



Ionel de Oliveira Junior

Matrícula 12211ECO001

**Crescimento de longo prazo e convergência na América Latina:
evidências em painel a partir do modelo de Solow, 1950–2019**

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS (IERI)
CURSO DE GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

Uberlândia – MG

2026

Ionel de Oliveira Junior

Matrícula 12211ECO001

**Crescimento de longo prazo e convergência na América Latina:
evidências em painel a partir do modelo de Solow, 1950–2019**

apresentada ao **Instituto de Economia e Relações
Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia**,
como requisito parcial à obtenção do título de **Bacharel
em CIÊNCIAS ECONÔMICAS**.

Orientador: Prof. Dr. Julio Fernando Costa Santos

Uberlândia – MG

2026

Ionel de Oliveira Junior
Matrícula 12211ECO001

Crescimento de longo prazo e convergência na América Latina: evidências em painel a partir do modelo de Solow, 1950–2019

apresentada ao **Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia**, como requisito parcial à obtenção do título de **Bacharel em CIÊNCIAS ECONÔMICAS**.

Uberlândia – MG, 7 de agosto de 2026.

Prof. Dr. Julio Fernando Costa Santos
IERI/UFU -
Orientador(a) – Presidente

Prof. Dr. Guilherme Jonas Costa da Silva -
IERI/UFU
Membro da banca

Prof.^a Ms. Sinara do Valle - IERI/UFU
Membro da banca

Resumo

Esta monografia analisa a hipótese de convergência de renda per capita na América Latina a partir do modelo de Solow e de sua extensão com capital humano. O trabalho combina revisão teórica, discussão sobre heterogeneidade estrutural latino-americana e estimações em painel para comparar a dinâmica regional com uma amostra global de países. A base empírica utiliza informações da *Penn World Table* e, nas especificações ampliadas, da *GGDC 10-Sector Database*. A análise de σ -convergência cobre a dispersão do PIB per capita entre 1950 e 2019, enquanto as regressões de β -convergência utilizam painéis anuais iniciados em 1951, devido à defasagem da renda inicial. Os resultados indicam evidência consistente de β -convergência na amostra global, com coeficientes negativos e estatisticamente significativos para a renda inicial. Para a América Latina, contudo, a evidência é frágil e sensível à especificação: os modelos absoluto, Solow e MRW não confirmam convergência regional robusta, e o resultado favorável no modelo ampliado depende de uma subamostra reduzida. Conclui-se que o crescimento latino-americano é marcado por heterogeneidade estrutural persistente, volatilidade macroeconômica e limitada aproximação sistemática entre níveis de renda.

Palavras-chave: crescimento econômico; convergência; modelo de Solow; América Latina; dados em painel.

Abstract

This monograph analyzes the hypothesis of per capita income convergence in Latin America using the Solow model and its human-capital-augmented version as the theoretical framework. The study combines a theoretical review, a discussion of Latin American structural heterogeneity, and panel-data estimates that compare the regional dynamics with a global country sample. The empirical database draws on the *Penn World Table* and, in the augmented specifications, on the *GGDC 10-Sector Database*. The σ -convergence analysis covers the dispersion of per capita GDP between 1950 and 2019, whereas the β -convergence regressions use annual panels starting in 1951 because initial income enters the models with a lag. The results show consistent evidence of β -convergence in the global sample, with negative and statistically significant coefficients for initial income. For Latin America, however, the evidence is weak and specification-sensitive: the absolute, Solow, and MRW models do not support robust regional convergence, and the favorable result in the augmented model depends on a much smaller subsample. The monograph concludes that Latin American growth is characterized by persistent structural heterogeneity, macroeconomic volatility, and limited systematic income catching-up across countries.

Keywords: economic growth; convergence; Solow model; Latin America; panel data.

Lista de ilustrações

Figura 1 – Evolução da σ -convergência: amostra global e América Latina	31
--	----

Lista de tabelas

Tabela 1 – Variáveis utilizadas nas estimações	27
Tabela 2 – Cobertura da América Latina nas etapas de construção da base	29
Tabela 3 – Tamanho das amostras por modelo e recorte	30
Tabela 4 – Resumo da σ -convergência nas amostras global e latino-americana	31
Tabela 5 – Modelos de convergência em painel – amostra global	33
Tabela 6 – Modelos de convergência em painel – América Latina	34
Tabela 7 – Diagnósticos comparativos dos modelos de convergência – amostra global .	36
Tabela 8 – Diagnósticos comparativos dos modelos de convergência – amostra América Latina	37
Tabela 9 – Modelo MRW quinquenal com erros-padrão de Driscoll-Kraay	38

Lista de abreviaturas e siglas

ABNT	Associação Brasileira de Normas Técnicas
DK	Driscoll–Kraay
FE	Efeitos fixos
FE-2W	Efeitos fixos bidirecionais
GGDC	Groningen Growth and Development Centre
GMM	Método Generalizado dos Momentos
IERI	Instituto de Economia e Relações Internacionais
MRW	Mankiw, Romer e Weil
PIB	Produto Interno Bruto
PMG	<i>Pooled Mean Group</i>
PTF	Produtividade total dos fatores
PWT	<i>Penn World Table</i>
RE	Efeitos aleatórios
UFU	Universidade Federal de Uberlândia

Lista de símbolos

Y	Produto agregado
K	Estoque de capital físico
H	Estoque de capital humano
L	Força de trabalho
A	Nível de tecnologia
y	Produto por trabalhador efetivo ou PIB per capita, conforme o contexto empírico
k	Capital físico por trabalhador efetivo
h	Capital humano por trabalhador efetivo
s	Taxa de poupança ou investimento
n	Taxa de crescimento populacional
g	Taxa de progresso tecnológico
δ	Taxa de depreciação do capital
α	Elasticidade do produto em relação ao capital físico
β	Coeficiente associado à renda inicial na regressão de convergência
λ	Velocidade de convergência
σ_t	Dispersão transversal do logaritmo da renda per capita no período t

Sumário

1	INTRODUÇÃO	10
2	REVISÃO DA LITERATURA	12
2.1	Modelo de Solow	12
2.2	Modelo de Solow com capital humano	15
2.3	Fatos estilizados da América Latina	19
2.4	Evidências empíricas da convergência: esforços anteriores	22
3	DADOS E METODOLOGIA	25
3.1	Da hipótese teórica à estratégia empírica	25
3.2	β -convergência e especificações estimadas	26
3.3	σ -convergência	26
3.4	Base de dados, variáveis e recorte amostral	27
3.5	Estratégia de estimação e interpretação econométrica	28
4	ANÁLISE DE RESULTADOS	29
4.1	Base de dados, construção das variáveis e recorte amostral	29
4.2	σ -convergência	30
4.3	Resultados econométricos	32
4.3.1	Diagnósticos econométricos	36
4.3.2	Robustez: versão quinquenal	38
4.4	Síntese dos resultados	39
5	CONCLUSÃO	41
	REFERÊNCIAS	44

1 Introdução

O crescimento econômico de longo prazo permanece como uma das questões centrais da teoria econômica. A existência de grandes diferenças de renda per capita entre países levanta uma pergunta recorrente: economias inicialmente mais pobres tendem a crescer mais rapidamente e, portanto, aproximar-se das economias relativamente mais ricas, ou as diferenças estruturais entre países impedem esse processo de convergência? Essa questão é particularmente relevante para a América Latina, região marcada por ciclos de crescimento, crises externas, instabilidade macroeconômica e mudanças incompletas em sua estrutura produtiva.

Esta monografia investiga se há evidência de convergência de renda per capita na América Latina à luz do modelo de Solow e de sua extensão com capital humano. A pergunta que orienta o trabalho é a seguinte: *os países latino-americanos apresentaram β -convergência e σ -convergência de renda per capita no longo prazo, e esses resultados se mantêm quando são controlados determinantes associados ao estado estacionário, como investimento, crescimento populacional, capital humano, gasto do governo, abertura comercial e composição setorial?*

O modelo de Solow–Swan fornece o ponto de partida teórico para a análise, pois estabelece uma relação direta entre acumulação de capital, crescimento populacional, progresso técnico e renda de longo prazo (SOLOW, 1956; SWAN, 1956). Em sua versão ampliada, a incorporação do capital humano aproxima o modelo da literatura empírica de crescimento e permite interpretar diferenças persistentes de renda como resultado de diferentes determinantes do estado estacionário (MANKIW; ROMER; WEIL, 1992). Com base nesse arcabouço, a hipótese de convergência não é tratada apenas como uma tendência automática, mas como uma proposição condicional: economias pobres tendem a crescer mais rapidamente apenas quando se controlam suas características estruturais relevantes.

A contribuição do trabalho é empírica e interpretativa. Empiricamente, a monografia estima modelos de convergência em painel para uma amostra global de países e para uma subamostra latino-americana, distinguindo modelos de convergência absoluta, Solow, MRW e especificações ampliadas com variáveis de composição produtiva. Interpretativamente, o trabalho contrasta os resultados regionais com a literatura sobre crescimento latino-americano, enfatizando que a ausência de convergência robusta pode refletir não apenas diferenças de acumulação de fatores, mas também instabilidade macroeconômica, desindustrialização precoce, heterogeneidade institucional e restrições estruturais ao catching-up (De Gregorio, 1992; EASTERLY; LOAYZA; MONTIEL, 1997; RODRIK, 2016).

A base empírica combina dados da *Penn World Table* e, nas especificações ampliadas, da *GGDC 10-Sector Database*. A análise de σ -convergência utiliza a dispersão do logaritmo do PIB per capita entre 1950 e 2019. As regressões anuais de β -convergência iniciam-se em 1951, pois a renda inicial entra defasada. Nas especificações ampliadas, o período final é menor, chegando

a 2014 na amostra global e a 2013 na amostra latino-americana, em razão da cobertura mais restrita dos dados setoriais. Desse modo, o recorte 1950–2019 descreve a cobertura principal da base de renda, enquanto as estimações específicas seguem a disponibilidade efetiva das variáveis utilizadas em cada modelo.

Os resultados indicam um contraste substantivo entre a amostra global e a América Latina. Para o conjunto amplo de países, há evidência consistente de β -convergência: a renda inicial apresenta coeficiente negativo e estatisticamente significativo nas principais especificações. Para a América Latina, contudo, os modelos absoluto, Solow e MRW não confirmam convergência regional robusta. O único resultado favorável aparece no modelo ampliado, mas depende de uma subamostra de apenas nove países, o que exige cautela. A evidência de σ -convergência também não aponta para uma redução persistente da dispersão regional da renda.

Além desta introdução, o trabalho está organizado em quatro capítulos. O Capítulo 2 apresenta a revisão da literatura, com ênfase no modelo de Solow, em sua versão com capital humano e no debate empírico sobre convergência. O Capítulo 3 descreve a base de dados, a construção das variáveis e a estratégia econométrica. O Capítulo 4 discute os resultados de σ -convergência, as estimativas em painel, os diagnósticos econométricos e a robustez quinquenal. Por fim, o Capítulo 5 apresenta as conclusões, as limitações do exercício e possíveis extensões da pesquisa.

2 Revisão da literatura

2.1 Modelo de Solow

O modelo de Solow–Swan constitui um dos marcos da teoria neoclássica do crescimento econômico e fornece uma estrutura analítica simples para compreender como a acumulação de capital, o crescimento populacional e o progresso técnico afetam a trajetória do produto no longo prazo (SOLOW, 1956; SWAN, 1956; SOLOW, 1957). Em sua formulação mais conhecida, a economia produz um único bem, que pode ser destinado ao consumo ou ao investimento, e a tecnologia é representada por uma função de produção agregada com retornos constantes de escala e produtividade marginal decrescente dos fatores.

Na versão com progresso técnico aumentador do trabalho, a função de produção agregada pode ser escrita como

$$Y(t) = K(t)^\alpha [A(t)L(t)]^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1, \quad (2.1)$$

em que $Y(t)$ representa o produto agregado, $K(t)$ o estoque de capital físico, $L(t)$ a força de trabalho e $A(t)$ o nível de tecnologia. O parâmetro α mede a elasticidade do produto em relação ao capital. A hipótese $0 < \alpha < 1$ garante rendimentos marginais decrescentes do capital e, ao mesmo tempo, retornos constantes de escala quando todos os fatores variam proporcionalmente.

A presença do termo $A(t)L(t)$ indica que o progresso técnico é do tipo aumentador do trabalho. Isso significa que a tecnologia eleva a eficiência de cada trabalhador ao longo do tempo, de modo que $A(t)L(t)$ pode ser interpretado como a quantidade de trabalho efetivo disponível na economia. Assume-se que a população cresce à taxa exógena n e que a tecnologia cresce à taxa exógena g , isto é,

$$\frac{\dot{L}(t)}{L(t)} = n \quad \text{e} \quad \frac{\dot{A}(t)}{A(t)} = g. \quad (2.2)$$

Para estudar a dinâmica do modelo, é conveniente reescrever as variáveis em termos por trabalhador efetivo. Define-se o capital por trabalhador efetivo como

$$k(t) = \frac{K(t)}{A(t)L(t)} \quad (2.3)$$

e o produto por trabalhador efetivo como

$$y(t) = \frac{Y(t)}{A(t)L(t)}. \quad (2.4)$$

Substituindo (2.3) e (2.4) em (2.1), obtém-se a forma intensiva da função de produção:

$$y(t) = k(t)^\alpha. \quad (2.5)$$

A hipótese central do modelo é que uma fração constante s da renda é poupada e investida, enquanto o capital se deprecia à taxa δ . Assim, a dinâmica do estoque agregado de capital é dada por

$$\dot{K}(t) = sY(t) - \delta K(t). \quad (2.6)$$

Ao dividir essa equação por $A(t)L(t)$ e usar as taxas de crescimento exógenas da população e da tecnologia, chega-se à equação fundamental de acumulação do modelo de Solow:

$$\dot{k}(t) = sk(t)^\alpha - (n + g + \delta)k(t). \quad (2.7)$$

A equação (2.7) resume a lógica do modelo. O termo $sk(t)^\alpha$ representa o investimento por trabalhador efetivo, isto é, a parcela da produção que é transformada em novo capital. Já o termo $(n + g + \delta)k(t)$ representa o chamado investimento de reposição. Ele reúne três forças que impedem o capital por trabalhador efetivo de crescer indefinidamente: a depreciação do capital, o crescimento da população e o progresso técnico. A depreciação reduz o estoque de capital existente; o crescimento populacional exige mais capital para equipar novos trabalhadores; e o avanço tecnológico requer capital adicional para acompanhar o aumento da eficiência do trabalho.

O estado estacionário do modelo é alcançado quando o capital por trabalhador efetivo se torna constante, isto é, quando $\dot{k}(t) = 0$. Impõe-se, portanto,

$$sk^{*\alpha} = (n + g + \delta)k^*. \quad (2.8)$$

Resolvendo para k^* , obtém-se

$$k^* = \left(\frac{s}{n + g + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}}. \quad (2.9)$$

Substituindo (2.9) em (2.5), chega-se ao produto por trabalhador efetivo no estado estacionário:

$$y^* = (k^*)^\alpha = \left(\frac{s}{n + g + \delta} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}. \quad (2.10)$$

Essas expressões mostram que um aumento da taxa de poupança eleva o nível de renda de estado estacionário, ao passo que aumentos em n , g ou δ reduzem esse nível. Em termos econômicos, uma economia que poupa mais consegue sustentar maior estoque de capital por trabalhador efetivo e, portanto, maior produto por trabalhador efetivo no longo prazo. Por outro lado, economias com crescimento populacional mais elevado ou maiores necessidades de reposição de capital precisam investir mais apenas para manter constante sua relação capital-trabalho efetivo.

É importante notar, contudo, que no modelo de Solow a taxa de crescimento de longo prazo do produto por trabalhador não depende da taxa de poupança. Para mostrar isso, observe que no estado estacionário k e y são constantes. Assim, como

$$\frac{Y(t)}{L(t)} = A(t)y(t), \quad (2.11)$$

e como $y(t)$ é constante no estado estacionário, segue que o produto por trabalhador cresce à taxa do progresso tecnológico:

$$\frac{d}{dt} \ln \left(\frac{Y(t)}{L(t)} \right) = g. \quad (2.12)$$

Analogamente, como $Y(t) = A(t)L(t)y(t)$, com $y(t)$ constante no estado estacionário, a taxa de crescimento do produto agregado é

$$\frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} = n + g. \quad (2.13)$$

Portanto, no caminho de crescimento balanceado, o produto agregado cresce à taxa $n + g$, o produto por trabalhador cresce à taxa g , e o capital por trabalhador efetivo permanece constante.

Esse resultado é central na teoria neoclássica do crescimento. Políticas que elevam a taxa de poupança podem aumentar o nível de renda de longo prazo, deslocando a economia para um novo estado estacionário mais alto, mas não alteram permanentemente a taxa de crescimento do produto por trabalhador. O crescimento sustentado do padrão de vida depende, no modelo, exclusivamente do progresso tecnológico, que é tratado como exógeno (ROMER, 2018; BARRO; SALA-I-MARTIN, 2004).

Uma implicação empírica fundamental do modelo é a hipótese de convergência. Como os rendimentos do capital são decrescentes, economias com menor estoque de capital por trabalhador efetivo apresentam maior produtividade marginal e tendem a crescer mais rapidamente do que economias mais ricas que já se aproximam de seu estado estacionário. Para formalizar essa intuição, considera-se a função

$$\varphi(k) = sk^\alpha - (n + g + \delta)k \quad (2.14)$$

cujas derivadas avaliadas em k^* fornece

$$\varphi'(k^*) = -(1 - \alpha)(n + g + \delta) < 0 \quad (2.15)$$

Esse resultado confirma que o estado estacionário é localmente estável: desvios em relação a k^* geram forças de retorno ao equilíbrio. Linearizando a dinâmica em torno de k^* , obtém-se a equação diferencial

$$\frac{d}{dt} [\ln k(t) - \ln k^*] \approx -\lambda [\ln k(t) - \ln k^*] \quad (2.16)$$

em que a velocidade de convergência é dada por

$$\lambda = (1 - \alpha)(n + g + \delta) > 0 \quad (2.17)$$

A solução dessa equação mostra que o desvio em relação ao estado estacionário diminui exponencialmente a uma taxa λ . Uma medida intuitiva da velocidade de ajuste é a meia-vida do processo, isto é, o tempo necessário para eliminar metade da distância inicial ao estado estacionário:

$$t_{1/2} = \frac{\ln 2}{\lambda} \quad (2.18)$$

Com os valores típicos $\alpha \approx 0,3$ e $n + g + \delta \approx 0,06$, o modelo básico implica $\lambda \approx 0,042$ e meia-vida de cerca de 16 anos — velocidade consideravelmente maior do que a observada empiricamente, que situa λ entre 0,02 e 0,03 ao ano (BARRO; SALA-I-MARTIN, 1992; ISLAM, 1995). Essa discrepância entre a velocidade de convergência teórica do modelo básico e a estimada nos dados é uma das motivações para a extensão com capital humano.

Apesar de sua importância histórica e de sua utilidade como ponto de partida analítico, o modelo básico de Solow apresenta duas limitações empíricas bem documentadas. Primeira, ao prever que a participação do capital na renda é $\alpha \approx 0,3$, o modelo implica diferenças nas taxas de retorno ao capital entre países ricos e pobres muito maiores do que as observadas nos fluxos internacionais de capital, o que é frequentemente associado ao paradoxo de Lucas (LUCAS, 1988). Segunda, como demonstrado acima, a velocidade de convergência prevista pelo modelo básico supera a observada nos dados, sugerindo que fatores adicionais, como o capital humano, retardam o ajustamento ao estado estacionário. Ambas as limitações motivam a extensão proposta por Mankiw, Romer e Weil (1992), discutida na seção seguinte.

2.2 Modelo de Solow com capital humano

Uma das extensões mais importantes do modelo de Solow foi proposta por Mankiw, Romer e Weil (1992), que incorporam o capital humano como fator produtivo adicional. A motivação para essa modificação é empírica e teórica. Empiricamente, o modelo básico, centrado apenas no capital físico, não explica satisfatoriamente a grande heterogeneidade de renda per capita entre países. Além disso, sua previsão de convergência condicional tende a ser mais rápida do que a verificada nos dados. Teoricamente, parece pouco plausível tratar economias com diferentes níveis de escolaridade, qualificação da mão de obra e capacidades produtivas como se diferissem apenas pelo estoque de máquinas e infraestrutura.

A ideia central do modelo ampliado é que a acumulação de capital não ocorre apenas na forma de capital físico, mas também na forma de capital humano, entendido como o conjunto de conhecimentos, habilidades e competências incorporados à força de trabalho. Quando esse elemento é incluído explicitamente, a função de produção agregada passa a ser

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\beta [A(t)L(t)]^{1-\alpha-\beta}, \quad \alpha > 0, \beta > 0, \alpha + \beta < 1, \quad (2.19)$$

em que $H(t)$ representa o estoque agregado de capital humano. A restrição $\alpha + \beta < 1$ preserva os retornos constantes de escala nos fatores acumuláveis e no trabalho efetivo, ao mesmo tempo em que mantém rendimentos marginais decrescentes para cada tipo de capital tomado isoladamente.

Tal como no modelo básico, admite-se que a população cresce à taxa n , a tecnologia cresce à taxa g e ambos os tipos de capital se depreciam à taxa δ . A diferença é que agora a renda pode ser destinada a dois tipos de acumulação: uma fração s_k é investida em capital físico, e uma fração s_h é investida em capital humano.

Definindo as variáveis por trabalhador efetivo,

$$k(t) = \frac{K(t)}{A(t)L(t)}, \quad h(t) = \frac{H(t)}{A(t)L(t)}, \quad y(t) = \frac{Y(t)}{A(t)L(t)}, \quad (2.20)$$

a função de produção intensiva torna-se

$$y(t) = k(t)^\alpha h(t)^\beta. \quad (2.21)$$

A dinâmica dos dois estoques de capital por trabalhador efetivo é dada por

$$\dot{k}(t) = s_k k(t)^\alpha h(t)^\beta - (n + g + \delta)k(t), \quad (2.22)$$

$$\dot{h}(t) = s_h k(t)^\alpha h(t)^\beta - (n + g + \delta)h(t). \quad (2.23)$$

A equação (2.22) mostra que o acúmulo de capital físico depende da fração da renda investida nesse ativo, subtraído o investimento de reposição necessário para cobrir depreciação, crescimento populacional e progresso técnico. A equação (2.23) possui interpretação análoga para o capital humano.

O estado estacionário do modelo ampliado é caracterizado por $\dot{k}(t) = 0$ e $\dot{h}(t) = 0$. Assim, devem valer simultaneamente as condições

$$s_k k^{*\alpha} h^{*\beta} = (n + g + \delta)k^* \quad (2.24)$$

e

$$s_h k^{*\alpha} h^{*\beta} = (n + g + \delta)h^*. \quad (2.25)$$

A solução desse sistema fornece os níveis de equilíbrio de capital físico e capital humano por trabalhador efetivo:

$$k^* = \left(\frac{s_k^{1-\beta} s_h^\beta}{n + g + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}}, \quad (2.26)$$

$$h^* = \left(\frac{s_k^\alpha s_h^{1-\alpha}}{n + g + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}}. \quad (2.27)$$

Substituindo essas expressões em (2.21), obtém-se o produto de estado estacionário por trabalhador efetivo:

$$y^* = \left(\frac{s_k^\alpha s_h^\beta}{(n + g + \delta)^{\alpha+\beta}} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}}. \quad (2.28)$$

As equações (2.26)–(2.28) deixam claro que o nível de renda de longo prazo depende positivamente tanto da taxa de investimento em capital físico quanto da taxa de investimento em capital humano. Em outras palavras, economias que acumulam mais máquinas, infraestrutura, escolaridade e qualificação tendem a atingir níveis mais elevados de renda por trabalhador efetivo. Ao mesmo tempo, maiores valores de n , g ou δ continuam reduzindo o nível de equilíbrio, pois ampliam as necessidades de reposição de capital.

A incorporação do capital humano também modifica a velocidade de convergência ao estado estacionário. Linearizando o sistema (2.22)–(2.23) em torno de (k^*, h^*) , a velocidade de convergência no modelo ampliado passa a ser

$$\lambda_{MRW} = (1 - \alpha - \beta)(n + g + \delta) \quad (2.29)$$

Comparando (2.29) a expressão da velocidade de convergência do modelo ampliado com a expressão correspondente do modelo básico, $\lambda = (1 - \alpha)(n + g + \delta)$, nota-se que a introdução do capital humano reduz a velocidade teórica de convergência. Como $\alpha + \beta > \alpha$, segue que $1 - \alpha - \beta < 1 - \alpha$ e, portanto, $\lambda_{MRW} < \lambda$. Com os valores típicos $\alpha \approx \beta \approx 0,3$ e $n + g + \delta \approx 0,06$, o modelo ampliado implica $\lambda_{MRW} \approx 0,024$, equivalente a uma meia-vida de aproximadamente 29 anos. Esse valor é muito mais próximo das estimativas empíricas de 2% a 3% ao ano do que aquele previsto pelo modelo básico (MANKIW; ROMER; WEIL, 1992; BARRO; SALA-I-MARTIN, 1992). Esse resultado constitui uma das principais contribuições do modelo ampliado: ao incluir o capital humano, o modelo de Mankiw, Romer e Weil reconcilia a teoria neoclássica com a lentidão da convergência observada nos dados.

Da linearização do sistema em torno do estado estacionário, deriva-se também a equação de convergência condicional que fundamenta a estratégia empírica deste trabalho. Tomando logaritmos e aproximando em torno de y^* , obtém-se

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{y_{i,t+T}}{y_{it}} \right) = a - \left[\frac{1 - e^{-\lambda T}}{T} \right] \ln(y_{it}) + \gamma' Z_{it} + u_{it} \quad (2.30)$$

em que Z_{it} representa o vetor de variáveis que aproximam os determinantes do estado estacionário de cada economia, incluindo as taxas de investimento físico e humano e o crescimento populacional, e u_{it} é o termo de erro. A convergência é identificada quando o coeficiente da renda inicial é negativo: economias mais distantes de seu estado estacionário crescem mais rapidamente. Quando cada economia possui seu próprio estado estacionário, determinado por suas características estruturais, fala-se em convergência condicional; quando todas convergem para o mesmo ponto, em convergência absoluta (BARRO; SALA-I-MARTIN, 1992; MANKIW; ROMER; WEIL, 1992).

A principal contribuição empírica do modelo ampliado é melhorar a capacidade explicativa do arcabouço neoclássico em duas dimensões. Em primeiro lugar, a inclusão do capital humano permite explicar uma parcela maior das diferenças internacionais de renda: ao estimar o modelo em uma amostra de 98 países, MRW encontram que o modelo ampliado explica cerca de 78% da variância do logaritmo do PIB per capita, contra 59% do modelo básico, e que os coeficientes estimados para α e β são próximos dos valores teoricamente previstos. Em segundo lugar, o modelo ampliado ajuda a compreender por que a convergência observada empiricamente costuma ser lenta: a acumulação de capital humano é um processo gradual, dependente de investimentos em educação, treinamento e aprendizagem, cujos efeitos se materializam ao longo de períodos mais longos (MANKIW; ROMER; WEIL, 1992; ROMER, 2018).

Apesar desses avanços, o arcabouço MRW não está imune a críticas teóricas importantes. A mais influente provém dos modelos de crescimento endógeno. Romer (1986) mostra que, se o conhecimento acumulado por uma firma gera externalidades positivas sobre a produtividade das demais (pois ideias, diferentemente dos bens rivais, podem ser usadas simultaneamente por múltiplos agentes), a função de produção agregada pode exibir retornos crescentes de escala no capital ampliado. Nesse caso, a condição $\alpha + \beta < 1$ do modelo MRW deixa de ser garantida no nível agregado, e o estado estacionário pode não existir: a economia pode crescer indefinidamente sem depender de progresso técnico exógeno. Lucas (1988), por sua vez, desenvolve um modelo em que o capital humano é o motor do crescimento endógeno: ao acumular habilidades, os trabalhadores elevam sua própria produtividade e a dos demais por meio de externalidades de aprendizagem, gerando crescimento autossustentado mesmo na ausência de inovação tecnológica exógena.

A divergência entre os modelos neoclássico e endógeno tem implicações diretas para a hipótese de convergência e para a interpretação dos resultados empíricos desta monografia. No arcabouço MRW, a convergência é garantida pelos rendimentos decrescentes: o capital é mais produtivo onde é escasso, e países pobres crescem mais rápido que ricos. Nos modelos endógenos, contudo, não há garantia de que economias pobres se aproximem das ricas, se o crescimento depende do estoque acumulado de conhecimento ou de capital humano, e se esses fatores exibem retornos crescentes, economias ricas podem crescer indefinidamente mais rápido, ampliando a distância em relação às mais pobres (ROMER, 1990). Para a América Latina, onde os estoques de capital humano são historicamente menores e a base industrial mais estreita do que nos países desenvolvidos, essa possibilidade não pode ser descartada a priori.

Uma segunda linha de questionamento ao arcabouço MRW provém da literatura institucionalista. Acemoglu, Johnson e Robinson (2001) argumentam que as diferenças de renda entre países refletem, em grande medida, diferenças nas instituições econômicas, em particular, na proteção dos direitos de propriedade e nas restrições ao poder extrativista do Estado, que por sua vez foram moldadas pelo legado colonial. Ao instrumentalizar a qualidade institucional pela mortalidade histórica dos colonizadores europeus, os autores obtêm evidências de que as instituições têm efeito causal de primeira ordem sobre o produto per capita, superior ao de variáveis geográficas e ao de variáveis de acumulação de capital físico. Sob essa perspectiva, modelos do tipo MRW que omitem a qualidade institucional como determinante do estado estacionário podem estar capturando, nas variáveis de investimento e capital humano, o efeito indireto das instituições sobre a acumulação, o que comprometeria a interpretação estrutural dos coeficientes estimados.

Para os propósitos desta monografia, o arcabouço MRW é mantido como referencial central por razões de parcimônia, comparabilidade e disponibilidade de dados. Em primeiro lugar, é o modelo que oferece a estrutura teórica mais direta para derivar e testar hipóteses de convergência em painel, as equações (2.29) e (2.30) traduzem-se diretamente nas especificações econométricas do Capítulo 3. Em segundo lugar, as extensões institucionais e endógenas

demandariam instrumentos e dados de qualidade institucional que não estão disponíveis para toda a amostra e todo o período principal 1950–2019 utilizado aqui. Em terceiro lugar, o modelo MRW continua sendo o arcabouço de referência dominante na literatura empírica de convergência, o que permite a comparação direta dos resultados obtidos com os de estudos anteriores.

2.3 Fatos estilizados da América Latina

A transição da modelagem teórica para a verificação empírica no campo do crescimento econômico consolidou-se como um esforço para compreender se as previsões de “alcance” do modelo de Solow (1956) se sustentam diante da complexidade dos dados internacionais. A literatura, inaugurada por Barro e SALA-I-MARTIN (1991), Barro e SALA-I-MARTIN (1992), estabeleceu os marcos para essa investigação ao distinguir a β -convergência, que analisa a relação inversa entre o nível inicial de renda e a taxa de crescimento subsequente, da σ -convergência, que monitora a evolução da dispersão da renda entre um grupo de economias ao longo do tempo.

A América Latina ocupa um lugar particular nesse debate: trata-se de uma região que compartilhou, ao longo do século XX, características históricas e estruturais relativamente homogêneas, como a herança colonial ibérica, a industrialização por substituição de importações e os ciclos de endividamento externo. Ao mesmo tempo, a região exibe trajetórias de crescimento heterogêneas, que desafiam as previsões mais simples do arcabouço neoclássico.

Entre o início dos anos 1960 e meados dos anos 1970, a América Latina experimentou taxas de crescimento do produto per capita relativamente elevadas. Esse desempenho foi ancorado em estratégias de substituição de importações, que promoveram a industrialização doméstica com proteção tarifária, em investimentos públicos em infraestrutura e em condições externas favoráveis, incluindo a abundância de liquidez internacional após os choques do petróleo de 1973. A acumulação de capital físico avançou, e o investimento em educação, embora desigualmente distribuído, elevou os estoques de capital humano nas economias maiores da região. Nesse período, a evidência é compatível com um processo de convergência interna à região: países de menor renda inicial, como alguns da América Central, cresceram relativamente mais rápido do que economias mais desenvolvidas, como Argentina e Chile (De Gregorio, 1992).

O trabalho pioneiro de De Gregorio (1992) constitui uma das primeiras aplicações rigorosas do arcabouço MRW especificamente para a América Latina. Utilizando dados de doze países da região para o período 1950 – 1985, o autor estima regressões de crescimento que incluem investimento físico, crescimento populacional, capital humano e estabilidade macroeconômica, aproximada pela taxa de inflação. Os resultados confirmam o papel positivo do investimento em capital físico e humano sobre o crescimento, em linha com as previsões do modelo MRW. No entanto, De Gregorio (1992) chama atenção para um fator que o arcabouço neoclássico padrão não captura: o efeito negativo e significativo da instabilidade de preços sobre o crescimento. Economias com inflação elevada e persistente, um traço comum da América Latina nas décadas de 1970 e 1980, apresentaram desempenho consistentemente inferior ao que seria previsto pelas

variáveis de acumulação. Essa evidência antecipa um tema central da literatura posterior sobre a região: a volatilidade macroeconômica como fator que distorce a alocação intertemporal de recursos, desestimula o investimento produtivo e impede a convergência mesmo quando as condições estruturais seriam, em princípio, favoráveis.

O colapso veio de forma abrupta no início dos anos 1980. A elevação das taxas de juros internacionais promovida pelo Federal Reserve norte-americano, combinada com a queda dos preços das commodities e o esgotamento do modelo de substituição de importações, precipitou a crise da dívida externa mexicana de 1982, que rapidamente contaminou o restante da região. O resultado foi a chamada *Década Perdida*: entre 1980 e 1990, o produto per capita médio da América Latina recuou ou estacionou na maioria dos países, a inflação atingiu níveis hiperinflacionários em Brasil, Argentina, Peru e Bolívia, e os investimentos em infraestrutura e educação foram comprimidos pelo ajuste fiscal forçado. O processo de acumulação de capital físico e humano, que havia avançado nas décadas anteriores, sofreu uma interrupção profunda cujos efeitos sobre o estoque de capital e sobre a produtividade total dos fatores persistiram por anos após a estabilização (EASTERLY; LOAYZA; MONTIEL, 1997).

Com o avanço das reformas estruturais nos anos 1990, surgiu a expectativa generalizada de que a América Latina ingressaria em uma trajetória de crescimento mais robusta e, com ela, de convergência em relação às economias desenvolvidas. Easterly, Loayza e Montiel (1997) examinam diretamente essa questão, perguntando se o crescimento observado na região durante o período pós-reformas foi decepcionante em relação ao que a evidência internacional preveria dado o conjunto de mudanças de política adotadas. Utilizando um estimador de painel dinâmico que controla efeitos fixos não observados e trata da endogeneidade das variáveis de política, os autores concluem que a resposta do crescimento às reformas na América Latina não foi estatisticamente diferente do que se observaria em qualquer outra região com as mesmas mudanças de política. Em outras palavras, o crescimento não foi decepcionante no sentido de que os mecanismos neoclássicos falharam, ele foi decepcionante porque as reformas foram parciais e porque o ambiente externo, marcado pelas crises do México (1994), da Ásia (1997) e da Rússia (1998), tornou-se desfavorável precisamente quando a região buscava consolidar sua recuperação (EASTERLY; LOAYZA; MONTIEL, 1997). Esse resultado é diretamente relevante para a interpretação dos achados desta monografia: a ausência de convergência robusta no período completo pode refletir não uma falha dos mecanismos neoclássicos de ajustamento, mas a persistência de desequilíbrios estruturais e a recorrência de choques externos que impedem as economias de atingir e manter trajetórias próximas de seus estados estacionários potenciais.

Uma dimensão adicional da trajetória de crescimento latino-americana que a literatura recente tem enfatizado diz respeito à transformação da estrutura produtiva. Rodrik (2016) documenta um processo de desindustrialização precoce que afeta de forma particularmente intensa as economias em desenvolvimento: a participação da manufatura no emprego e no valor adicionado começa a declinar em níveis de renda per capita muito menores do que os observados nos países hoje desenvolvidos quando atravessaram a mesma transição. Enquanto os

países europeus e os Estados Unidos desmontaram suas bases industriais a partir de rendas per capita equivalentes a cerca de 15.000 dólares de 1990, países da América Latina começaram a desindustrializar com rendas per capita de 3.000 a 5.000 dólares, sem ter completado o ciclo de ganhos de produtividade que a industrialização historicamente proporciona (RODRIK, 2016). A manufatura é um setor com propriedades específicas para a convergência de produtividade: como documentado por Navarro-Chávez, Morán-Figueroa e Ayvar-Campos (2025), a velocidade de convergência no setor industrial latino-americano 37,8% ao ano supera em muito a do setor de serviços 4% ao ano, de modo que a contração precoce da base industrial limita estruturalmente a velocidade de catching-up agregado.

No cenário de economias avançadas e integradas, o estudo de Simionescu (2014) sobre a União Europeia (UE-28) oferece uma perspectiva de contraste útil para situar os resultados latino-americanos. Analisando o período de 2000 a 2012, a autora utilizou indicadores de variação simples e ponderados pelo peso populacional para avaliar o PIB per capita em Paridade de Poder de Compra. Os resultados revelaram que, embora tenha ocorrido uma redução na divergência (com o coeficiente de variação simples caindo de 48,39% em 2000 para 42,03% em 2012), os dados ainda indicam heterogeneidade persistente no bloco. Um detalhe metodológico relevante é a superioridade explicativa do método ponderado, em que o coeficiente de variação apresentou níveis ligeiramente menores 40,35% em 2012, sugerindo que a distribuição populacional desempenha papel crítico na percepção da convergência real. Além disso, o estudo ressalta que a inclusão de novos membros, como a Croácia, gera pressões adicionais sobre o processo de convergência, exigindo decisões políticas coordenadas para evitar a acentuação de disparidades internas (SIMIONESCU, 2014). O contraste com a América Latina é instrutivo: enquanto na Europa a convergência avança, ainda que lentamente, sustentada por mecanismos de transferência fiscal, mobilidade de fatores e integração de mercados, na América Latina a ausência de instrumentos similares de coordenação regional amplifica as heterogeneidades estruturais e torna o processo de convergência mais vulnerável a interrupções.

O estudo recente de Navarro-Chávez, Morán-Figueroa e Ayvar-Campos (2025) não trata diretamente da América Latina, mas oferece um contraponto metodológico útil por analisar a convergência condicional nas economias da Cooperação Econômica Ásia-Pacífico (APEC) entre 1960 e 2020. Ao empregar o estimador *pooled mean group* (PMG), os autores enfatizam que painéis longos e heterogêneos podem exigir métodos capazes de distinguir relações de curto e longo prazo entre renda, capital físico, crescimento populacional e produtividade total dos fatores. A relevância desse estudo para a presente monografia está menos no recorte geográfico e mais na mensagem metodológica: processos de convergência dependem de condicionantes estruturais e podem variar fortemente entre grupos de países, períodos e especificações econométricas.

Em síntese, a comparação entre as evidências europeias e latino-americanas, articulada com as contribuições de De Gregorio (1992), Easterly, Loayza e Montiel (1997) e Rodrik (2016), reforça a necessidade de modelos aumentados que considerem o capital humano e o progresso tecnológico como motores essenciais do crescimento de longo prazo, tal como proposto

por Mankiw, Romer e Weil (1992). Enquanto na Europa o desafio reside em aprofundar a convergência real entre nações já integradas, na América Latina o foco permanece na superação da volatilidade macroeconômica, na reversão da desindustrialização precoce e na diversificação da estrutura produtiva para além dos recursos naturais. Esses fatores estruturais não apenas condicionam a velocidade do catching-up regional, mas também motivam a estratégia empírica adotada neste trabalho que combina os determinantes canônicos do modelo MRW com controles de composição setorial e abertura comercial, cujo debate metodológico subjacente é detalhado na seção seguinte.

2.4 Evidências empíricas da convergência: esforços anteriores

A verificação empírica da hipótese de convergência exigiu o desenvolvimento de um aparato econométrico capaz de traduzir as previsões do modelo de Solow em equações estimáveis. Esse percurso metodológico, que parte das regressões em corte transversal e avança progressivamente para estimadores em painel cada vez mais sofisticados, é diretamente relevante para as escolhas de especificação adotadas nesta monografia e constitui o objeto desta seção.

Barro e SALA-I-MARTIN (1991), Barro e SALA-I-MARTIN (1992) estruturaram metodologicamente o campo ao distinguir formalmente β -convergência de σ -convergência e ao propor a equação estimável que operacionaliza o teste empírico da convergência condicional. A equação de convergência resulta da linearização do modelo de Solow em torno do estado estacionário e permite estimar se a taxa de crescimento posterior se relaciona negativamente com a renda inicial. Nessa formulação, um coeficiente negativo para a renda inicial indica β -convergência, ao passo que a inclusão de controles aproxima diferenças entre estados estacionários nacionais.

A abordagem em corte transversal apresenta, contudo, uma limitação metodológica que compromete a robustez dos resultados: a sensibilidade extrema à composição do vetor de controles Z_{it} . Levine e Renelt (1992) demonstraram isso de forma sistemática ao aplicar uma análise de sensibilidade que varia o conjunto de variáveis incluídas nas regressões de crescimento. Os autores mostraram que grande parte dos resultados da literatura muda de sinal ou perde significância quando a especificação é alterada. A única variável que se mostrou robustamente positiva em quase todas as combinações testadas foi a taxa de investimento físico. Esse resultado é particularmente preocupante para a análise da América Latina: em amostras com número reduzido de países, como o recorte regional desta monografia, a sensibilidade à especificação tende a ser ainda maior, o que exige cautela na interpretação dos coeficientes estimados (LEVINE; RENELT, 1992).

O avanço metodológico mais importante para o campo foi a reformulação da equação de convergência como modelo de painel dinâmico, proposta por Islam (1995). A motivação é precisa: as regressões em corte transversal impõem implicitamente que a função de produção e o nível de tecnologia são idênticos em todos os países, o que implica que todas as economias

convergem para o mesmo estado estacionário. Quando essa hipótese é violada (e ela quase sempre é, dada a heterogeneidade nas dotações de tecnologia, instituições e capital social entre países), o coeficiente da renda inicial captura não apenas a velocidade de ajustamento ao estado estacionário, mas também diferenças permanentes na produtividade total dos fatores (PTF), gerando viés de variável omitida nas estimativas. Ao incluir efeitos fixos por país, que absorvem toda a heterogeneidade não observada invariante no tempo, Islam (1995) identifica a convergência exclusivamente a partir da variação temporal dentro de cada economia. Os resultados diferem substancialmente dos obtidos em cross-section: as estimativas de velocidade de convergência sobem para a faixa de 3% a 10% ao ano, sugerindo que as estimativas anteriores subestimavam a velocidade real de ajustamento por confundirem o efeito da renda inicial com diferenças permanentes de PTF.

Caselli, Esquível e Lefort (1996) identificaram uma segunda fonte de inconsistência que persiste mesmo na presença de efeitos fixos: a endogeneidade das variáveis explicativas. O nível inicial de renda, a taxa de investimento e o crescimento populacional são determinados simultaneamente com a taxa de crescimento, de modo que a hipótese de exogeneidade estrita implícita nos estimadores de efeitos fixos convencionais é violada. Para corrigir ambos os problemas (heterogeneidade individual e endogeneidade), os autores estimaram as regressões de crescimento com o Método Generalizado dos Momentos (GMM) em primeiras diferenças, utilizando como instrumentos os valores defasados das variáveis em níveis. Os resultados foram expressivos: a velocidade de convergência estimada com GMM saltou para aproximadamente 10% ao ano, valor muito superior ao consenso de 2% estabelecido por Barro e SALA-I-MARTIN (1992) e ao intervalo de Islam (1995). Além disso, Caselli, Esquível e Lefort (1996) rejeitaram formalmente tanto o modelo básico de Solow quanto o modelo ampliado de MRW quando estimados com esse procedimento, reabrindo o debate sobre a adequação do arcabouço neoclássico para explicar os padrões de crescimento internacional.

O resultado de Caselli, Esquível e Lefort (1996), contudo, foi questionado por Bond, Hoeffler e Temple (2001), que identificaram um problema fundamental no estimador GMM em primeiras diferenças quando aplicado a dados de crescimento: se as séries de renda per capita são altamente persistentes, o que é empiricamente plausível para séries macroeconômicas de longo prazo, os valores defasados em níveis são instrumentos fracos para as primeiras diferenças. Instrumentos fracos produzem estimativas com grande viés em amostras finitas e inferências não confiáveis, o que compromete os resultados de Caselli et al. Como alternativa, Bond, Hoeffler e Temple (2001) propuseram o estimador de sistema GMM, que combina equações em diferenças e em níveis e tende a produzir estimativas mais estáveis. No entanto, mesmo o system-GMM não elimina completamente o problema: em painéis com T longo — como os utilizados em estudos de convergência de longo prazo —, a proliferação de instrumentos pode gerar sobreajuste e tornar os testes de validade dos instrumentos pouco informativos. Essa controvérsia não encerrada é relevante para o presente trabalho porque evidencia que não há estimador dominante para regressões de convergência em painel: cada abordagem envolve compromissos entre corrigir

diferentes fontes de inconsistência ao custo de introduzir novos problemas.

Driscoll e Kraay (1998) propõem um estimador de matriz de covariâncias que é consistente na presença simultânea de autocorrelação serial, heterocedasticidade e dependência transversal, sem necessidade de especificar a estrutura particular dessa dependência. O estimador baseia-se em médias transversais dos momentos amostrais e é consistente quando T cresce sob condições fracas sobre o grau de dependência espacial, compatíveis com painéis macroeconômicos longos. A estratégia econométrica aqui adotada — efeitos fixos bidirecionais com erros-padrão de Driscoll e Kraay (1998) — pode ser posicionada nesse mapa metodológico da seguinte forma: em relação às estimativas em cross-section de Barro e SALA-I-MARTIN (1992) e Mankiw, Romer e Weil (1992), a abordagem em painel corrige o viés de heterogeneidade não observada identificado por Islam (1995); em relação ao GMM de Caselli, Esquível e Lefort (1996), a opção por efeitos fixos evita os problemas de instrumentos fracos documentados por Bond, Hoeffler e Temple (2001). Os erros de Driscoll e Kraay (1998) fornecem proteção adicional contra a dependência transversal que os testes diagnósticos confirmam ser presente nos dados.

3 Dados e metodologia

3.1 Da hipótese teórica à estratégia empírica

A revisão teórica mostrou que a hipótese de convergência deriva dos rendimentos decrescentes do capital no modelo de Solow. Quando uma economia se encontra abaixo de seu estado estacionário, a produtividade marginal do capital tende a ser mais elevada e, portanto, a taxa de crescimento esperada é maior. Em termos empíricos, essa previsão é testada examinando se economias com menor renda inicial crescem mais rapidamente do que economias com maior renda inicial (BARRO; SALA-I-MARTIN, 1991; BARRO; SALA-I-MARTIN, 1992).

A aplicação dessa hipótese à América Latina exige uma formulação condicional. Os países da região não compartilham necessariamente o mesmo estado estacionário: diferem em estrutura produtiva, estabilidade macroeconômica, padrão de inserção externa, estoque de capital humano e capacidade de sustentar investimento de longo prazo. Por isso, a análise empírica não se limita a verificar a relação simples entre renda inicial e crescimento. Ela incorpora variáveis que aproximam os determinantes do estado estacionário, conforme a tradição inaugurada por Mankiw, Romer e Weil (1992).

A variável dependente é a taxa anual de crescimento do PIB real per capita, definida como

$$g_{it} = \ln(y_{it}) - \ln(y_{i,t-1}), \quad (3.1)$$

em que y_{it} representa o PIB real per capita do país i no ano t . A renda inicial é aproximada por $\ln(y_{i,t-1})$. A evidência de β -convergência requer que o coeficiente associado a essa variável seja negativo: nesse caso, países com menor renda inicial teriam, em média, maior crescimento posterior.

A velocidade de convergência é calculada a partir do coeficiente estimado da renda inicial, denotado por $\hat{\beta}$, segundo

$$\lambda = -\ln(1 + \hat{\beta}), \quad (3.2)$$

desde que $\hat{\beta} < 0$. A meia-vida do processo de convergência, isto é, o tempo necessário para eliminar metade da distância inicial em relação ao estado estacionário, é dada por

$$t_{1/2} = \frac{\ln(2)}{\lambda}. \quad (3.3)$$

Quando $\hat{\beta} \geq 0$, a velocidade de convergência não possui interpretação econômica compatível com a hipótese de catching-up, e a meia-vida não é reportada.

3.2 β -convergência e especificações estimadas

A primeira especificação avalia a convergência absoluta:

$$g_{it} = \alpha + \beta \ln(y_{i,t-1}) + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it}, \quad (3.4)$$

em que μ_i representa efeitos fixos de país, τ_t representa efeitos fixos de ano e ε_{it} é o termo de erro. Essa especificação testa se existe tendência de aproximação entre os níveis de renda sem controlar explicitamente os determinantes do estado estacionário.

A segunda especificação aproxima o modelo de Solow básico:

$$g_{it} = \alpha + \beta \ln(y_{i,t-1}) + \gamma_1 s_{i,t-1} + \gamma_2 \ln(n_{it} + g + \delta) + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it}, \quad (3.5)$$

em que $s_{i,t-1}$ é a taxa de investimento defasada e $\ln(n_{it} + g + \delta)$ representa a necessidade de reposição de capital associada ao crescimento populacional, ao progresso técnico e à depreciação. Seguindo prática usual na literatura empírica, assume-se uma soma constante para $g + \delta$, enquanto n_{it} é obtido a partir da base de população.

A terceira especificação incorpora capital humano, aproximando o modelo MRW:

$$g_{it} = \alpha + \beta \ln(y_{i,t-1}) + \gamma_1 s_{i,t-1} + \gamma_2 \ln(n_{it} + g + \delta) + \gamma_3 h_{i,t-1} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it}. \quad (3.6)$$

Espera-se, em termos teóricos, que o investimento e o capital humano apresentem relação positiva com o crescimento, enquanto o termo $\ln(n + g + \delta)$ apresente relação negativa com o nível de renda de estado estacionário. Como a variável dependente é o crescimento anual, e não o nível de renda, os sinais estimados devem ser interpretados como associações condicionais de curto e médio prazo.

A quarta especificação amplia o modelo com controles de gasto do governo, abertura comercial e composição setorial:

$$g_{it} = \alpha + \beta \ln(y_{i,t-1}) + \gamma_1 s_{i,t-1} + \gamma_2 \ln(n_{it} + g + \delta) + \gamma_3 h_{i,t-1} + \gamma_4 Gov_{i,t-1} + \gamma_5 Open_{i,t-1} + \gamma_6 Ind_{i,t-1} + \gamma_7 Agr_{i,t-1} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it}. \quad (3.7)$$

Essa especificação não pretende substituir o modelo de Solow, mas avaliar se a evidência de convergência muda quando se incorporam dimensões estruturais relevantes para economias latino-americanas.

3.3 σ -convergência

A σ -convergência é avaliada pela evolução da dispersão do logaritmo do PIB per capita. A medida utilizada é o desvio-padrão transversal:

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} [\ln(y_{it}) - \overline{\ln(y_t)}]^2}, \quad (3.8)$$

em que N_t é o número de países com informação disponível no ano t . Há σ -convergência quando essa medida diminui ao longo do tempo. Diferentemente da β -convergência, que examina se países pobres crescem mais rapidamente, a σ -convergência observa diretamente se a dispersão dos níveis de renda está caindo. Assim, os dois conceitos são relacionados, mas não equivalentes.

3.4 Base de dados, variáveis e recorte amostral

A base empírica utiliza duas fontes. A *Penn World Table* fornece as variáveis macroeconômicas principais: renda real, população, investimento, gasto do governo, abertura comercial e índice de capital humano. A *GGDC 10-Sector Database* é utilizada apenas na especificação ampliada, pois permite construir medidas de composição produtiva, especialmente a participação da indústria de transformação e da agricultura no valor adicionado.

A construção da base segue duas estruturas. A primeira, denominada CORE, utiliza apenas dados da PWT e sustenta os modelos absoluto, Solow e MRW. A segunda, denominada EXPANDED, combina PWT e GGDC e é usada no modelo ampliado. Essa separação evita que a menor cobertura dos dados setoriais reduza desnecessariamente a amostra dos modelos principais.

A Tabela 1 apresenta as variáveis utilizadas nas estimações, suas definições e fontes.

Tabela 1 – Variáveis utilizadas nas estimações

Variável	Definição / transformação	Fonte
Crescimento do PIB per capita	Diferença anual do logaritmo do PIB real per capita: $\ln(y_{it}) - \ln(y_{i,t-1})$.	PWT
Renda inicial	Logaritmo do PIB real per capita defasado: $\ln(y_{i,t-1})$.	PWT
Investimento	Participação do investimento no produto, defasada um período.	PWT
$\ln(n + g + \delta)$	Logaritmo da soma entre crescimento populacional observado, progresso técnico e depreciação.	PWT; construção própria
Capital humano	Índice de capital humano, defasado um período.	PWT
Gasto do governo	Participação do consumo do governo no produto, defasada um período.	PWT
Abertura comercial	Soma das participações de exportações e importações no produto, defasada um período.	PWT
Participação da indústria	Participação da indústria de transformação no valor adicionado total.	GGDC 10-Sector Database
Participação da agricultura	Participação da agricultura no valor adicionado total.	GGDC 10-Sector Database
σ_t	Desvio-padrão transversal do logaritmo do PIB per capita em cada ano.	PWT; construção própria

A análise de σ -convergência utiliza a cobertura de renda per capita entre 1950 e 2019. Nas regressões de β -convergência, o primeiro ano efetivo é 1951, pois a renda inicial entra defasada. A especificação ampliada possui menor cobertura temporal e transversal, pois depende da disponibilidade dos dados setoriais da GGDC.

3.5 Estratégia de estimação e interpretação econométrica

As especificações principais são estimadas por efeitos fixos bidirecionais, controlando simultaneamente características não observadas invariantes no tempo em cada país e choques comuns a todos os países em cada ano. Essa escolha é adequada para painéis macroeconômicos internacionais, nos quais diferenças persistentes de instituições, geografia, estrutura produtiva e qualidade estatística podem afetar os níveis médios de crescimento.

A inferência utiliza erros-padrão de Driscoll–Kraay (DRISCOLL; KRAAY, 1998). Esse procedimento é robusto à heterocedasticidade, autocorrelação serial e dependência transversal sob condições apropriadas para painéis com dimensão temporal relativamente longa. Essa escolha é motivada pelos diagnósticos econométricos apresentados no Capítulo 4.

É importante delimitar o alcance dessa estratégia. Os erros-padrão de Driscoll–Kraay corrigem a inferência, mas não eliminam endogeneidade. Variáveis como investimento, gasto do governo, abertura comercial e capital humano podem ser simultaneamente determinadas pelo crescimento. Portanto, os resultados devem ser interpretados como associações condicionais consistentes com o arcabouço teórico, e não como efeitos causais plenamente identificados.

Além dos modelos anuais, estima-se uma versão quinquenal do modelo MRW. A agregação em intervalos de cinco anos reduz parte da volatilidade anual e aproxima a análise da dinâmica de médio prazo. Essa estimação é utilizada como teste de robustez, comparando se os resultados principais se mantêm quando a frequência temporal é alterada.

4 Análise de resultados

4.1 Base de dados, construção das variáveis e recorte amostral

A estratégia empírica utiliza duas bases principais. A primeira é a *Penn World Table* (PWT 10.01), da qual são extraídas as variáveis macroeconômicas fundamentais: produto real, população, participação do investimento no produto, participação do gasto do governo, índice de capital humano e componentes de abertura comercial. A partir dessas variáveis, constrói-se o PIB per capita, seu logaritmo e a medida de abertura como soma das participações de exportações e importações.

A segunda fonte é a *GGDC 10-Sector Database*, empregada para incorporar a dimensão estrutural do desenvolvimento. A partir dessa base são construídas duas variáveis: a participação da indústria de transformação no valor adicionado e a participação da agricultura no valor adicionado total:

$$Ind_{it} = \frac{MAN_{it}}{SUM_{it}}, \quad Agr_{it} = \frac{AGR_{it}}{SUM_{it}}. \quad (4.1)$$

A construção da base empírica segue uma decisão metodológica importante: separar a amostra em duas estruturas de dados. A primeira, denominada CORE, utiliza apenas informações da PWT e é empregada nas especificações de convergência absoluta, Solow e MRW. A segunda, denominada EXPANDED, combina a PWT com a GGDC e é utilizada apenas no modelo ampliado.

A Tabela 2 apresenta a cobertura da amostra latino-americana nas diferentes etapas de construção dos dados.

Tabela 2 – Cobertura da América Latina nas etapas de construção da base

Etapa	N países	Países
PWT	21	ARG, BOL, BRA, CHL, COL, CRI, DOM, ECU, GTM, HND, HTI, JAM, MEX, NIC, PAN, PER, PRY, SLV, TTO, URY, VEN
GGDC	9	ARG, BOL, BRA, CHL, COL, CRI, MEX, PER, VEN
CORE_PWT	21	ARG, BOL, BRA, CHL, COL, CRI, DOM, ECU, GTM, HND, HTI, JAM, MEX, NIC, PAN, PER, PRY, SLV, TTO, URY, VEN
EXPANDED_PWT_GGDC	9	ARG, BOL, BRA, CHL, COL, CRI, MEX, PER, VEN

Fonte: elaborada pelo autor, com base em dados da Penn World Table (PWT 10.01) e da GGDC 10-Sector Database.

Observa-se que a principal limitação de cobertura decorre da base GGDC, o que reduz significativamente o número de países disponíveis na especificação ampliada. Esse resultado justifica a separação entre as bases CORE e EXPANDED, evitando perda desnecessária de informação nos modelos mais parcimoniosos. Assim, os modelos absoluto, Solow e MRW preservam maior

Tabela 3 – Tamanho das amostras por modelo e recorte

Modelo	Amostra	N observações	N países	Ano inicial	Ano final
absoluta	global	10216	183	1951	2019
absoluta	latam	1433	21	1951	2019
solow	global	10201	183	1951	2019
solow	latam	1433	21	1951	2019
mrw	global	8484	145	1951	2019
mrw	latam	1433	21	1951	2019
ampliado	global	2064	40	1951	2014
ampliado	latam	500	9	1951	2013

Fonte: elaborada pelo autor, a partir das estimações econométricas descritas na Seção 3.2.

cobertura de países, enquanto o modelo ampliado incorpora maior riqueza estrutural ao custo de uma amostra regional mais restrita.

A Tabela 3 apresenta o tamanho das amostras por especificação.

Os resultados confirmam que o painel é não balanceado, com redução relevante do número de observações à medida que se introduzem controles adicionais, especialmente na especificação ampliada. No caso latino-americano, essa restrição é particularmente importante: a amostra dos modelos construídos apenas com a PWT conta com 21 países, ao passo que o modelo ampliado, dependente da disponibilidade de dados setoriais da GGDC, fica restrito a 9 países. Essa diferença de cobertura deve orientar a interpretação dos resultados econométricos, pois as estimativas não se baseiam exatamente no mesmo conjunto de países em todas as especificações.

4.2 σ -convergência

A σ -convergência é avaliada por meio da evolução do desvio-padrão do logaritmo do PIB per capita. A Figura 1 apresenta essa dinâmica para a amostra global e para a América Latina.

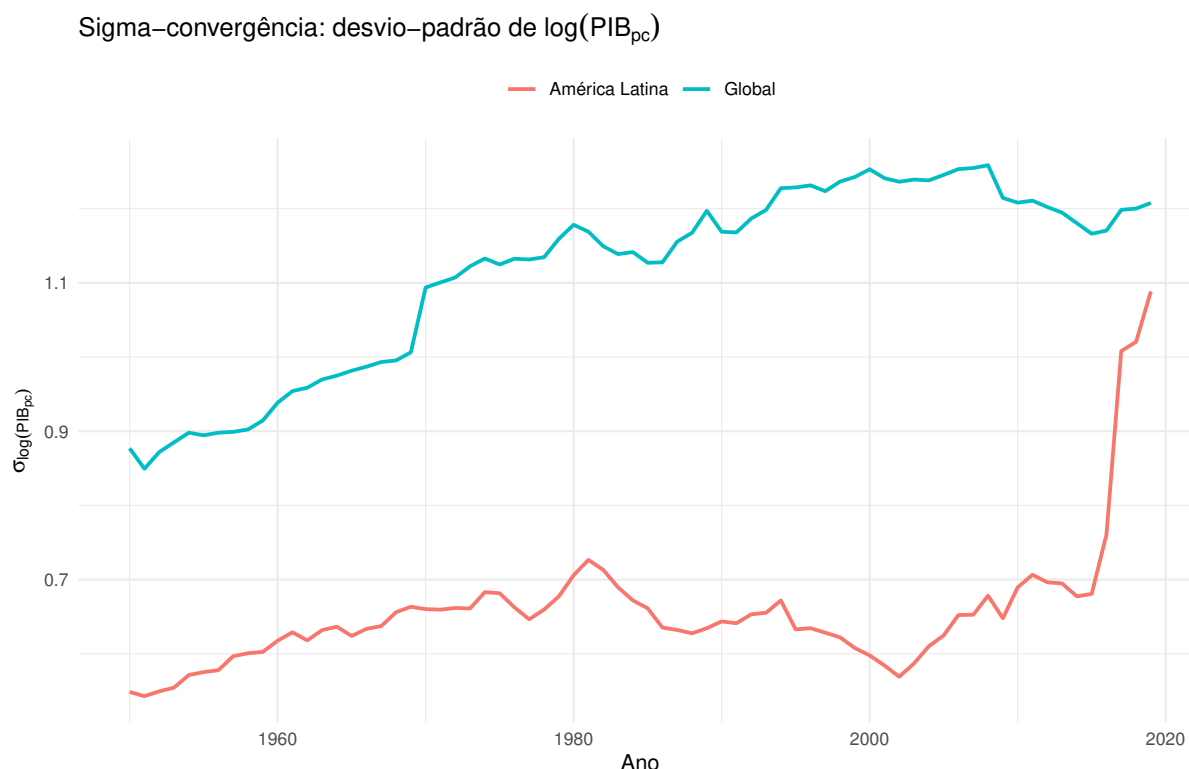


Figura 1 – Evolução da σ -convergência: amostra global e América Latina

Fonte: elaborada pelo autor, com base em dados da Penn World Table (PWT 10.01).

Observa-se que, para a amostra global, há evidências de tendência de redução da dispersão em determinados períodos, ainda que não monotônica. Já no caso da América Latina, a trajetória revela maior volatilidade e episódios de divergência, sugerindo que choques macroeconômicos e heterogeneidades estruturais desempenham papel relevante na dinâmica da desigualdade entre países.

A Tabela 4 sintetiza essas informações.

Tabela 4 – Resumo da σ -convergência nas amostras global e latino-americana

Amostra	Ano inicial	Ano final	Sigma média	Sigma mínima	Sigma máxima
Global	1950	2019	1.1132	0.8494	1.2585
América Latina	1950	2019	0.6576	0.5429	1.0884

Fonte: elaborada pelo autor, com base em dados da Penn World Table (PWT 10.01).

Em conjunto, esses resultados indicam que a convergência em termos de dispersão não é um fenômeno robusto para a América Latina. A dispersão regional da renda per capita não apresenta trajetória clara e persistente de queda ao longo do período analisado. Essa evidência

é coerente com os resultados econométricos apresentados adiante, nos quais a hipótese de β -convergência regional também não se mostra robusta entre as diferentes especificações.

Esse padrão é consistente com a distinção teórica proposta por Barro e SALA-I-MARTIN (1991) e Barro e SALA-I-MARTIN (1992) entre β -convergência e σ -convergência: a primeira refere-se à relação entre renda inicial e crescimento subsequente, ao passo que a segunda descreve a evolução da dispersão entre as economias, e os dois processos não precisam caminhar juntos. No caso latino-americano, a ausência de queda persistente de σ_t sugere que eventuais episódios de crescimento mais rápido de países inicialmente mais pobres, quando ocorrem, não se traduzem em redução sistemática da desigualdade regional de renda – resultado que contrasta com o observado por Simionescu (2014) para a União Europeia, onde a redução do coeficiente de variação entre 2000 e 2012 indicou avanço gradual, ainda que incompleto, da convergência real entre os países do bloco.

4.3 Resultados econométricos

As Tabelas 5 e 6 apresentam separadamente os resultados principais das estimativas de convergência em painel para a amostra global e para a América Latina. A separação das tabelas facilita a leitura dos coeficientes e evita comparar diretamente especificações que possuem tamanhos amostrais distintos, especialmente no modelo ampliado.

Os resultados da amostra global apresentam evidência mais consistente em favor da hipótese de β -convergência. Em todas as especificações estimadas para o conjunto global de países, o coeficiente associado à renda inicial, $\ln(y_{i,t-1})$, é negativo e estatisticamente significativo. Esse resultado indica que, controladas as especificidades de país e os efeitos temporais comuns, economias inicialmente mais pobres tenderam, em média, a crescer mais rapidamente do que economias inicialmente mais ricas. Essa evidência é compatível com a previsão central dos modelos de convergência derivados da tradição de Solow.

A magnitude dos coeficientes na amostra global também sugere uma velocidade de ajustamento relativamente lenta. As estimativas de λ situam-se entre aproximadamente 0,023 e 0,037 ao ano, o que implica meia-vida entre cerca de 19 e 30 anos, dependendo da especificação considerada. Portanto, mesmo quando há evidência econométrica favorável à convergência, o processo estimado é gradual, reforçando a interpretação de que diferenças internacionais de renda tendem a se reduzir apenas lentamente ao longo do tempo.

Essas estimativas de velocidade de convergência podem ser diretamente comparadas ao histórico da literatura revisado no Capítulo 2. O intervalo encontrado aqui, entre 2,3% e 3,7% ao ano, aproxima-se do consenso de aproximadamente 2% ao ano identificado por Barro e SALA-I-MARTIN (1992) em regressões de corte transversal, mas fica abaixo da faixa de 3% a 10% ao ano obtida por Islam (1995) ao introduzir efeitos fixos de país em dados de painel, e é substancialmente inferior aos cerca de 10% ao ano estimados por Caselli, Esquivel e Lefort (1996) com GMM em primeiras diferenças.

Tabela 5 – Modelos de convergência em painel – amostra global

	Absoluto	Solow	MRW	Ampliado
$\ln(y_{i,t-1})$	-0.0257*** (0.0068)	-0.0259*** (0.0065)	-0.0228*** (0.0083)	-0.0360*** (0.0121)
Investimento	–	0.0214 (0.0144)	0.0502** (0.0220)	0.0472 (0.0486)
$\ln(n + g + \delta)$	–	0.0219 (0.0145)	0.0458** (0.0190)	-0.0267 (0.0209)
Capital humano	–	–	0.0089 (0.0170)	0.0350** (0.0166)
Gasto do governo	–	–	–	-0.0619* (0.0326)
Abertura comercial	–	–	–	0.0531 (0.0503)
Participação da indústria	–	–	–	0.0182 (0.0391)
Participação da agricultura	–	–	–	-0.0029 (0.0307)
Estimador	FE-2W	FE-2W	FE-2W	FE-2W
VCOV	DK	DK	DK	DK
N	10216	10201	8484	2064
Países	183	183	145	40
Período inicial	1951	1951	1951	1951
Período final	2019	2019	2019	2014
R^2 within	0.0136	0.0155	0.0177	0.0370
R^2 ajustado	-0.0113	-0.0095	-0.0079	-0.0172
λ	0.0260	0.0262	0.0231	0.0366
Meia-vida	26.6150	26.4143	30.0136	18.9294

Erros-padrão robustos entre parênteses. DK = Driscoll–Kraay. *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.10$.

Fonte: elaborada pelo autor, resultados das estimações em painel com dados da Penn World Table (PWT 10.01).

Essa posição intermediária é coerente com a estratégia de estimação adotada nesta monografia: o uso de efeitos fixos bidirecionais evita o viés de heterogeneidade não observada que Islam (1995) associa às estimativas mais lentas de corte transversal, mas não elimina o problema de endogeneidade que motivou o recurso ao GMM em Caselli, Esquivel e Lefort (1996) – abordagem que, como discutido na Seção 2.4, foi por sua vez questionada por Bond, Hoeffler e Temple (2001) em razão da fraqueza dos instrumentos em séries de renda persistentes. As velocidades aqui estimadas devem, portanto, ser lidas como um ponto intermediário nesse debate metodológico, e não como uma medida definitiva da verdadeira velocidade de ajustamento.

A interpretação para a América Latina, contudo, deve ser substancialmente mais cautelosa. Nos modelos Absoluto, Solow e MRW, o coeficiente da renda inicial é positivo, e não negativo, embora não seja estatisticamente significativo. Isso significa que essas especificações não fornecem evidência favorável à hipótese de β -convergência para o conjunto latino-americano. Em termos substantivos, não se observa, nesses modelos, que os países latino-americanos inicialmente mais pobres tenham crescido sistematicamente mais rápido do que os países relativamente mais ricos da região.

A única exceção é o modelo Ampliado, no qual o coeficiente de $\ln(y_{i,t-1})$ é negativo e

Tabela 6 – Modelos de convergência em painel – América Latina

	Absoluto	Solow	MRW	Ampliado
$\ln(y_{i,t-1})$	0.0423 (0.0291)	0.0182 (0.0138)	0.0207 (0.0152)	-0.0361* (0.0191)
Investimento	–	0.0575 (0.0508)	0.0443 (0.0451)	-0.0144 (0.0529)
$\ln(n + g + \delta)$	–	0.3431* (0.1785)	0.3266** (0.1649)	0.1344** (0.0656)
Capital humano	–	–	-0.0484 (0.0422)	0.0615* (0.0344)
Gasto do governo	–	–	–	-0.1132* (0.0635)
Abertura comercial	–	–	–	0.0357 (0.0612)
Participação da indústria	–	–	–	-0.1178 (0.0782)
Participação da agricultura	–	–	–	0.0578** (0.0279)
Estimador	FE-2W	FE-2W	FE-2W	FE-2W
VCOV	DK	DK	DK	DK
N	1433	1433	1433	500
Países	21	21	21	9
Período inicial	1951	1951	1951	1951
Período final	2019	2019	2019	2013
R^2 within	0.0273	0.0959	0.0991	0.0583
R^2 ajustado	-0.0372	0.0345	0.0372	-0.1161
λ	-0.0414	-0.0181	-0.0205	0.0368
Meia-vida	n.d.	n.d.	n.d.	18.8358

Erros-padrão robustos entre parênteses. DK = Driscoll–Kraay. n.d. = não definida. *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.10$.

Fonte: elaborada pelo autor, resultados das estimações em painel com dados da Penn World Table (PWT 10.01).

estatisticamente significativo ao nível de 10%. Esse resultado sugere que, quando são incluídos controles adicionais para gasto do governo, abertura comercial e composição setorial, há alguma evidência de convergência condicional na subamostra latino-americana. No entanto, essa evidência não deve ser interpretada como demonstração robusta de convergência regional. O modelo Ampliado utiliza uma amostra substancialmente menor, limitada pela disponibilidade de dados da GGDC, com apenas 9 países latino-americanos. Assim, o resultado pode refletir tanto um efeito econômico relevante quanto a composição específica da subamostra utilizada.

A sensibilidade do resultado latino-americano à especificação escolhida ilustra, em escala reduzida, o problema identificado por Levine e Renelt (1992) em sua análise de sensibilidade das regressões de crescimento: com poucas exceções, como a taxa de investimento físico, os coeficientes estimados tendem a perder significância ou mudar de sinal conforme se altera o conjunto de controles incluído. Com apenas 21 países na base CORE e 9 países na base EXPANDED, a amostra latino-americana desta monografia está particularmente exposta a esse tipo de fragilidade, o que reforça a cautela já expressa na Seção 2.4 quanto à interpretação de qualquer coeficiente isolado como evidência definitiva de convergência regional. Essa fragilidade também é consistente com a leitura histórica de De Gregorio (1992) e de Easterly, Loayza e

Montiel (1997): se a instabilidade macroeconômica e a incompletude das reformas estruturais afetaram de forma desigual os países da região ao longo do período 1950–2019, é esperável que a relação entre renda inicial e crescimento varie conforme os controles incluídos, uma vez que diferentes especificações capturam de formas distintas esses choques comuns e essas diferenças de trajetória de política econômica.

No que se refere às demais variáveis explicativas, os resultados reforçam a importância, mas também a instabilidade, dos condicionantes estruturais do crescimento. O investimento apresenta associação positiva em várias especificações, com maior robustez na amostra global e no exercício quinquenal. O capital humano tem sinal positivo em algumas especificações, mas não de forma uniforme. O termo $\ln(n + g + \delta)$, por sua vez, apresenta sinal positivo em parte dos modelos, inclusive na América Latina. Esse resultado contrasta com a intuição de longo prazo do modelo de Solow, segundo a qual maior necessidade de reposição de capital reduziria o nível de renda de estado estacionário. A diferença sugere que, nas regressões de crescimento anual, essa variável pode estar capturando outros aspectos da dinâmica demográfica e da composição da amostra, e não apenas o mecanismo teórico puro do modelo. Por isso, seu sinal deve ser interpretado com cautela.

O modelo Ampliado oferece ainda um elemento de conexão direta com a discussão sobre desindustrialização precoce apresentada na Seção 2.3. Na amostra latino-americana, a participação da indústria de transformação no valor adicionado apresenta coeficiente negativo e não significativo, ao passo que a participação da agricultura é positiva e significativa a 5%. Esse padrão não permite afirmar que a manufatura tenha deixado de ser relevante para o crescimento regional, mas é compatível com o argumento de Rodrik (2016) de que a base industrial latino-americana se contraiu precocemente, em níveis de renda muito inferiores aos observados nos países hoje desenvolvidos, antes de esgotar o potencial de ganhos de produtividade que a industrialização historicamente proporciona. Combinado à evidência de Navarro-Chávez, Morán-Figueroa e Ayvar-Campos (2025) de que a convergência de produtividade no setor industrial latino-americano é muito mais rápida do que no setor de serviços, esse resultado sugere que a fragilidade da convergência agregada encontrada nesta monografia pode refletir, em parte, a composição setorial desfavorável da região, e não apenas a ausência geral de rendimentos decrescentes do capital previstos pelo modelo de Solow.

Os valores de R^2 within são baixos e, em alguns casos, os R^2 ajustados são negativos. Esse padrão não invalida as estimações, pois modelos de crescimento anual com efeitos fixos tendem a explicar apenas pequena fração da variação dentro dos países. Ainda assim, esses indicadores reforçam que o objetivo principal não é prever exhaustivamente o crescimento anual, mas testar se a renda inicial apresenta sinal compatível com a hipótese de convergência após o controle de características observáveis e efeitos não observados.

Portanto, a evidência econométrica aponta para três conclusões principais. Primeiro, há convergência na amostra global, em linha com a literatura empírica inspirada no modelo de Solow. Segundo, não há evidência robusta de convergência para a América Latina quando se

consideram as especificações mais amplas e comparáveis entre países. Terceiro, os resultados regionais dependem fortemente da inclusão de controles estruturais e da composição da amostra, o que recomenda cautela na interpretação e impede conclusões fortes sobre a existência de um processo geral de convergência latino-americana.

4.3.1 Diagnósticos econométricos

Os resultados dos testes de diagnóstico são apresentados nas Tabelas 7 e 8.

Tabela 7 – Diagnósticos comparativos dos modelos de convergência – amostra global

Indicador / teste	Absoluto	Solow	MRW	Ampliado
<i>Painel A – Velocidade estimada de convergência</i>				
λ	0.0260	0.0262	0.0231	0.0366
Meia-vida	26.6150	26.4143	30.0136	18.9294
<i>Painel B – Escolha entre especificações de painel</i>				
Hausman FE vs. RE 2W	0.4971 (0.4808)	0.4888 (0.9213)	0.4175 (0.9810)	0.0470 (1.0000)
LM – efeitos individuais	95.9857 (< 0.001)	66.3416 (< 0.001)	123.7500 (< 0.001)	92.4759 (< 0.001)
LM – efeitos temporais	2779.0475 (< 0.001)	2991.0159 (< 0.001)	2551.8050 (< 0.001)	276.1407 (< 0.001)
LM – efeitos two-way	2875.0332 (< 0.001)	3057.3574 (< 0.001)	2675.5551 (< 0.001)	368.6166 (< 0.001)
F – FE vs. pooling	4.8810 (< 0.001)	4.9338 (< 0.001)	5.4407 (< 0.001)	4.4287 (< 0.001)
<i>Painel C – Diagnósticos dos resíduos</i>				
Autocorrelação serial – BG	562.0446 (< 0.001)	585.6864 (< 0.001)	604.0679 (< 0.001)	298.8066 (< 0.001)
Dependência transversal – CD	3.2494 (0.0012)	3.1507 (0.0016)	1.4656 (0.1428)	-1.0001 (0.3173)

Notas: valores entre parênteses correspondem aos p-valores. FE denota efeitos fixos; RE denota efeitos aleatórios; 2W indica especificação com efeitos individuais e temporais. No teste de Hausman, a hipótese nula é a consistência do estimador de efeitos aleatórios. Nos testes LM, a hipótese nula é ausência dos respectivos efeitos de painel. No teste F, a hipótese nula favorece o modelo agrupado. No teste BG, a hipótese nula é ausência de autocorrelação serial. No teste CD, a hipótese nula é independência transversal entre as unidades.

Fonte: elaborada pelo autor, a partir dos testes de diagnóstico aplicados aos modelos estimados na Seção 4.3.

Os testes de diagnóstico reforçam a necessidade de cautela na interpretação dos resultados. Em primeiro lugar, os testes LM indicam, de modo geral, a presença de efeitos individuais, temporais ou bidirecionais, o que sugere que a estrutura de painel é relevante e que modelos agrupados simples tendem a ser inadequados. Esse resultado é reforçado pelos testes F de efeitos fixos contra o modelo *pooling*, que rejeitam a hipótese nula de ausência de heterogeneidade não observada em praticamente todas as especificações.

Em segundo lugar, os testes de Hausman apresentam p-valores elevados na maior parte das especificações, o que significa que não se rejeita a hipótese nula de consistência do estimador de efeitos aleatórios. Portanto, esses testes, tomados isoladamente, não indicam preferência

Tabela 8 – Diagnósticos comparativos dos modelos de convergência – amostra América Latina

Indicador / teste	Absoluto	Solow	MRW	Ampliado
<i>Painel A – Velocidade estimada de convergência</i>				
λ	-0.0414	-0.0181	-0.0205	0.0368
Meia-vida	n.d.	n.d.	n.d.	18.8358
<i>Painel B – Escolha entre especificações de painel</i>				
Hausman FE vs. RE 2W	0.0977 (0.7546)	0.0843 (0.9937)	0.2102 (0.9948)	0.0412 (1.0000)
LM – efeitos individuais	44.6936 (< 0.001)	81.5819 (< 0.001)	72.5540 (< 0.001)	0.9311 (0.3346)
LM – efeitos temporais	69.9173 (< 0.001)	82.2286 (< 0.001)	82.0917 (< 0.001)	84.7201 (< 0.001)
LM – efeitos two-way	114.6109 (< 0.001)	163.8105 (< 0.001)	154.6457 (< 0.001)	85.6513 (< 0.001)
F – FE vs. pooling	3.2897 (< 0.001)	4.3109 (< 0.001)	4.3002 (< 0.001)	3.0324 (< 0.001)
<i>Painel C – Diagnósticos dos resíduos</i>				
Autocorrelação serial – BG	258.2775 (< 0.001)	221.5132 (< 0.001)	218.1561 (< 0.001)	38.7343 (0.0151)
Dependência transversal – CD	-1.0095 (0.3127)	-2.4249 (0.0153)	-2.4928 (0.0127)	-5.5754 (< 0.001)

Notas: valores entre parênteses correspondem aos p-valores. FE denota efeitos fixos; RE denota efeitos aleatórios; 2W indica especificação com efeitos individuais e temporais. No teste de Hausman, a hipótese nula é a consistência do estimador de efeitos aleatórios. Nos testes LM, a hipótese nula é ausência dos respectivos efeitos de painel. No teste F, a hipótese nula favorece o modelo agrupado. No teste BG, a hipótese nula é ausência de autocorrelação serial. No teste CD, a hipótese nula é independência transversal entre as unidades. A sigla n.d. indica meia-vida não definida, pois a estimativa de λ é negativa.

Fonte: elaborada pelo autor, a partir dos testes de diagnóstico aplicados aos modelos estimados na Seção 4.3.

estatística clara pelos efeitos fixos em relação aos efeitos aleatórios. Ainda assim, a estimação por efeitos fixos bidirecionais é mantida como estratégia conservadora, pois permite controlar a heterogeneidade invariante no tempo entre países e os choques comuns a cada ano, aspectos especialmente relevantes em painéis macroeconômicos internacionais.

Em terceiro lugar, os testes de Breusch–Godfrey apontam presença de autocorrelação serial nos resíduos, inclusive nas especificações latino-americanas. Esse resultado é esperado em dados macroeconômicos anuais, nos quais a dinâmica do crescimento pode apresentar persistência temporal. Além disso, o teste CD de Pesaran indica dependência transversal em algumas especificações, com destaque para parte dos modelos latino-americanos. Essa evidência sugere que choques comuns, ciclos regionais e interdependências econômicas entre países podem afetar simultaneamente as unidades do painel.

Esses diagnósticos justificam o uso de erros-padrão robustos de Driscoll–Kraay. A presença de autocorrelação serial e, em alguns casos, de dependência transversal, torna inadequada uma inferência baseada em erros-padrão convencionais. Contudo, esses erros-padrão corrigem a matriz de variância e covariância dos estimadores; eles não eliminam endogeneidade, causalidade reversa ou erro de mensuração nas variáveis explicativas. Assim, as estimativas devem ser lidas como associações condicionais robustas, e não como identificação causal definitiva.

Tabela 9 – Modelo MRW quinquenal com erros-padrão de Driscoll-Kraay

Amostra	Termo	Estimativa	Erro-padrão	Estatística t	p-valor
Global	ln_gdp_ini	-0.0328	0.0128	-2.5694	0.0103
Global	invest_avg	0.0924	0.0261	3.5429	0.0004
Global	ln_ngd_5y	0.0460	0.0227	2.0241	0.0431
Global	hc_avg	0.0167	0.0196	0.8481	0.3965
América Latina	ln_gdp_ini	0.0099	0.0248	0.3991	0.6902
América Latina	invest_avg	0.1530	0.0494	3.0989	0.0022
América Latina	ln_ngd_5y	0.3806	0.2116	1.7992	0.0732
América Latina	hc_avg	-0.0265	0.0307	-0.8625	0.3892

Fonte: elaborada pelo autor, com base em dados da Penn World Table (PWT 10.01), agregados em intervalos quinquenais.

4.3.2 Robustez: versão quinquenal

Como verificação de robustez, estimou-se o modelo MRW em frequência quinquenal. Os resultados são apresentados na Tabela 9.

A estimação quinquenal reforça a diferença entre a amostra global e a amostra latino-americana. Para a amostra global, o coeficiente associado à renda inicial é negativo e estatisticamente significativo, o que confirma a evidência de β -convergência em uma especificação menos sensível às flutuações anuais de curto prazo. Esse resultado sugere que, no conjunto amplo de países, economias inicialmente mais pobres apresentam maior crescimento médio posterior, mesmo quando a análise é realizada em intervalos de cinco anos.

Para a América Latina, porém, o resultado é diferente. O coeficiente da renda inicial no modelo quinquenal é positivo e estatisticamente não significativo. Portanto, a versão quinquenal não confirma a hipótese de convergência regional. Esse resultado é importante porque a agregação em períodos de cinco anos deveria, em princípio, reduzir o ruído associado a choques conjunturais e aproximar a estimação da dinâmica de longo prazo. Ainda assim, não se observa evidência de que os países latino-americanos inicialmente mais pobres tenham crescido mais rapidamente do que os demais.

A principal variável com efeito mais robusto na amostra latino-americana quinquenal é o investimento médio, cujo coeficiente é positivo e estatisticamente significativo. Isso sugere que diferenças na taxa de acumulação de capital continuam relevantes para explicar o crescimento regional. Entretanto, esse resultado não equivale a evidência de convergência. Ele indica que países com maior esforço de investimento tendem a crescer mais, mas não que os países inicialmente mais pobres estejam necessariamente fechando a distância em relação aos países mais ricos.

Desse modo, a análise quinquenal fortalece a interpretação cautelosa dos resultados. A evidência de convergência aparece de forma consistente na amostra global, mas não se reproduz de

maneira robusta na América Latina. Para a região, os resultados sugerem maior importância dos condicionantes estruturais do crescimento do que de uma dinâmica automática de aproximação entre níveis de renda.

4.4 Síntese dos resultados

Em síntese, os resultados empíricos indicam que:

1. Há evidência consistente de β -convergência na amostra global, uma vez que o coeficiente da renda inicial é negativo e estatisticamente significativo em todas as especificações estimadas.
2. Para a América Latina, não há evidência robusta de β -convergência. Nos modelos Absoluto, Solow e MRW, o coeficiente da renda inicial é positivo e estatisticamente não significativo, contrariando a hipótese de que os países inicialmente mais pobres da região cresceram mais rapidamente.
3. O único resultado favorável à convergência latino-americana aparece no modelo Ampliado, mas sua interpretação deve ser cautelosa, pois a especificação utiliza uma amostra reduzida, composta por apenas 9 países, devido à limitação de cobertura da base setorial.
4. A versão quinquenal do modelo MRW confirma a convergência apenas para a amostra global. Para a América Latina, o coeficiente da renda inicial permanece positivo e não significativo, reforçando a ausência de evidência robusta de convergência regional.
5. A σ -convergência também não é observada de forma consistente na América Latina. A dispersão do PIB per capita apresenta trajetória volátil, com episódios de divergência, o que sugere persistência de heterogeneidades estruturais entre os países.
6. Os diagnósticos econométricos indicam autocorrelação serial e, em algumas especificações, dependência transversal, justificando o uso de erros-padrão robustos e reforçando a necessidade de cautela na inferência.
7. A fragilidade dos resultados latino-americanos também deve ser lida à luz da crítica institucionalista discutida na Seção 2.2: como o arcabouço MRW aqui estimado não inclui medidas de qualidade institucional, é possível que parte do que aparece como ausência de convergência estrutural reflita, na verdade, a omissão de um determinante de primeira ordem do estado estacionário. Segundo Acemoglu, Johnson e Robinson (2001), diferenças institucionais explicam parcela substancial das diferenças de renda entre países, superior à atribuível apenas à acumulação de capital físico e humano; se essa hipótese for correta, os coeficientes de investimento e capital humano estimados nesta monografia podem estar capturando, em parte, efeitos indiretos de instituições não observadas, o que reforça

a interpretação desses resultados como associações condicionais, e não como relações estruturais plenamente identificadas.

Esses resultados sugerem que a hipótese de convergência encontra maior respaldo quando se considera a amostra global de países. Para a América Latina, entretanto, a evidência empírica aponta para a ausência de um processo robusto de convergência regional. A dinâmica latino-americana parece ser marcada por trajetórias heterogêneas de crescimento, persistência de diferenças estruturais e sensibilidade dos resultados à especificação econométrica adotada.

Assim, a principal conclusão do exercício não é que a América Latina converge, mas que a região não apresenta evidência consistente de convergência no período analisado. A inclusão de controles estruturais melhora a capacidade explicativa dos modelos e sugere que fatores como investimento, capital humano, gasto público, abertura comercial e composição produtiva são relevantes para compreender o crescimento regional. No entanto, esses fatores não eliminam a heterogeneidade entre os países nem sustentam, de forma robusta, a hipótese de aproximação sistemática dos níveis de renda per capita.

5 Conclusão

Esta monografia analisou a hipótese de convergência de renda per capita na América Latina a partir do modelo de Solow e de sua extensão com capital humano. A questão central foi verificar se os países latino-americanos inicialmente mais pobres cresceram mais rapidamente do que os países relativamente mais ricos e se a dispersão regional da renda diminuiu ao longo do tempo. Para isso, o trabalho combinou revisão teórica, discussão sobre a especificidade histórica e estrutural da América Latina e estimações em painel para uma amostra global e para uma subamostra latino-americana.

Do ponto de vista teórico, o modelo de Solow Solow (1956), Swan (1956) fornece uma previsão clara: em razão dos rendimentos decrescentes do capital, economias mais distantes de seu estado estacionário tendem a crescer mais rapidamente. Essa previsão, contudo, é condicional. A comparação entre países exige controlar diferenças nos determinantes do estado estacionário, como investimento, crescimento populacional, capital humano, abertura comercial, gasto do governo e composição produtiva. A extensão de Mankiw, Romer e Weil 1992 é especialmente relevante porque reconhece que diferenças em capital humano alteram a renda de longo prazo e, portanto, a velocidade observada de aproximação entre economias.

Os resultados empíricos mostram que a evidência de convergência é mais forte na amostra global do que na América Latina. Nos modelos globais, o coeficiente da renda inicial é negativo e estatisticamente significativo em todas as especificações principais. Isso indica que, controladas as características de país e os choques comuns de ano, economias inicialmente mais pobres cresceram, em média, mais rapidamente do que economias inicialmente mais ricas. A velocidade estimada de convergência, entretanto, é moderada, com meia-vida relativamente longa, sugerindo que o processo de redução das diferenças internacionais de renda é gradual.

Para a América Latina, a conclusão é diferente. Os modelos absoluto, Solow e MRW não fornecem evidência robusta de β -convergência regional. Nessas especificações, o coeficiente da renda inicial é positivo e estatisticamente não significativo, contrariando a hipótese de catching-up. O único resultado favorável à convergência aparece no modelo ampliado, mas sua interpretação é limitada porque a amostra se reduz a apenas nove países, em razão da disponibilidade dos dados setoriais da GGDC. Assim, não é adequado afirmar que a América Latina apresentou um processo geral e robusto de convergência de renda per capita.

Esse resultado dialoga diretamente com a discussão teórica apresentada na Seção 2.2 sobre os limites do arcabouço MRW. Ao contrário do que prevê o modelo neoclássico, em que rendimentos decrescentes do capital garantem convergência condicional, os modelos de crescimento endógeno de Romer (1986) e Romer (1990) e o de Lucas (1988) admitem retornos crescentes de escala no capital ampliado, hipótese sob a qual a convergência deixa de ser garantida e economias com maior estoque inicial de capital humano ou conhecimento podem

crescer indefinidamente mais rápido do que as demais. A ausência de evidência robusta de β -convergência na América Latina, combinada à trajetória volátil da σ -convergência, não permite decidir definitivamente entre essas duas famílias de modelos, mas é pelo menos compatível com a hipótese de que os mecanismos de rendimentos decrescentes previstos pelo modelo de Solow operam de forma mais fraca, ou mais lenta, na região do que na amostra global de países.

A análise de σ -convergência reforça essa interpretação. A dispersão do logaritmo do PIB per capita latino-americano não apresenta queda contínua e persistente ao longo do período analisado. Ao contrário, observa-se uma trajetória marcada por volatilidade e episódios de divergência. Isso sugere que, mesmo quando alguns países crescem mais rapidamente em certos períodos, esse movimento não se traduz necessariamente em redução sistemática das diferenças regionais de renda.

A principal implicação do trabalho é que a dinâmica latino-americana não pode ser entendida apenas como uma transição automática em direção ao estado estacionário previsto pelo modelo neoclássico. A região apresenta heterogeneidades estruturais persistentes, instabilidade macroeconômica recorrente DeGregorio (1992), Easterly, Loayza e Montiel (1997) e diferenças relevantes de composição produtiva Rodrik (2016).

Do ponto de vista metodológico, os diagnósticos econométricos também recomendam cautela. A presença de autocorrelação serial e, em algumas especificações, dependência transversal justifica o uso de erros-padrão de Driscoll–Kraay. No entanto, essa correção melhora a inferência, mas não resolve problemas potenciais de endogeneidade. Variáveis como investimento, abertura comercial, gasto público e capital humano podem ser simultaneamente afetadas pelo crescimento. Por isso, as estimativas devem ser interpretadas como associações condicionais consistentes com o arcabouço teórico, e não como efeitos causais definitivos.

Como limitação, destaca-se a cobertura desigual dos dados, especialmente no modelo ampliado. A inclusão de variáveis setoriais aumenta a riqueza interpretativa da análise, mas reduz substancialmente o número de países disponíveis, sobretudo na América Latina. Outra limitação é o uso de uma estratégia econométrica que privilegia comparabilidade, transparência e robustez da inferência, mas não elimina integralmente problemas de identificação causal.

Pesquisas futuras podem avançar em três direções. Primeiro, explorar bases alternativas de estrutura produtiva e produtividade setorial com maior cobertura regional. Segundo, estimar modelos dinâmicos que tratem explicitamente a endogeneidade, desde que o número de instrumentos e a validade dos testes sejam cuidadosamente controlados. Terceiro, investigar subperíodos históricos específicos, como a industrialização por substituição de importações, a crise da dívida dos anos 1980, o ciclo de reformas dos anos 1990 e o período pós-boom de commodities. Essas extensões permitiriam avaliar se a ausência de convergência robusta no período completo esconde fases distintas de aproximação e afastamento entre as economias latino-americanas.

Em síntese, a monografia conclui que a hipótese de convergência encontra respaldo na amostra global, mas não se confirma de forma robusta para a América Latina. A região

parece marcada menos por uma trajetória comum de catching-up e mais por trajetórias nacionais heterogêneas, condicionadas por fatores estruturais, históricos e macroeconômicos. Essa conclusão reforça a utilidade do modelo de Solow como ponto de partida, mas também evidencia a necessidade de complementá-lo com interpretações capazes de incorporar a especificidade do desenvolvimento latino-americano.

Referências

- ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. A. The colonial origins of comparative development: An empirical investigation. *American Economic Review*, v. 91, n. 5, p. 1369–1401, 2001.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence across states and regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1991, n. 1, p. 107–158, 1991.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 2, p. 223–251, 1992.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. *Economic Growth*. 2. ed. Cambridge, MA: MIT Press, 2004.
- BOND, S.; HOEFFLER, A.; TEMPLE, J. *GMM Estimation of Empirical Growth Models*. [S.l.], 2001.
- CASELLI, F.; ESQUIVEL, G.; LEFORT, F. Reopening the convergence debate: A new look at cross-country growth empirics. *Journal of Economic Growth*, v. 1, n. 3, p. 363–389, 1996.
- De Gregorio, J. Economic growth in Latin America. *Journal of Development Economics*, v. 39, n. 1, p. 59–84, 1992.
- DRISCOLL, J. C.; KRAAY, A. C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *Review of Economics and Statistics*, v. 80, n. 4, p. 549–560, 1998.
- EASTERLY, W.; LOAYZA, N.; MONTIEL, P. Has Latin America's post-reform growth been disappointing? *Journal of International Economics*, v. 43, n. 3–4, p. 287–311, 1997.
- ISLAM, N. Growth empirics: A panel data approach. *Quarterly Journal of Economics*, v. 110, n. 4, p. 1127–1170, 1995.
- LEVINE, R.; RENELT, D. A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. *American Economic Review*, v. 82, n. 4, p. 942–963, 1992.
- LUCAS, R. E. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, n. 1, p. 3–42, 1988.
- MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 2, p. 407–437, 1992.
- Navarro-Chávez, C. L.; Morán-Figueroa, J. C.; Ayvar-Campos, F. J. Conditional β -convergence in APEC economies, 1960–2020: Empirical evidence from the pooled mean group estimator. *Econometrics*, v. 13, n. 1, p. 7, 2025.
- RODRIK, D. Premature deindustrialization. *Journal of Economic Growth*, v. 21, n. 1, p. 1–33, 2016.
- ROMER, D. *Advanced Macroeconomics*. 5. ed. New York: McGraw-Hill Education, 2018.

- ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, v. 94, n. 5, p. 1002–1037, 1986.
- ROMER, P. M. Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, v. 98, n. 5, p. S71–S102, 1990.
- SIMIONESCU, M. Testing sigma convergence across EU-28. *Economics & Sociology*, v. 7, n. 1, p. 48–60, 2014.
- SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65–94, 1956.
- SOLOW, R. M. Technical change and the aggregate production function. *The Review of Economics and Statistics*, v. 39, n. 3, p. 312–320, 1957.
- SWAN, T. W. Economic growth and capital accumulation. *Economic Record*, v. 32, n. 2, p. 334–361, 1956.