraint as an explanation of the international growth rate differences. **PSL Quarterly Review**, v. 32, n. 128, 1979.

THIRLWALL, Anthony P; BERGEVIN, James. Trends, cycles and asymmetries in the terms of trade of primary commodities from developed and less developed countries. **World Development**, v. 13, n. 7, p. 805-817, 1985.

VEBLEN, Thorstein. The opportunity of Japan. **The Journal of Race Development**, v. 6, n. 1, p. 23-38, 1915.

ZANIAS, George P. Testing for trends in the terms of trade between primary commodities and manufactured goods. **Journal of Development Economics**, v. 78, n. 1, p. 49-59, 2005.