

GEOVANA LORENA BERTUSSI

**ANÁLISE DO PROCESSO DE CONVERGÊNCIA DE RENDA
NA AMÉRICA LATINA E NO LESTE ASIÁTICO**

Belo Horizonte, MG

UFMG/CEDEPLAR

2008

GEOVANA LORENA BERTUSSI

**ANÁLISE DO PROCESSO DE CONVERGÊNCIA DE RENDA
NA AMÉRICA LATINA E NO LESTE ASIÁTICO**

Dissertação apresentada ao curso de Mestrado do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof^ª. Dr^ª. Lízia de Figueiredo

Belo Horizonte, MG

Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas - CEDEPLAR/UFMG

Fevereiro de 2008

Aos meus familiares, amigos e professores

AGRADECIMENTOS

À minha querida orientadora, professora Lízia de Figueiredo, por todos os encontros e debates proveitosos que tivemos ao longo deste trabalho e pelo fundamental incentivo e encorajamento nas horas mais difíceis.

Aos professores do CEDEPLAR, pelos conhecimentos adquiridos e excelente convivência. Em especial, agradeço à professora Flávia Chein Feres pela ajuda nas estimativas e ao professor Frederico Gonzaga Jayme Júnior pelo apoio e amizade.

Aos colegas da turma de 2006, que de forma direta ou indireta participaram da minha formação. Em especial, ao grande amigo Pedro Vasconcelos Maia do Amaral por estar sempre pronto a me ouvir e a ajudar e por ser peça tão importante ao longo desses dois últimos anos e também nessa dissertação.

Aos professores Roberto de Góes Ellery Júnior e Márcio Antônio Salvato por aceitarem participar da minha banca de defesa e pelas valiosas observações feitas a respeito desse trabalho, contribuindo para seu aprimoramento.

À minha família (meus pais e minha irmã) e ao meu marido por estarem sempre presentes e torcendo pelo meu sucesso.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	1
2 HIPÓTESE DE CONVERGÊNCIA: UMA ANÁLISE PARA A AMÉRICA LATINA E O LESTE ASIÁTICO ENTRE 1960 E 2000.....	4
2.1 INTRODUÇÃO.....	5
2.2 REVISÃO DE LITERATURA.....	8
2.2.1 PRINCIPAIS RESULTADOS DA LITERATURA ESTRANGEIRA.....	8
2.2.2 PRINCIPAIS RESULTADOS DA LITERATURA BRASILEIRA.....	14
2.3 MÉTODOS E PROCEDIMENTOS.....	16
2.3.1 DADOS.....	19
2.4 ANÁLISE DE AGRUPAMENTOS (CLUSTERS).....	23
2.4.1 SELEÇÃO DE VARIÁVEIS.....	23
2.4.2 MEDIDA DE SIMILARIDADE.....	24
2.4.3 PADRONIZAÇÃO DAS VARIÁVEIS.....	25
2.4.4 TÉCNICAS AGLOMERATIVAS.....	25
2.4.5 PRESENÇA DE OUTLIERS E ANÁLISE DE CORRELAÇÃO NAS VARIÁVEIS.....	27
2.4.6 CLUBES FORMADOS.....	29
2.5 RESULTADOS.....	31
2.5.1 CONVERGÊNCIA ABSOLUTA <i>VERSUS</i> CONVERGÊNCIA CONDICIONAL.....	31
2.5.2 CONVERGÊNCIA ABSOLUTA <i>VERSUS</i> CONVERGÊNCIA CLUBE.....	34
2.5.3 CONVERGÊNCIA CONDICIONAL <i>VERSUS</i> CONVERGÊNCIA CLUBE.....	36
2.6 CONCLUSÃO.....	39
2.7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	40

3 INVESTIGANDO A HIPÓTESE DE CONVERGÊNCIA NA AMÉRICA LATINA E NO LESTE ASIÁTICO: UMA ABORDAGEM DE REGRESSÃO QUANTÍLICA.....	44
3.1 INTRODUÇÃO	45
3.2 DISPARIDADES REGIONAIS NA RENDA POR TRABALHADOR: UMA VISÃO GERAL NA AMÉRICA LATINA E NO LESTE ASIÁTICO.....	47
3.3 REVISÃO DE LITERATURA	53
3.4 REGRESSÃO QUANTÍLICA - METODOLOGIA	58
3.4.1 DADOS	60
3.5 RESULTADOS	62
3.5.1 CONVERGÊNCIA ABSOLUTA DE RENDA.....	62
3.5.2 CONVERGÊNCIA CONDICIONAL DE RENDA	65
3.6 CONCLUSÃO	69
3.7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	71
4 CONCLUSÃO.....	73
5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	75

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 2.1 – DIAGRAMA DE ÁRVORE.....	29
--------------------------------------	----

LISTA DE TABELAS

TABELA 2.1 – VARIÁVEIS DO MODELO.....	22
TABELA 2.2 – COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO PARCIAL.....	28
TABELA 2.3 – CLUBES OBTIDOS.....	30
TABELA 2.4 – CONVERGÊNCIA ABSOLUTA.....	32
TABELA 2.5 – CONVERGÊNCIA CONDICIONAL	33
TABELA 2.6 – CONVERGÊNCIA ABSOLUTA <i>VERSUS</i> CLUBE.....	35
TABELA 2.7 – CONVERGÊNCIA CONDICIONAL <i>VERSUS</i> CLUBE.....	38
TABELA 3.1 – PIB REAL POR TRABALHADOR.....	47
TABELA 3.2 – MÉDIA ANUAL DE CRESCIMENTO DO PIB REAL POR TRABALHADOR....	49
TABELA 3.3 – CONVERGÊNCIA ABSOLUTA – REGRESSÕES QUANTÍLICAS.....	63
TABELA 3.4 – CONVERGÊNCIA CONDICIONAL – REGRESSÕES QUANTÍLICAS.....	67

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 3.1 – COEFICIENTES ESTIMADOS NA RENDA INICIAL – CONVERGÊNCIA ABSOLUTA.....	64
GRÁFICO 3.2 – COEFICIENTES ESTIMADOS NA RENDA INICIAL – CONVERGÊNCIA CONDICIONAL.....	68

RESUMO

Diferenciar as hipóteses de convergência condicional e convergência clube ainda é um dos desafios da literatura empírica sobre convergência. O primeiro artigo aborda essa questão, e investigamos qual a hipótese de convergência – absoluta, condicional ou clube – que melhor descreve o movimento das rendas por trabalhador para os países da América Latina e Leste Asiático entre 1960 e 2000 utilizando-se a metodologia proposta por Johnson e Takeyama (2003). Os resultados apontam para a relevância das características iniciais na definição da taxa de crescimento da renda de longo prazo dos países, ou seja, a hipótese de convergência clube prevaleceu sobre as demais e se mostrou a mais adequada para descrever a evolução da renda no período.

No segundo artigo, avaliamos a hipótese de convergência de renda (na mesma amostra de países e período) por meio da utilização de regressões quantílicas para estimar as equações de crescimento. Essa abordagem permite visualizar como o efeito das variáveis de controle na taxa de crescimento do produto por trabalhador pode variar ao longo da distribuição de crescimento condicional. Os resultados mostram que o processo de convergência de renda é um fenômeno local, e não uma experiência global ao longo da distribuição condicional, ou seja, cada um dos quantis exibe uma dinâmica de crescimento do produto que é diferente dos demais.

Palavras-chave: convergência de renda, regressão quantílica, dados em painel.

ABSTRACT

Differentiating conditional convergence and club convergence hypotheses is still one of the challenges on convergence empirical literature. The first article addresses this issue, and we investigated which of the convergence hypotheses - absolute, conditional or club - that best describes the movement of the income per worker for the countries of Latin America and East Asia between 1960 and 2000 using the methodology proposed by Johnson and Takeyama (2003). The results demonstrate the relevance of the initial characteristics in the definition of countries' long-term income growth rate, that is, the convergence club hypothesis prevailed on the others and was the most appropriate to describe the evolution of income in the period.

In the second paper, we evaluate the income convergence hypothesis (on the same sample of countries and period) through the use of quantile regressions to estimate growth equations. This approach allows us to assess how the effect of policy variables on per worker income growth rate can vary over the conditional growth distribution. The results show that the income convergence process is a local phenomenon, and not a global experience along the conditional growth distribution, that is, each quantile exhibits an income growth behavior that is different from the rest.

Keywords: income convergence, quantile regression, panel data.

1. INTRODUÇÃO

Recentes estudos sobre crescimento econômico têm atraído a atenção de economistas de diversas áreas de pesquisa em todo o mundo. Uma das principais preocupações desses cientistas é explicar os fatores determinantes do crescimento de uma economia. As abordagens econômicas dos pesquisadores para tentarem explicar as diferenças de renda entre os países do mundo têm recaído principalmente em testar a hipótese de convergência e em medir a desigualdade e analisar a sua dinâmica e evolução ao longo do tempo. Segundo Noorbakhsh (2006), ambas as abordagens são lados de uma mesma moeda, querendo investigar se as rendas das nações estão se movendo no sentido da equalização ou da polarização.

As diversas teorias de crescimento econômico, desde o modelo de Harrod-Domar (1939, 1946) até as abordagens mais recentes, como Romer (1990) e Gollin (2002), objetivam explicar os determinantes da diferença observada entre as taxas de crescimento da renda *per capita* dos países do mundo. Segundo o modelo de Harrod-Domar, os países pobres podem obter crescimento rápido por meio de investimentos. Mais precisamente, a abordagem de Domar¹ prevê que a taxa de crescimento da renda de um país é proporcional aos seus investimentos.

As previsões do modelo de Harrod-Domar, no entanto, não têm sido verificadas empiricamente. Nações com altas taxas de investimentos não estavam obtendo elevado crescimento econômico, como previsto pela teoria. Neste contexto, Solow (1956) apresenta seu modelo de crescimento, criticando a hipótese de proporções fixas do modelo de Harrod-Domar e afirmando que esta hipótese é a responsável pelo “fio da navalha” do equilíbrio de crescimento encontrado nesse modelo.

Solow (1956) acreditava que o investimento não é a chave para o crescimento econômico de longo prazo. O autor argumentava que, em longo prazo, a única fonte de crescimento é o progresso tecnológico, considerado uma variável exógena ao modelo (aumento da produtividade por trabalhador). Autores contemporâneos, como Easterly (2004), concordam com este argumento.

¹ Domar (1946) dizia que a renda de um país é proporcional ao montante de maquinaria que ele possui. Logo, uma mudança na renda só seria possível mediante investimentos que contribuíssem para a mudança de maquinaria. Essa crença surge do fato de que o autor tinha como pressuposto que as máquinas eram os fatores escassos e por isso elas restringiriam a produção.

O modelo de Solow afirma que, devido aos retornos marginais decrescentes do fator capital, as diferenças nas rendas *per capita* de economias com mesmas preferências e tecnologia serão transitórias, ou seja, haverá uma tendência de longo prazo de convergência.

David Cass e Tjalling Koopmans (1965) modificaram o modelo proposto por Solow para um modelo no qual a poupança era determinada de forma endógena (Modelo Cass-Koopmans). Porém, não conseguiram eliminar a dependência do crescimento de longo prazo do progresso tecnológico. Teóricos do crescimento endógeno, como Romer (1986, 1990) e Lucas (1988), apontaram uma falha empírica de equalização das rendas *per capita* entre economias de primeiro e terceiro mundo, bem como o fato de as taxas de crescimento da renda de países menos desenvolvidos (com menores estoques de capital) não ser superior às taxas observadas nos países desenvolvidos, não havendo, portanto, o processo de “*catching up*”. Bernard e Durlauf (1996), assim como diversos teóricos do novo modelo de crescimento, argumentam que isso ocorre devido à possibilidade de retornos não-decrescentes na função de produção.

De acordo com Romer (1986, 1990) e Lucas (1988), as externalidades do capital físico, investimentos em pesquisa e desenvolvimento e a acumulação de capital humano são os motores do crescimento econômico. Com isso, a literatura de crescimento endógeno não prevê convergência de renda entre as economias, gerando um modelo com possibilidade de múltiplos equilíbrios. Dessa forma, surgiu uma literatura com o objetivo de testar formalmente a hipótese de convergência, e seus resultados têm sido utilizados como argumentos contra ou a favor do modelo teórico neoclássico de crescimento econômico em contraposição ao modelo de crescimento endógeno.

Tomando como ponto de partida os principais estudos já realizados, o objetivo do primeiro artigo dessa dissertação é determinar qual a hipótese de convergência (absoluta, condicional ou clube) que melhor descreve o movimento das rendas por trabalhador para os países da América Latina e Leste Asiático entre 1960 e 2000 utilizando-se a metodologia proposta por Johnson e Takeyama (2003). Dessa forma, pretende-se avaliar se são os parâmetros (convergência condicional) ou a posição inicial das economias (convergência clube) que determina o padrão de convergência das rendas por trabalhador ao longo do tempo.

Os conceitos de convergência condicional e convergência clube podem ser entendidos com certa facilidade, porém, diferenciar empiricamente esses dois conceitos ainda é assunto de debates e estudos na literatura de crescimento e convergência. Esse trabalho pretende contribuir para esse debate, ao identificar e interpretar a formação de clubes de convergência para os países da amostra.

Os resultados apontam para a relevância das características iniciais na definição da taxa de crescimento da renda de longo prazo dos países, ou seja, a hipótese de convergência clube prevaleceu sobre as demais e se mostrou a mais adequada para descrever a evolução da renda no período. Portanto, existe um diferencial permanente entre as rendas por trabalhador, refletindo países que se situam em bases de atração distintas, e implicando a ocorrência de múltiplos equilíbrios estáveis.

No segundo artigo, analisamos o processo de convergência de renda entre os países da amostra por meio da utilização de regressões quantílicas para estimar as equações de crescimento. Essa abordagem permite visualizar como o efeito das variáveis de controle na taxa de crescimento do produto por trabalhador pode variar significativamente ao longo da distribuição de crescimento condicional. Os resultados indicam que a convergência de renda é um acontecimento local, e não um fenômeno generalizado ao longo da distribuição condicional, ou seja, cada um dos quantis exibe um comportamento na taxa de crescimento do produto que é distinto dos demais.

2. HIPÓTESE DE CONVERGÊNCIA: UMA ANÁLISE PARA A AMÉRICA LATINA E O LESTE ASIÁTICO ENTRE 1960 E 2000

RESUMO

Nesse artigo, investigamos qual a hipótese de convergência – absoluta, condicional ou clube – que melhor descreve o movimento das rendas por trabalhador para os países da América Latina e Leste Asiático entre 1960 e 2000 utilizando-se a metodologia proposta por Johnson e Takeyama (2003). Os resultados apontam para a relevância das características iniciais na definição da taxa de crescimento da renda de longo prazo dos países, ou seja, a hipótese de convergência clube prevaleceu sobre as demais e se mostrou a mais adequada para descrever a evolução da renda no período.

Palavras-Chave: hipótese de convergência, clubes de convergência, dados em painel.

Classificação JEL: C12, C23, O47.

ABSTRACT

In this article, we investigated which of the convergence hypotheses - absolute, conditional or club - that best describes the movement of the income per worker for the countries of Latin America and East Asia between 1960 and 2000 using the methodology proposed by Johnson and Takeyama (2003). The results demonstrate the relevance of the initial characteristics in the definition of countries' long-term income growth rate, that is, the convergence club hypothesis prevailed on the others and was the most appropriate to describe the evolution of income in the period.

Keywords: convergence hypothesis, convergence clubs, panel data.

JEL Classification: C12, C23, O47.

2.1 INTRODUÇÃO

Parte importante dos esforços dos pesquisadores em crescimento econômico, no que se refere à literatura empírica, busca validar uma das três versões da chamada hipótese da convergência²:

(a) Convergência β absoluta ou incondicional: as rendas *per capita* dos países convergem para um único estado estacionário independentemente de suas condições iniciais.

(b) Convergência β condicional: as rendas *per capita* dos países que possuem características estruturais idênticas (preferências, tecnologia, taxa de crescimento da população, taxa de poupança) convergem no longo prazo independentemente das condições iniciais. A convergência condicional é ligada à noção de que cada economia possui um estado estacionário de equilíbrio que seja único, estável e global.

(c) Convergência clube: as rendas *per capita* dos países que possuem características estruturais idênticas convergem no longo prazo somente quando suas condições iniciais são muito próximas. Nesse caso, poderíamos associar à convergência clube a existência de múltiplos equilíbrios estáveis. O estado estacionário de baixa renda é denominado de armadilha da pobreza ou armadilha de desenvolvimento³.

A hipótese de β convergência é tradicionalmente testada na literatura por meio de uma regressão do tipo *cross-section* com dados de renda para países ou regiões, utilizando-se como variável dependente a taxa de crescimento da renda *per capita* (ou da renda por trabalhador) para o período de análise e o nível da renda *per capita* inicial (ou da renda por trabalhador inicial) como variável explicativa. Para que ocorra β convergência absoluta, o coeficiente estimado dessa regressão deve ser negativo, ou seja, deve-se encontrar uma relação negativa entre o nível inicial de renda e sua taxa de crescimento. Um coeficiente negativo e estatisticamente significativo, portanto, indica que países mais pobres crescem, em média, mais rapidamente que os países mais ricos, uma evidência a favor da hipótese de convergência β absoluta.

² Veja Sala-i-Martin (1996) e Galor (1996) para uma definição mais detalhada a respeito dos conceitos de convergência.

³ Consulte a discussão teórica realizada por Azariadis (1996) para detalhes das causas potenciais de armadilhas de pobreza em países em desenvolvimento e da dificuldade em escapar dessa situação.

Contudo, esse tipo de estimação é mais adequada quando os países ou regiões testados formam um grupo mais homogêneo, com diferenças pequenas em suas características estruturais. Isso ocorre, por exemplo, quando se testa a hipótese de convergência para regiões dentro de um mesmo país, em que a cultura, indicadores políticos e econômicos e o acesso à tecnologia serão bastante semelhantes, fazendo com que as regiões tenham estados estacionários próximos.

Quando a amostra testada é heterogênea, a hipótese de convergência β condicional talvez seja a mais apropriada. Para testar essa hipótese, utiliza-se a regressão de crescimento tradicional mencionada acima, porém adicionando-se como variáveis explicativas algumas variáveis de controle relativas ao estado estacionário de cada país ou região. Nesse caso, um coeficiente estimado negativo significa que economias mais distantes de seus estados estacionários crescem a uma taxa maior.

Seguindo o trabalho seminal de Barro (1991), a literatura empírica recente a respeito de crescimento econômico tem identificado um número substancial de variáveis que são parcialmente correlacionadas com o crescimento. Variáveis como o nível inicial de renda, a taxa de investimento, medidas de educação e indicadores políticos e sociais têm apresentado coeficientes significativos em regressões de crescimento. Uma razão para o grande número de variáveis utilizadas é que a teoria de crescimento não é explícita sobre quais variáveis determinam o crescimento. Além disso, mesmo que fosse clara, a estimação não seria imediata. Quando uma teoria afirma que o capital humano é importante para determinar o crescimento de uma economia, surge outro problema: como medir capital humano? Existem várias medidas e não se sabe ao certo qual delas é a mais apropriada. O mesmo ocorre para variáveis como eficiência, grau de corrupção do governo e medidas de democracia.

Johnson e Takeyama (2003) argumentam que os tipos de rejeição da hipótese de convergência β absoluta, quais sejam a hipótese de convergência β condicional ou a de convergência clube, ambas implicam a existência de um diferencial permanente de renda *per capita* entre os países ou regiões analisados. Porém, por motivos diferentes. No caso da convergência β condicional, as diferenças de renda entre os estados refletem heterogeneidades nos parâmetros e uma resposta econométrica apropriada é a introdução de variáveis de controle na regressão de crescimento para representar o estado estacionário de cada economia. No caso da convergência clube, as diferenças de renda *per capita* refletem países ou regiões que se situam em bases de atração distintas (definidas pelas condições iniciais) e a resposta econométrica adequada é dividir os

países entre grupos usando variáveis que refletem suas condições iniciais. Na convergência clube, cada país pertence a uma zona de atração determinada por suas condições iniciais. Cada zona de atração é caracterizada por um estado estacionário único para o qual todos os membros convergem no longo prazo. Diferenciar estas duas possibilidades – quais sejam convergência condicional e convergência clube - ainda é um dos desafios da literatura empírica sobre convergência.

Nesse artigo, investigamos qual a hipótese de convergência (absoluta, condicional ou clube) que melhor descreve o movimento das rendas por trabalhador para os países da América Latina e Leste Asiático entre 1960 e 2000 utilizando-se a metodologia proposta por Johnson e Takeyama (2003). Dessa forma, pretende-se avaliar se são os parâmetros (convergência condicional) ou a posição inicial das economias (convergência clube) que determina o padrão de convergência das rendas por trabalhador ao longo do tempo.

Os resultados apontam para a importância das condições iniciais na determinação da renda de longo prazo, ou seja, a hipótese de convergência clube prevaleceu sobre as demais e se mostrou a mais adequada para descrever a evolução da renda no período analisado.

As seções que se seguem, observado o objetivo do artigo, estão organizadas da seguinte forma. A seção 2 faz uma revisão da literatura a respeito de convergência. A seção 3 apresenta os métodos e procedimentos, bem como a descrição dos dados utilizados. A seção 4 destaca a metodologia de análise de agrupamentos (*cluster*) para a obtenção dos clubes. Na seção 5 são apresentados e discutidos os principais resultados, enquanto que as conclusões finais são expostas na seção 6.

2.2 REVISÃO DE LITERATURA

2.2.1 Principais Resultados da Literatura Estrangeira

Os estudos sobre convergência de renda são bastante variados no que diz respeito aos países ou regiões estudados, às metodologias utilizadas e aos resultados alcançados por cada pesquisador.

Um trabalho relevante para a literatura de crescimento e convergência é o artigo de Mankiw, Romer e Weil (1992). Esse artigo examina se o modelo de crescimento de Solow (1956) é consistente com a variação do padrão de vida observado entre países. Os autores estimaram a equação de crescimento tradicional acrescida de variáveis de controle e uma equação para o nível de renda para um grupo de 75 países no período de 1960-85. Os resultados mostram que, para uma determinada especificação, ao acrescentar capital humano como um dos fatores na função de produção, o modelo neoclássico apresenta uma excelente descrição do crescimento (cerca 80%) para análise *cross-country*, uma evidência a favor da hipótese de convergência condicional.

Outro trabalho que se utiliza da regressão tradicional de crescimento para analisar a hipótese de convergência entre 110 países do mundo e também para várias outras sub-amostras, como os países da OECD, os estados americanos, e várias regiões dentro da Europa, entre 1960 e 1990 é o de Sala-i-Martin (1996). Exceto para a amostra total de países, todas as regiões mostraram evidências de convergência β absoluta. Portanto, para a amostra global, no período analisado os países mais pobres não cresceram a uma taxa maior que a dos países mais ricos. Porém, controlando-se para o *steady-state* (*dummies* regionais e variáveis setoriais) ocorre convergência condicional.

Dobson e Ramlogan (2002) analisaram a hipótese de β convergência para a América Latina no período de 1960 a 1990. Segundo os autores, o estudo de convergência é importante porque se as disparidades de renda estiverem diminuindo naturalmente entre os países, políticas de desenvolvimento regional tornam-se difíceis de explicar em termos de eficiência econômica. Por outro lado, na ausência de convergência ou quando ela se dá muito lentamente, é fundamental a implementação de políticas pró-ativas para promover o crescimento e reduzir as desigualdades.

Analisando-se os dados de produto real *per capita* no período escolhido para todos os países latino-americanos, os autores observam que os países mais ricos em 1960 (Venezuela, Argentina, Uruguai, México e Chile) continuaram sendo os mais ricos

em 1990. Da mesma forma, os três países mais pobres em 1960 (Bolívia, Honduras e Haiti) ocupam três das quatro piores posições no ranking de rendas de 1990. Já os países que tinham uma renda *per capita* média experimentaram um pouco mais de movimentação. Enquanto países como Nicarágua e Peru tiveram performances notadamente ruins no período, países como Equador, Panamá e Paraguai melhoraram apreciavelmente suas posições. Contudo, essa análise não é suficiente para afirmar se ocorre ou não um processo de convergência para o período como um todo.

Ao testarem formalmente a hipótese de β convergência, utilizando a equação de convergência tradicional, usando como variável dependente a taxa de crescimento da renda por trabalhador e como variável explicativa o nível inicial de renda por trabalhador (convergência absoluta) e variáveis de controle (no caso de convergência condicional), Dobson e Ramlogan (2002) encontraram evidências a favor da convergência β condicional ao rodarem a regressão com os dados da Penn World Table⁴. Ao realizarem as estimações da mesma equação, porém com dados das Nações Unidas para o produto real por trabalhador, os resultados são distintos, não havendo evidências concretas de convergência condicional para o período como um todo.

Karras (1997) examinou a hipótese de β convergência para o período pós-guerra (1950-1990) para três áreas econômicas regionais distintas: as nações do sudeste asiático, países pertencentes à União Européia e países latino-americanos. Por meio da regressão usual de crescimento, o autor encontrou forte evidência de convergência absoluta para os países do bloco europeu e, com menor nível de significância, ocorrência de convergência absoluta também para os países da América Latina. Entretanto, na Ásia os resultados mostraram uma relação positiva entre o nível inicial de renda *per capita* e sua taxa de crescimento no período analisado, indicando que países com menor nível de renda inicial cresceram a taxas menores, um claro sinal de distanciamento entre países pobres e ricos.

É importante ressaltar, contudo, que tradicionalmente os testes realizados para averiguação da hipótese de convergência, bem como a análise e modelagem da distribuição de renda dos países são realizados por uma metodologia paramétrica e, no caso da hipótese de β convergência, assume-se que há uma relação linear entre a taxa de crescimento e o logaritmo da renda inicial. Esse tipo de abordagem foi criticada por Quah (1997). Segundo esse autor, utilizando-se da metodologia não paramétrica, é

⁴ Os dados completos da PWT versão 6.2 podem ser encontrados em: pwt.econ.upenn.edu/.

possível capturar não somente informações a respeito da média condicional da distribuição, mas sim de sua dinâmica completa, obtendo estimações a respeito de toda a população. Além disso, os resultados apresentam maior robustez e eficiência do que aqueles obtidos com a metodologia paramétrica tradicional. Outro problema apontado por Quah (1993) é chamado de “Falácia de Galton”⁵ e mostra que o coeficiente negativo encontrado nas regressões de crescimento não necessariamente significa um processo de convergência em andamento, mas sim um sintoma de uma regressão na média.

O trabalho de Quah (1997) analisa o desempenho de crescimento econômico para um grupo de 105 países, com ênfase em suas dinâmicas de distribuição de renda *per capita* ao longo do período de 1961 a 1988. Seu estudo *cross-country* sugere um padrão de interação entre as economias que não é simplesmente uma realização de convergência ou divergência. Esse argumento é tratado com a aparição empírica das distribuições de picos duplos (ou distribuições bimodais), em que países com nível de renda médio evoluem para um *cluster* de alta renda ou de baixa renda (armadilha da pobreza), formando o que o autor chama de clubes de convergência.

Ao observar as densidades estimadas da renda *per capita* relativa para os anos de 1961, 1970, 1980 e 1988, o autor verificou que em 1961 já havia uma indicação de surgimento de uma distribuição de pico duplo, que se confirmou em 1988 com a distância entre os dois picos duas vezes maior. Para analisar a probabilidade de mobilidade dos países que estavam no estado x no período t mudarem de estado no período $t+n$ (países pobres ficarem ricos ou países ricos ficarem pobres), Quah (1997) utilizou a metodologia de núcleo estocástico. A função de densidade estimada mostrou que os países se polarizaram em dois clubes de renda e que existe persistência.

O autor também utilizou a metodologia de núcleo estocástico para descrever como fatores condicionantes podem alterar a distribuição de renda. Condicionando-se para fatores espaciais, verificou-se que estes fatores explicam grande parte da distribuição de renda entre os países, ou seja, economias ricas interagem mais e estão mais próximas de economias ricas e economias pobres geralmente estão próximas de outras economias pobres. Ao condicionar a distribuição ao fator de comércio internacional, verificou-se que economias ricas comercializam preferencialmente com economias ricas, e economias pobres também comercializam mais com as economias

⁵ Sobre esse assunto, veja também Friedman (1992).

mais ricas. Desta forma, conclui-se que tanto a questão geográfica quanto o comércio internacional são variáveis importantes para explicar a distribuição de renda – e a origem da armadilha de desenvolvimento – nos países analisados.

Bianchi (1997) utilizou a metodologia desenvolvida por Quah (1993, 1997) para testar a hipótese de convergência em 119 países, nos anos de 1970, 1980 e 1989. Segundo Bianchi (1997), técnicas como os testes de multimodalidade e estimações não-paramétricas de densidades “deixam os dados falarem por si mesmos” e asseguram uma maior robustez dos resultados contra um possível erro de especificação. O objetivo principal do trabalho é contribuir para o debate na área de crescimento econômico, de modo a verificar se realmente os países pobres estão se aproximando dos países mais ricos ou não. O autor acredita que este tema ainda não alcançou um resultado que seja amplamente aceito, gerando evidências contraditórias a respeito da beta-convergência.

Por meio da densidade do PIB *per capita* estimada, comparou a evolução da distribuição de renda entre os países nos diferentes pontos do tempo. A hipótese de uma única moda não é rejeitada ao nível de 5% para o ano de 1970. O mesmo não ocorre para os anos de 1980 e 1989, passando as distribuições a apresentarem mais de uma moda, resultado que está em concordância com aquele encontrado por Quah (1997).

Bianchi (1997), ao analisar a mobilidade entre os grupos de países, observa que em 1980 e 1989 todos os países considerados pobres ou ricos em 1970 continuaram a pertencer ao mesmo clube, com exceção de Hong Kong, Trinidad e Tobago e Venezuela. Além dessa persistência, o autor verifica também que a distância entre o grupo de países pobres e ricos tem aumentado ao longo do período analisado, e sua justificativa é associada ao processo de desaparecimento da classe média, confirmando a argumentação proposta por Quah (1997). Com isso, as rendas *per capita* relativas dos países mais ricos estão mais próximas entre si, bem como a renda dos países mais pobres. Porém, a distância entre os dois clubes aumentou. Portanto, Bianchi (1997) apresentou evidências empíricas que apóiam a literatura de formação de clubes de convergência, armadilha da pobreza, polarização e estratificação, em contraste com a hipótese de convergência tradicional.

Também nessa linha de análise de formação de clubes de convergência, está o trabalho de Durlauf e Johnson (1995). Utilizando-se da técnica de árvore de regressão (*regression tree*) e das variáveis de controle renda inicial por trabalhador e taxa de alfabetização, quatro grupos de países foram formados: baixa renda/baixa alfabetização,

renda intermediária/ baixa alfabetização, renda intermediária/ alta alfabetização e renda alta/ alta alfabetização.

Durlauf e Johnson (1995) rejeitaram a hipótese nula de que todos os países obedecem a uma especificação linear comum, em favor da hipótese alternativa de vários *steady-states*, em que diferentes economias agrupadas por suas condições iniciais obedecem a modelos lineares distintos. Além disso, utilizando-se do método de árvore de regressão para identificar quais os países que obedecem a um mesmo modelo linear, os autores encontraram grupos de países que possuem funções de produção bastante diferentes. Os quatro grupos apresentaram coeficientes bastante distintos, principalmente em relação ao coeficiente associado à renda inicial. Outro resultado importante foi que a participação do fator trabalho no produto declina na medida em que a economia se torna mais desenvolvida em termos de alfabetização e produção.

Seguindo também a técnica de árvore de regressão para determinação dos clubes de convergência, Johnson e Takeyama (2003) encontraram evidência de que o diferencial permanente de renda entre os estados americanos é resultado da formação de clubes de convergência. Em outras palavras, as condições iniciais realmente são importantes para determinar a dinâmica da renda *per capita* dos estados americanos no período analisado entre 1950 e 1993.

Noorbakhsh (2006) analisa a hipótese de convergência para uma amostra global de países e avalia sua dinâmica de mobilidade no período de 1975 a 2002. Porém, o autor amplia o conceito de convergência ao analisá-la por meio de um indicador não diretamente ligado à renda: o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH). O autor argumenta que da mesma forma que os rendimentos marginais decrescentes se aplicam ao estoque de capital físico, fazendo com que os países mais pobres cresçam a uma taxa maior que os países mais ricos, o conceito de rendimentos marginais decrescentes também pode ser aplicado aos níveis de investimento em saúde e educação. Com isso, países com menores níveis de saúde e educação crescerão a taxas maiores, em termos dessas áreas, do que países que inicialmente possuam altos níveis dessas variáveis.

Os resultados de beta-convergência para o IDH dos países em desenvolvimento mostraram que há evidência de convergência absoluta, com o coeficiente estimado negativo e altamente significativo, porém refletindo uma velocidade de convergência baixa. Ao estimar o modelo com a inclusão de todas as variáveis de controle, o coeficiente estimado continuou negativo e significativo, e duas variáveis (investimento

doméstico e comércio como porcentagem do PIB) se mostraram significativas, uma evidência a favor da convergência condicional.

A dinâmica de mobilidade regional revela que a África se consolidou em um grupo de baixo IDH, enquanto a América Latina e a Ásia fizeram progresso no período, principalmente no sub-período de 1990-2002, em que se observou uma maior taxa de mobilidade. A Europa se consolidou num grupo de alto IDH, gerando um evidente processo de polarização ao longo do período analisado que é compatível com a idéia de emergência de picos duplos e armadilha da pobreza sugerida em Quah (1997).

Finalmente, Islam (2003) faz uma retomada teórica e empírica da literatura de convergência, reexaminando seus diferentes conceitos, os resultados alcançados pelos diversos pesquisadores e mostrando a ligação que existe entre o debate de crescimento econômico e a hipótese de convergência. Segundo o autor, a questão da convergência tornou-se cada vez mais importante na medida em que sua aceitação ou rejeição passou a ter implicação direta na validação do modelo de crescimento neoclássico ou das novas teorias de crescimento econômico. Dessa forma, apesar da pesquisa sobre convergência não ter resolvido o debate de crescimento econômico inteiramente, ela foi fundamental para que tanto a vertente neoclássica quanto a nova teoria de crescimento se desenvolvessem e se adaptassem aos resultados encontrados.

De acordo com Islam (2003), uma revisão atenciosa da literatura revela que, em geral, há concordância entre os resultados alcançados para análise da hipótese de convergência, apesar das diferentes abordagens e metodologias propostas. O autor argumenta que a evidência de beta-convergência condicional é relativamente robusta, sendo encontrada tanto em amostras pequenas de países em desenvolvimento quanto de amostras globais. Para grupos pequenos de países desenvolvidos, há certo consenso em encontrar convergência β absoluta. Por outro lado, em grandes amostras o processo de convergência β absoluta não ocorre.

No que diz respeito aos valores estimados dos parâmetros estruturais, Islam (2003) observa que quanto maior o controle para o estado estacionário das economias (por meio da seleção de amostra ou inclusão de variáveis relevantes na regressão de crescimento) maior será a taxa de convergência encontrada (velocidade de convergência). Em particular, quando as diferenças tecnológicas entre os países são consideradas, as taxas de convergência são ainda mais altas.

2.2.2 Principais Resultados da Literatura Brasileira

Os estudos a respeito da convergência de renda no Brasil têm concentrado seus esforços principalmente em testar a hipótese de β convergência (absoluta ou condicional) e de σ convergência⁶.

Vários estudos, como o de Ferreira e Ellery (1996), Ferreira (1996), Cravo e Soukiaziz (2006) analisaram a hipótese de β convergência entre os estados brasileiros. Os dois primeiros trabalhos encontraram evidências a favor da hipótese de convergência absoluta entre os estados brasileiros no período de 1970 a 1985. Por outro lado, o trabalho de Cravo e Soukiaziz (2006), ao considerar a importância do capital humano como fator condicionante para o processo de convergência dos estados brasileiros, encontrou evidências a favor da hipótese de convergência condicional entre 1980 e 2000. Medidas variadas de capital humano foram utilizadas e os autores mostraram que níveis distintos de capital humano têm diferentes impactos sobre a evolução da renda *per capita* em cada um dos estados brasileiros.

Laurini, Andrade e Pereira (2003) estudaram a evolução da distribuição da renda *per capita* relativa para os municípios brasileiros entre 1970 e 1996 utilizando a metodologia não-paramétrica desenvolvida em Quah (1997). Os autores encontraram evidências apontando para a formação de dois clubes de convergência regionais, o primeiro deles formado pelos municípios de alta renda situados nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste e o segundo clube formado por municípios de baixa renda nas regiões Norte e Nordeste do país. Resultados semelhantes foram encontrados em Mossi *et al* (2003) e também em Ferreira, Lanjouw e Neri (2001).

Gondim e Barreto (2004) assim como Barreto, Gondim e Carvalho (2007) seguem na linha de estudos de Laurini, Andrade e Pereira (2003). Porém, ampliam a análise ao estimarem as densidades e o núcleo estocástico para estados e municípios. Além disso, utilizaram esquemas de condicionamento para a localização geográfica, nível de escolaridade, abertura comercial e desigualdade de renda para captar quais

⁶ Esta última é uma análise da evolução da dispersão das rendas *per capita* ao longo do tempo. Quando o desvio padrão das rendas *per capita* de determinada amostra de países ou regiões se reduz durante o período de análise, diz-se que há evidência de σ convergência.

desses fatores é mais importante para explicar o crescimento no caso brasileiro. Os resultados sugerem o aparecimento de uma distribuição de renda bimodal entre 1970 e 2000, movimento associado à formação de dois clubes de convergência para estados e municípios brasileiros. Dentre as variáveis explicativas, a localização geográfica e o nível inicial de escolaridade se mostraram os mais significativos para explicarem o crescimento observado tanto para estados como para municípios.

Segundo Gondim e Barreto (2004), um processo de convergência entre estados ou municípios brasileiros contribuiria para a diminuição das disparidades de renda observadas no país. Entretanto, se estiver em andamento um processo de divergência de renda, ou somente ocorrer convergência condicional, isso seria importante para orientar os gestores de políticas públicas em seus esforços para redução de tais desigualdades.

Coelho (2006) analisou a hipótese de convergência para os municípios brasileiros entre 1970 e 2000, utilizando a metodologia proposta por Johnson e Takeyama (2003) para diferenciar empiricamente as hipóteses de convergência condicional e convergência clube. Ao empregar a técnica de árvore de regressão para a determinação dos clubes de convergência, o autor conclui que a dinâmica de renda dos municípios brasileiros é melhor descrita pela hipótese de convergência clube, que domina as demais hipóteses de convergência absoluta e condicional. Isso significa a existência de zonas de atração e múltiplos estados estacionários que caracterizam a dinâmica da renda *per capita*, ou seja, as condições iniciais são realmente importantes para determinar a trajetória de renda dos municípios ao longo do tempo. Os resultados mostram também, em concordância com os estudos acima, que há um componente regional na formação dos clubes de convergência.

Coelho (2006), partindo do resultado do surgimento de uma distribuição bimodal na renda dos municípios brasileiros, passa então a analisar, por meio de decomposição do crescimento, quais dentre as variáveis razão capital-produto, produtividade total dos fatores e capital humano por trabalhador seriam relevantes para explicar a origem da armadilha de desenvolvimento. Os resultados mostraram que para o estoque de capital físico e a produtividade há uma relação negativa entre suas taxas de crescimento para qualquer valor inicial, indicando um processo de convergência em andamento. Contudo, para o capital humano, existe uma faixa de valores iniciais que possui uma correlação positiva com sua taxa de crescimento, uma evidência de que municípios com maior nível inicial de capital humano estariam crescendo a taxas maiores do que aqueles com menor nível inicial dessa variável. Isso gera uma barreira ao processo de convergência e

é responsável por dividir os municípios em dois grupos: um clube de baixa renda e outro de alta renda, dependendo de qual o seu valor inicial de escolaridade.

Dessa forma, Coelho (2006) argumenta que o capital humano é o principal responsável pela origem da armadilha de desenvolvimento dos municípios brasileiros e, portanto, uma implicação direta dessa conclusão é que o governo brasileiro, para agir de forma a promover a redução das desigualdades de renda *per capita* entre os municípios, deveria focar seus esforços na inversão de maiores investimentos em educação nos municípios situados no clube de baixa renda.

2.3 MÉTODOS E PROCEDIMENTOS

A hipótese de β convergência (absoluta ou condicional) determina uma relação negativa entre o nível inicial de renda de uma economia e sua taxa de crescimento durante determinado período de tempo. Esse resultado decorre da hipótese de retornos marginais decrescentes na função de produção do modelo de crescimento neoclássico de Solow (1956). O modelo pode ser representado pela seguinte equação⁷:

$$g_{yiT} = \frac{\log(y_{Ti} / y_{0i})}{T} = \beta_0 + \beta_1 \log(y_{0i}) + \beta_2 Z_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

Em que a variável dependente é a taxa de crescimento da renda por trabalhador para o país i no período T ; y_{0i} é o nível inicial da renda por trabalhador para o país i e Z_i denota uma série de variáveis que controlam para o nível da renda por trabalhador do país i no seu estado estacionário.

Neste trabalho, seguimos a estratégia empírica proposta por Johnson e Takeyama (2003) para testar a hipótese de convergência que melhor descreve a dinâmica da renda por trabalhador nos países latino-americanos e do leste asiático. Assim como os autores, testamos isoladamente cada uma das três hipóteses (absoluta, condicional ou clube) contra as demais.

De acordo com Johnson e Takeyama (2003), as hipóteses de convergência β absoluta, β condicional ou convergência clube podem ser testadas com base em diferentes versões da equação acima. Segundo os autores, quando β_0 e β_1 forem iguais

⁷ O modelo detalhado e suas implicações empíricas pode ser visto em Mankiw, Romer e Weil (1992) e Durlauf, Johnson e Temple (2004).

para todos os países, e β_2 for igual a zero, então um coeficiente estimado negativo para a renda inicial implica em evidência a favor da hipótese de convergência de renda absoluta entre os países, ou seja, o nível de renda por trabalhador de todos os países será o mesmo no longo prazo. Ao permitir que β_2 seja diferente de zero, se o coeficiente estimado para a renda inicial for negativo e uma ou mais variáveis de controle se mostrarem estatisticamente significantes, então isso seria uma evidência a favor da hipótese de convergência de renda condicional, e haverá diferenças permanentes no nível de renda de longo prazo das economias devido às suas características estruturais (heterogeneidade nos parâmetros).

Finalmente, quando assumimos que os coeficientes de intercepto e de inclinação (β_0 e β_1) podem ser diferentes para cada clube de países agrupados com base na semelhança em suas condições iniciais, podemos testar a hipótese de convergência clube contra as demais. Se admitirmos que os países possuam mesmas características estruturais, ou seja, se supusermos que β_2 seja zero e que as condições iniciais são relevantes para explicar as diferenças de longo prazo na renda por trabalhador, então estamos testando a hipótese de convergência absoluta contra clube. Se permitirmos que os países possuam características estruturais diferentes ($\beta_2 \neq 0$) e queremos testar a importância das condições iniciais no nível de renda do estado estacionário, então estamos confrontando a hipótese de convergência condicional e clube.

Devido à natureza dos dados, Johnson e Takeyama (2003) aplicaram a abordagem descrita acima para estimações *cross-section* da regressão de crescimento, enquanto nessa pesquisa as estimações foram feitas considerando-se dados em painel. Para isso, nossas estimações da equação de crescimento foram feitas para oito períodos de cinco anos de 1960 a 2000, correspondendo aos períodos 1960-65, 1965-70, 1970-75, 1975-80, 1980-85, 1985-90, 1990-95, 1995-2000. A utilização de dados anuais nesse contexto não seria adequada, uma vez que poderia captar variações nas taxas de crescimento de curto prazo (ciclos de negócios) e isso poderia nos fornecer informações enganosas sobre o processo de crescimento de longo prazo que queremos analisar.

Em termos estatísticos, a forma geral da equação que estimamos nesse trabalho é dada pela equação abaixo, que representa também o modelo de crescimento neoclássico e é análoga à equação (1) descrita acima, porém para dados em painel:

$$g_{yi\Delta t} = \frac{\log(y_{t_1i} / y_{t_0i})}{\Delta t} = \beta_0 + \beta_1 \log(y_{t_0i}) + \beta_2 Z_{i,t} + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Em que α_i é um efeito específico de país e μ_t é um efeito específico de tempo. Durlauf, Johnson e Temple (2004) argumentam que a inclusão dos efeitos específicos de país e de tempo permitem capturar diferenças permanentes no nível de renda entre países que não são capturados pelas variáveis incluídas em $Z_{i,t}$, permitindo que as *cross-sections* apresentem diferentes interceptos.

Tendo em vista a natureza dos dados dessa pesquisa e os objetivos inerentes a ela, a forma mais robusta de proceder com a estimação da equação (2) é por meio de um painel de efeito fixo.

O estimador de efeito fixo (EF) também é conhecido como método dos Mínimos Quadrados das Variáveis Dummy (MQVD) e consiste em obter um intercepto diferente para cada unidade seccional, mantendo-se usualmente o coeficiente de inclinação constante para todas as *cross-sections*. A principal vantagem desse método é sua habilidade no tratamento de efeitos não observados e variáveis omissas que afetam o crescimento da renda nos diferentes países. Qualquer variável omissa que seja constante ao longo do tempo não afeta a consistência do estimador, mesmo que a variável omissa seja correlacionada com as variáveis explicativas do modelo. A intuição por trás disso é que todos esses efeitos serão capturados pelo intercepto específico de cada país⁸. Estimadores de efeito aleatório (EA), entretanto, não seriam adequados aos nossos dados porque assumem que os efeitos não observados individuais sejam distribuídos independentemente das variáveis explicativas.

No caso da estimação de regressões de crescimento em particular, o nível de tecnologia inicial de cada país deveria ser incluído na equação do modelo neoclássico como um dos determinantes do crescimento da renda no estado estacionário. Contudo, o nível de eficiência é uma variável não observada e, por isso, ela é omitida do modelo. Outro problema é que o nível de eficiência de cada país pode estar correlacionado com uma ou mais variáveis explicativas do modelo. Na ausência de uma *proxy* adequada para o nível inicial de tecnologia, Temple (1999) argumenta que a única maneira de obter estimativas consistentes da regressão de crescimento seria tratar essa variável como um efeito fixo.

De acordo com Nickell (1981) e Durlauf, Johnson e Temple (2004), a estimação de um painel dinâmico também não seria o método mais adequado em nosso caso, uma

⁸ De acordo com Durlauf, Johnson e Temple (2004) esse é o principal motivo da utilização do estimador de efeito fixo para estimar regressões de crescimento.

vez que o número de observações temporais é pequeno, o que gera coeficientes estimados viesados mesmo quando o número de *cross-sections* tenda a infinito. Além disso, a heterogeneidade de parâmetros entre os países e a presença de variáveis explicativas correlacionadas entre si induziriam a um processo de correlação serial nos termos de erro, fazendo com que a estimação de um painel dinâmico seja inconsistente.

Em relação à determinação dos clubes de países, uma forma natural de dividir a nossa amostra em clubes seria agrupá-los em dois grandes grupos, um deles formado pelos países latino-americanos e o outro pelos países do leste-asiático. Contudo, este seria um procedimento arbitrário que queremos evitar. Existem alguns métodos na literatura de clubes de convergência para agrupar os países com características estruturais e condições iniciais semelhantes. Entretanto, não há um consenso sobre qual deles seria o mais apropriado e geraria maiores benefícios. Durlauf e Johnson (1995), Johnson e Takeyama (2003) e Coelho (2006), utilizaram o método de árvore de regressão (*regression tree*) para obter os clubes de países. Esse método identifica subgrupos de países que obedecem a um mesmo modelo linear de crescimento, e suas estimações baseiam-se nas variáveis de controle utilizadas nas equações de crescimento. Outra opção seria a análise de *cluster*, utilizando-se de medidas de similaridade (como a distância euclidiana), com o objetivo de que os países pertencentes a um mesmo clube sejam os mais parecidos entre si com respeito às variáveis que foram medidas e os países de clubes diferentes tenham a máxima dissimilaridade possível em relação às mesmas variáveis. O procedimento utilizado para formação de clubes neste trabalho foi a análise de *cluster* e será detalhado adiante.

2.3.1 Dados

Para investigarmos o processo de convergência de renda na América Latina e Leste Asiático, utilizamos algumas bases de dados. Uma delas é a versão 6.2 da Penn-World Table (PWT)⁹. A PWT é uma base de dados internacional que contém informações sobre 24 variáveis para um grupo de 188 países. Para alguns desses países, é possível encontrarmos informações para o período de 1950 a 2004.

A base de dados PWT oferece uma vantagem em relação às demais, já que seus dados de produto, investimento e demais informações das contas nacionais de cada país

⁹ Os dados completos da PWT versão 6.2 podem ser encontrados em: pwt.econ.upenn.edu/.

são calculados a preços internacionais (conceito de paridade de poder de compra), de forma a corrigir as possíveis diferenças que existem entre os custos de vida das economias em questão. Dessa forma, é possível compararmos dados reais de quantidade de quaisquer países entre si e ao longo do tempo. Para essa última versão da PWT, o ano base é 2000 para qualquer dado a preços constantes.

Algumas informações foram diretamente retiradas da PWT, como dados de população total de cada país, PIB real por trabalhador, investimento como uma porcentagem do PIB real (taxa de investimento), um índice que mede o grau de abertura de uma economia (definido como a soma de exportações e importações dividida pelo PIB, tudo a preços constantes) e a participação do governo como uma porcentagem do PIB real. A partir desses dados, foram obtidos outros por meio de simples operações. Com os dados de população total e PIB real *per capita* calculamos o PIB real total. Com o PIB real total calculado e o PIB real por trabalhadores, obtivemos o número de trabalhadores da economia de cada país e também sua taxa de crescimento anual. Também obtivemos a taxa de crescimento do PIB real por trabalhador, que é a variável dependente de nosso modelo. A taxa de investimento, o grau de abertura da economia, a taxa de crescimento dos trabalhadores, a participação do governo e o nível inicial do PIB por trabalhador são usados como variáveis independentes ou explicativas, e entram somente seus valores iniciais a cada quinquênio.

Os dados acima foram selecionados para 28 países. Dentre os países latino-americanos, foram escolhidos Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, Equador, El Salvador, Guatemala, Honduras, Jamaica, México, Nicarágua, Panamá, Paraguai, Peru, República Dominicana, Uruguai e Venezuela. Da região do Leste Asiático, trabalhamos com Cingapura, Filipinas, Hong Kong, Indonésia, Japão, Malásia, República da Coreia, Tailândia e Taiwan.

O período analisado será de 1960 a 2000, uma vez que países como Hong Kong, Indonésia e Cingapura somente apresentam dados a partir de 1960. Dados de taxa de crescimento em 1960 para esse países foram obtidos por meio de extrapolação da taxa de crescimento média entre 1961-00. Além disso, o término do período de análise em 2000 é justificado pelo fato de a maioria dos países terem suas séries até 2003, e isso faria com que não tivéssemos um último período de cinco anos para as estimações. Ademais, Taiwan apresenta dados de PIB por trabalhador até 1998, que já tiveram de ser extrapolados pela média de crescimento do período até o ano de 2000. Por fim, Haiti

não foi considerado porque todas as suas séries iniciam em 1970, assim como também a China devido a muitos dados faltantes para variáveis de controle importantes.

Utilizou-se também a base de dados elaborada por Barro e Lee (2000)¹⁰. Essa base fornece dados relacionados ao nível de escolaridade da população para mais de 120 países. Nessa base, foram obtidos os anos médios de escolaridade da população total acima de 25 anos para todos os países em intervalos de cinco anos entre 1960 e 2000 (série quinquenal). Essa variável entra na equação (2) como uma variável de controle. Outra variável de controle foi obtida na base Barro e Lee (1997)¹¹. Essa base fornece informações a respeito da qualidade da educação nos diferentes países de 1960 a 1990, dados quinquenais. Obtivemos a variável relação aluno-professor na escola primária, que foi extrapolada para o ano seguinte (1995) aplicando-se a taxa de crescimento média entre 1960-90.

A taxa de nascimentos (por 1000 habitantes) foi obtida na Divisão de Estatísticas das Nações Unidas. Porém, essa variável não continha dados para Taiwan. Dados anuais foram obtidos para Taiwan entre 1976 e 2000 por meio do *Statistical Yearbook of the Republic of China 2005*¹². Obtivemos os dados entre 1960-1975 extrapolando a taxa anual de crescimento média no período 1976-00.

Inúmeras variáveis de controle foram utilizadas na literatura de crescimento e convergência até hoje, principalmente devido ao fato de que a teoria econômica não deixa explícita quais variáveis determinam o crescimento de longo prazo de uma economia. De acordo com tabela informativa disponível em Durlauf, Johnson e Temple (2004), são mais de 140 variáveis analisadas em estudos de vários autores desde 1985. Nesta pesquisa foram utilizadas as variáveis mais amplamente estudadas por autores reconhecidos, como Barro e Lee (1994), considerando-se a disponibilidade de dados para o período e a amostra de países analisados.

A seguir a Tabela 2.1 faz um resumo com todas as variáveis (dependente e explicativas/de controle) utilizadas nesse trabalho para analisar a hipótese de convergência de renda entre 1960 e 2000 para a amostra de 28 países latino-americanos e do leste asiático:

¹⁰ Pode ser encontrada em: <http://www.cid.harvard.edu/ciddata/ciddata.html>

¹¹ Pode ser encontrada em: <http://www.worldbank.org/>

¹² Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics. Executive Yuan, Republic of China (Taiwan), October 2006.

TABELA 2.1 - VARIÁVEIS DO MODELO

Variável	Mnemônico	Periodicidade	Unidade	Fonte
Taxa de Crescimento do PIB real por trabalhador (variável dependente)	GY	Anual (1960-2000)	Dólar Americano Ajustado por Poder de Paridade de Compra (PPC) - %	Construção do autor a partir de dados da Penn World Table (PWT) versão 6.2 - ano base 2000
PIB real por trabalhador (em nível)	Y	Anual (1960-2000)	Dólar Americano Ajustado por Poder de Paridade de Compra (PPC)	Penn World Table (PWT) versão 6.2 - ano base 2000
Taxa de Crescimento dos Trabalhadores	GRWORK	Anual (1960-2000)	%	Construção do autor a partir de dados da Penn World Table (PWT) versão 6.2 - ano base 2000
Grau de Abertura da Economia	OPEN	Anual (1960-2000)	índice - sem unidade	Penn World Table (PWT) versão 6.2 - ano base 2000
Taxa de Investimento	INV	Anual (1960-2000)	% do PIB real	Penn World Table (PWT) versão 6.2 - ano base 2000
Participação do Governo	GOV	Anual (1960-2000)	% do PIB real	Penn World Table (PWT) versão 6.2 - ano base 2000
Anos médios de estudo para população acima de 25 anos	H	Quinquenal (1960 a 2000)	anos de estudo	Barro e Lee (2000)
Relação aluno-professor na escola primária	RAP	Quinquenal (1960 a 1990) dados para 1995 extrapolados pelo autor	alunos por professor	Barro e Lee (1997)
Taxa de Nascimentos	BIRTH	Anual (1960-2000)	por 1000 habitantes	Nações Unidas e <i>Statistical Yearbook of the Republic of China 2005</i> (dados de Taiwan)

2.4 ANÁLISE DE AGRUPAMENTOS (*CLUSTERS*)

A análise de agrupamentos é um método estatístico multivariado que se inicia com um conjunto de dados contendo informações sobre uma amostra de elementos e que tem o objetivo de dividir esses elementos em grupos relativamente homogêneos, formados por entidades similares entre si com respeito às variáveis medidas. Além disso, elementos pertencentes a grupos diferentes devem ser heterogêneos considerando-se as mesmas variáveis.

Um conjunto de dados contém p variáveis (ou características) para cada um de seus n elementos e pode ser visualizado em uma matriz $n \times p$, em que as linhas correspondem aos elementos e as colunas correspondem às diferentes variáveis medidas, conforme indica a matriz X abaixo:

$$X = \begin{matrix} & \text{p variáveis} \\ \begin{matrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1p} \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2p} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ x_{n1} & x_{n2} & \cdots & x_{np} \end{matrix} & \text{n elementos} \end{matrix}$$

De acordo com Aldenderfer e Blashfield (1984), cinco passos básicos caracterizam todo tipo de análise de agrupamentos:

1. Seleção de uma amostra para ser agrupada.
2. Definição das variáveis utilizadas para o procedimento de agrupamento.
3. Computação da medida de similaridade entre os elementos.
4. Utilização de uma metodologia específica de análise de *cluster* para obtenção dos clubes de elementos similares entre si e não similares com elementos pertencentes a outros clubes.
5. Interpretação e validação da solução resultante do agrupamento.

2.4.1 Seleção de Variáveis

Ao analisarmos a hipótese de convergência que melhor descreve o movimento da renda por trabalhador entre 1960 e 2000 nos 28 países de nossa amostra,

necessitamos agrupá-los para testarmos a hipótese de convergência clube. Os países, portanto, correspondem aos elementos do nosso conjunto de dados ($n = 28$).

Dentre as nove variáveis do modelo explicitadas em tabela anterior, 6 foram selecionadas para que pudéssemos proceder com a obtenção dos clubes. A seleção das variáveis foi concretizada com base em discussão teórica realizada por Azariadis (1996), em que o autor trata com detalhes das causas potenciais de armadilhas de pobreza em países em desenvolvimento e da dificuldade em escapar dessa situação. Desse modo, as 6 variáveis selecionadas foram: PIB real por trabalhador (em nível), Grau de abertura da economia, Taxa de investimento, Participação do governo, Anos médios de estudo para população acima de 25 anos e Taxa de nascimentos ($p = 6$).

Portanto, com os 28 países e com as 6 variáveis selecionadas para o ano de 1960 (representando as condições iniciais) dispostas no formato da matriz X acima, o nosso conjunto de dados está pronto para ser utilizado como *input* em qualquer algoritmo para análise de agrupamentos. É importante ressaltar que a inclusão de variáveis que não são relevantes (“*trash variables*”) para determinar os clubes pode resultar em agrupamentos espúrios, conforme apontado por Kauffman e Rousseeuw (1990).

2.4.2 Medida de Similaridade

A comparação entre os elementos de um conjunto de dados requer a escolha de uma medida matemática que possibilite o cálculo de distâncias entre vetores e o posterior agrupamento dos elementos que possuam maior similaridade. Neste trabalho, utiliza-se como métrica a distância Euclidiana, por sua grande popularidade e por esta ser a medida de similaridade utilizada por Mingoti e Lima (2006) em um estudo comparando a eficiência de diferentes algoritmos de agrupamento.

Utilizando-se a notação proposta por Mingoti (2005), a distância Euclidiana entre dois elementos X_l e X_k , $l \neq k$, é definida por:

$$d(X_l, X_k) = [(X_l - X_k)'(X_l - X_k)]^{1/2} = \left[\sum_{i=1}^p (X_{il} - X_{ik})^2 \right]^{1/2} \quad (3)$$

Observa-se, portanto, que cada par de elementos é comparado em relação a todas as variáveis disponíveis no conjunto de dados. Quanto maior a distância calculada, menor a similaridade entre os elementos.

A distância Euclidiana satisfaz as seguintes propriedades matemáticas de uma medida de similaridade (Aldenderfer e Blashfield, 1984):

D1. *Simetria*: dados dois elementos x e y , a distância d entre eles satisfaz a expressão $d(x, y) = d(y, x) \geq 0$.

D2. *Desigualdade Triangular*: dados três elementos x , y e z , as distâncias entre eles satisfaz a expressão $d(x, y) \leq d(x, z) + d(z, y)$.

D3. *Distinção de não-idênticos*: dados dois elementos x e y , se $d(x, y) \neq 0$, então $x \neq y$.

D4. *Não distinção de idênticos*: para dois elementos idênticos x e x' , tem-se que $d(x, x') = 0$.

2.4.3 Padronização das Variáveis

Cada uma das 6 variáveis selecionadas para a análise de agrupamentos possui unidades de medida e dispersões diferentes entre si. Portanto, se uma determinada variável possui maior variância, isso fará com que a ela seja atribuído um peso maior no cálculo da distância Euclidiana, podendo gerar distorções no resultado final de semelhança. Para que isso não ocorra e para que todas as variáveis tenham o mesmo peso relativo, recomenda-se a sua padronização de forma que todas apresentem a mesma média e variância antes que sejam calculadas as distâncias entre cada par de elementos do conjunto de dados (Everitt, 1980).

A padronização utilizada aqui é a seguinte:

$$z_{if} = \frac{x_{if} - m_f}{dp_f} \quad (4)$$

Em que z_{if} é a f -ésima variável padronizada para o elemento i , x_{if} é a variável f medida no elemento i , m_f é a média da variável f e dp_f é o desvio padrão da variável f . Por construção, z_{if} apresenta média zero e desvio padrão igual a 1 (um).

2.4.4 Técnicas Aglomerativas

Na última década, a quantidade de estudos envolvendo algum tipo de análise de *cluster* tem crescido de forma acelerada. Em pesquisa realizada por Kettnering (2006), as publicações a respeito de formação de conglomerados dobraram entre 1995 e 2003.

Entre os campos com maior concentração de aplicações desse tipo de análise estão a agronomia e diversas áreas da biologia.

As técnicas para obtenção de *clusters* são classificadas em hierárquicas e não-hierárquicas. Os métodos hierárquicos, segundo Aldenderfer e Blashfield (1984), são os mais frequentemente utilizados em análise de conglomerados. Na classificação hierárquica, cada um dos 28 países é inicialmente visto como um grupo isolado (*n clusters* de tamanho 1). A partir daí, é calculada a distância Euclidiana para cada par de países e os que apresentarem menor distância (os mais similares) são agrupados e passam a formar um novo grupo. O processo continua e a cada passo o número de conglomerados vai diminuindo, uma vez que novos grupos vão sendo formados por meio da ligação de grupos já existentes no estágio anterior. O procedimento cessa quando todos os países passam a formar um único grupo, que apresenta a máxima dispersão interna possível.

As técnicas não-hierárquicas (ou de particionamento) são métodos iterativos em que os *n* elementos de um conjunto de dados são aglomerados em um número pré-estabelecido de grupos (*k*). Para que isso aconteça, o algoritmo procede com uma otimização e os *n* elementos são agrupados em *k clusters*, de forma a minimizar a dispersão interna de cada grupo. Um problema com esse tipo de técnica é que, como o número de grupos (*k*) é determinado *a priori* pelo pesquisador de maneira subjetiva, o método constrói uma partição para o número de *clusters* desejado mesmo que essa não seja a “partição natural” dos elementos (Kauffman e Rousseeuw, 1990).

Uma grande vantagem da técnica hierárquica em relação aos métodos não-hierárquicos é que o histórico de agrupamento pode ser representado em um diagrama bi-dimensional chamado na literatura de diagrama de árvore ou dendograma. Os métodos de particionamento não apresentam recurso gráfico, uma vez que elementos colocados inicialmente juntos não necessariamente terminarão no mesmo grupo ao final do processo iterativo de otimização.

O diagrama de árvore, em sua escala vertical, indica o nível de similaridade do agrupamento (distância Euclidiana), enquanto que no eixo horizontal são mostrados todos os países em uma ordem que está relacionada ao processo de formação dos grupos. Esse diagrama permite uma visualização completa do grau de semelhança existente entre os *n* elementos do conjunto de dados, além de ser bastante eficiente para auxiliar o pesquisador na escolha do número de *clusters* mais condizente com seus objetivos e com sua base de dados. Se, durante o agrupamento, o diagrama mostrar

algum ponto de “salto” em relação ao nível de distância (nível de fusão), então esse é o patamar ideal para a determinação do número de grupos (Mingoti, 2005).

Existem vários métodos aglomerativos hierárquicos. Neste trabalho utilizou-se o método de Ward, também conhecido como método da Mínima Variância. Esse método calcula a soma dos erros quadráticos dentro de cada *cluster* em cada estágio do algoritmo, e são agrupados os *clusters* que resultam em um incremento mínimo na soma dos erros quadrados total considerando-se a situação antes e depois do agrupamento.

A escolha desse método baseou-se fortemente no trabalho de Mingoti e Lima (2006), que por meio de simulação de Monte Carlo, compararam simultaneamente técnicas hierárquicas e não-hierárquicas de agrupamento. Dois critérios foram considerados para avaliar as diferentes técnicas: a porcentagem média de classificação correta comparando-se os dados simulados com a verdadeira população (*recovery rate*) e a dispersão interna final dos *clusters*. Foram gerados dados com diferentes estruturas de correlação e contaminação por *outliers*.

Os resultados apontam para o fato de que diferentes estruturas de correlação entre as variáveis não são relevantes para afetar o desempenho dos diferentes algoritmos de agrupamento que foram testados, incluindo o método de Ward. Além disso, foi analisada também a sensibilidade dos mesmos algoritmos à presença de 10%, 20% e 40% de *outliers* na amostra. O método de Ward foi o que apresentou a maior estabilidade aos três níveis de contaminação para o critério de *recovery rate*, com resultados semelhantes aos outros métodos hierárquicos, mas com desempenho superior ao método não-hierárquico (de particionamento) chamado *k-means*. Com relação ao critério da dispersão interna final dos clubes, o método de Ward se destacou por ser a técnica hierárquica com melhores resultados (menor dispersão) para os três casos e também com resultado superior ao *k-means*.

2.4.5 Presença de *Outliers* e Análise de Correlação nas variáveis

A existência de *outliers* foi detectada com base no teste de Grubbs (1969). Este teste é realizado por um *software* chamado GraphPad¹³ e tem como objetivo identificar a presença de um dado discrepante em qualquer série de dados. O teste calcula a razão Z

¹³ Disponível em <http://www.graphpad.com>

como sendo a diferença absoluta entre o valor a ser testado e a média de todos os valores, dividido pelo desvio padrão total (dp):

$$Z = \frac{|m\u00e9dia - valor|}{dp} \quad (5)$$

Com base nos valores cr\u00edticos dispon\u00edveis, se o valor calculado de Z for maior que o valor cr\u00edtico da tabela para n=28, isso significa que o valor testado \u00e9 um dado discrepante na sua amostra. O teste mostrou que para as vari\u00e1veis PIB real por trabalhador (em n\u00edvel), Grau de abertura da economia, Participa\u00e7\u00e3o do governo e Anos m\u00e9dios de estudo para popula\u00e7\u00e3o acima de 25 anos, n\u00e3o h\u00e1 presen\u00e7a de dados discrepantes. Na vari\u00e1vel Taxa de investimentos, Cingapura foi classificada como um *outlier*, por apresentar uma taxa de investimento bastante elevada (45,56% do PIB). Na vari\u00e1vel Taxa de nascimentos, o Jap\u00e3o foi considerado um dado discrepante em rela\u00e7\u00e3o aos demais, por apresentar uma taxa de nascimento baixa de 17,6 por mil habitantes.

Portanto, dois pa\u00edses da amostra de 28 foram considerados *outliers*, o que representa uma contamina\u00e7\u00e3o de apenas 7,14% do total. Testes realizados por Mingoti e Lima (2006) para o caso de p=6 vari\u00e1veis e 10% de dados discrepantes, mostraram que o m\u00e9todo de Ward apresentou uma taxa m\u00e9dia de classifica\u00e7\u00e3o correta de 96,22% e uma dispersa interna final dos clubes de 0,1173 (disparado o melhor resultado entre as t\u00e9cnicas hier\u00e1rquicas testadas).

O coeficiente de correla\u00e7\u00e3o entre as seis vari\u00e1veis que utilizamos para obten\u00e7\u00e3o dos grupos \u00e9 mostrada a seguir na Tabela 2.2:

TABELA 2.2 – COEFICIENTE DE CORRELA\u00c7\u00c3O PARCIAL

	Y	OPEN	INV	GOV	H	BIRTH
Y	1,0000	-0,1698	0,3061	-0,1347	0,3058	-0,3547
OPEN	-0,1698	1,0000	0,3075	-0,4294	-0,1542	0,2004
INV	0,3061	0,3075	1,0000	-0,2394	0,3272	-0,2800
GOV	-0,1347	-0,4294	-0,2394	1,0000	0,0028	0,0056
H	0,3058	-0,1542	0,3272	0,0028	1,0000	-0,7972
BIRTH	-0,3547	0,2004	-0,2800	0,0056	-0,7972	1,0000

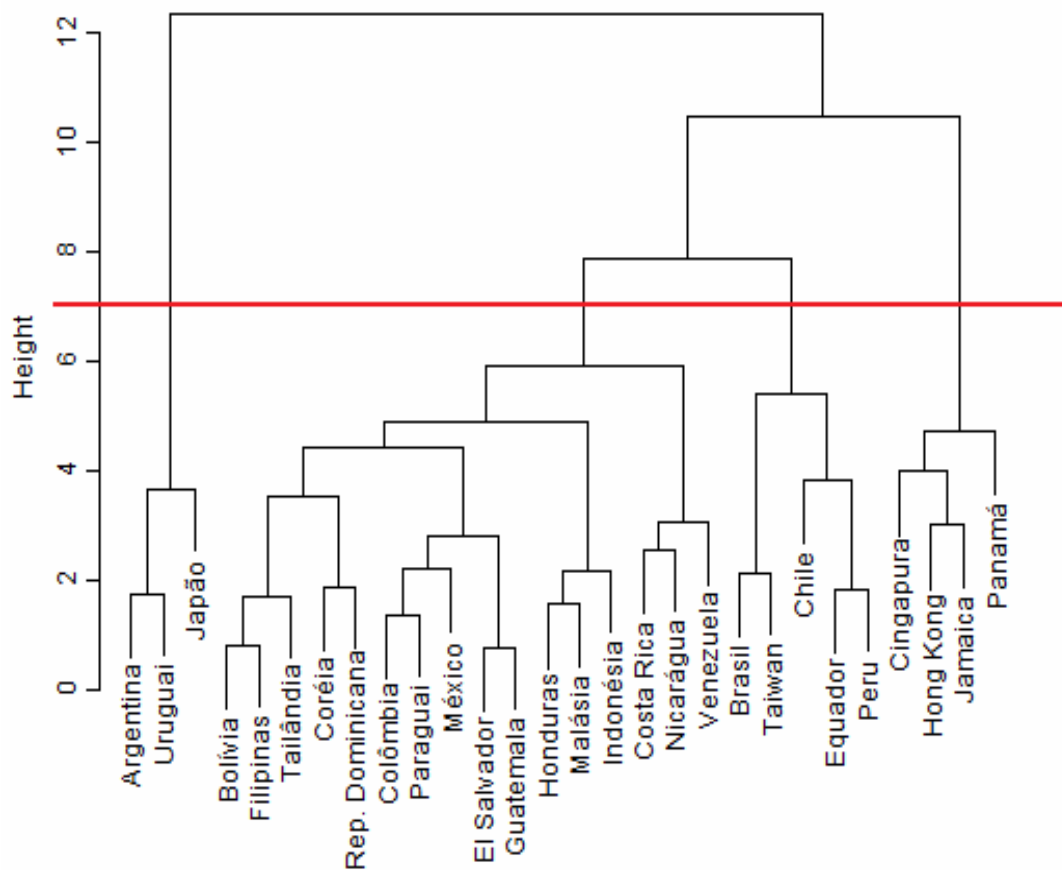
Y = PIB real por trabalhador; OPEN = grau de abertura da economia; INV = taxa de investimento; GOV = participa\u00e7\u00e3o do governo; H = anos m\u00e9dios de escolaridade da popula\u00e7\u00e3o acima de 25 anos e BIRTH = taxa de nascimentos.

Podemos observar que, de modo geral, as variáveis apresentaram uma estrutura de baixa correlação, com exceção da correlação moderada existente entre a taxa de nascimentos e os anos médios de escolaridade da população acima de 25 anos. Entretanto, de acordo com o trabalho de Mingoti e Lima (2006) já comentado anteriormente, a presença de variáveis correlacionadas (mesmo que em alto grau) não interfere na performance do método de Ward.

2.4.6 Clubes Formados

Os dados a respeito dos $n = 28$ países e das $p = 6$ variáveis, em formato idêntico ao da matriz X , foram introduzidos no programa S-PLUS versão 6.1. Em seguida, foi utilizada a técnica hierárquica aglomerativa (Método de Ward), considerando-se como medida de similaridade a distância Euclidiana aplicada às variáveis padronizadas. O resultado pode ser visualizado no diagrama de árvore:

FIGURA 2.1 – DIAGRAMA DE ÁRVORE



O coeficiente aglomerativo (CA) do procedimento foi de 0.826. Esse coeficiente descreve a força da estrutura de agrupamento que foi obtida com a análise de *cluster* realizada nos dados e pode variar entre 0 e 1. Verifica-se, portanto, que uma forte estrutura foi encontrada. O coeficiente aglomerativo, de acordo com Kauffman e Rousseeuw (1990), pode ser intuitivamente comparado ao coeficiente de determinação R^2 de uma regressão, indicando se a reta estimada pelo modelo está bem ajustada aos dados que se quer analisar.

Verifica-se, com base no diagrama de árvore acima, que na medida em que os grupos vão sendo formados e países são adicionados a um determinado clube já existente, há um aumento na distância Euclidiana e na dispersão interna daquele grupo. Quando, ao adicionar dois grupos pré-existentes, ocorre um pequeno incremento na medida de similaridade (eixo vertical), isso significa que os grupos são muito parecidos com relação às variáveis medidas. Porém, se grupos muito díspares com relação às mesmas variáveis são adicionados, há um grande aumento no nível de distância, e isso pode ser captado visualmente por meio da ocorrência de um “salto” no dendograma. Esse, portanto, seria o estágio indicado para determinar o número de clubes formados.

Com base nos objetivos e nas necessidades desse trabalho, bem como na presença de um “salto” no local (que elevou a distância de um patamar de aproximadamente 6 para 8), os grupos utilizados aqui foram obtidos com o corte da linha vermelha no diagrama de árvore. São eles:

TABELA 2.3 – CLUBES OBTIDOS

Clube 1	Clube 2	Clube 3	Clube 4
Argentina Japão Uruguai	Bolívia Colômbia Coréia Costa Rica El Salvador Filipinas Guatemala Honduras Indonésia Malásia México Nicarágua Paraguai Rep. Dominicana Tailândia Venezuela	Brasil Chile Equador Peru Taiwan	Cingapura Hong Kong Jamaica Panamá

2.5 RESULTADOS

Conforme dito anteriormente, a análise da hipótese de convergência que melhor descreve a dinâmica da renda por trabalhador na América Latina e no Leste Asiático entre 1960 e 2000 foi realizada em três etapas. Na primeira etapa, testamos a hipótese de convergência absoluta contra a hipótese de convergência condicional de renda, considerando-se que as condições iniciais sejam irrelevantes para a determinação do nível de renda de longo prazo das economias. Depois, admitimos que todos os países da amostra possuam as mesmas características estruturais, mas que apresentem diferentes condições iniciais, de forma a testarmos a hipótese de convergência absoluta contra a hipótese de convergência clube. Por fim, na terceira etapa, confrontamos as hipóteses de convergência condicional e clube, ao relaxarmos a suposição de características estruturais comuns entre os países.

2.5.1 Convergência Absoluta *versus* Convergência Condicional

Começamos a investigação testando a hipótese de convergência absoluta de renda, por meio da estimação em painel da equação (2), com a restrição de que $\beta_2 = 0$. Desse modo, temos a seguinte equação:

$$g_{yi\Delta t} = \frac{\log(y_{t_i} / y_{t_0i})}{\Delta t} = \beta_0 + \beta_1 \log(y_{t_0i}) + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

A equação (6) relaciona a taxa de crescimento da renda por trabalhador com o logaritmo da renda por trabalhador no início do período, controlando-se pelos efeitos específicos de país (α_i) e de tempo (μ_t). O resultado dessa regressão pode ser visualizado na Tabela 2.4.

Como podemos observar, o valor estimado negativo e significativo para o coeficiente na renda inicial fornece evidências a favor da hipótese de convergência absoluta de renda. Isso significa que, em média, os países mais pobres estão crescendo mais rapidamente que os países mais ricos.

TABELA 2.4 - Convergência Absoluta¹⁴

Variável Dependente: GY	
Variáveis Explicativas	Coefficientes Estimados
Constante	0,05777 (2,38)*
Log(Y ₀)	-0,01157 (-2,05)*
Observações	224
R ²	0,5314

Notas: Estatística t robusta entre parênteses

* significativo ao nível de 5%; ** significativo a 1%

GY = taxa de crescimento da renda por trabalhador

¹⁴ Foi realizado o teste de normalidade (*Shapiro-Wilk W test*) nos resíduos dessa regressão e a hipótese nula de normalidade não foi rejeitada. Além disso, dentre todas as *dummies* de ano incluídas no modelo para controlar efeitos específicos de tempo (μ_t), somente as *dummies* de 1980 e a de 1995 mostraram-se significantes ao nível de 1% e 5%, respectivamente. Ambas com efeitos negativos sobre o produto.

Um coeficiente estimado para o logaritmo da renda inicial igual a -0,01157 é responsável por uma taxa de convergência (velocidade de convergência) de 1,125% ao ano¹⁵. O tempo de meia-vida calculado nesse caso foi de aproximadamente 62 anos¹⁶, implicando em um processo de convergência bastante lento.

Para testarmos a ocorrência de convergência condicional de renda, acrescentamos na equação (6) acima um conjunto de variáveis explicativas ($Z_{i,t}$), também chamadas na literatura de crescimento de variáveis de controle, uma vez que sua função é controlar para o nível da renda por trabalhador do país i no seu estado estacionário. Com a inclusão desse grupo de variáveis (relaxamento da hipótese anterior de que $\beta_2 = 0$), foi estimada, portanto, a equação (2) em sua forma original.

Os resultados apresentados na Tabela 2.5 mostram que o coeficiente estimado da renda inicial manteve-se negativo e estatisticamente diferente de zero, mas agora ao nível de significância de 1%. Além disso, o processo de convergência de renda se dá mais rapidamente, pois em valor absoluto o coeficiente estimado é três vezes maior que o coeficiente estimado na regressão de convergência absoluta. A velocidade de convergência sobe para 3,225% ao ano, com um tempo de meia-vida de aproximadamente 21,5 anos.

A inclusão das variáveis de controle foi responsável pelo aumento do poder de explicação do modelo como um todo, medido pelo coeficiente de determinação R^2 , que passou de 0,5314 na regressão de convergência absoluta para 0,5749 na regressão de convergência condicional.

¹⁵ A velocidade de convergência foi obtida por meio da seguinte fórmula: $b = -\frac{(1 - e^{-\lambda\Delta t})}{\Delta t}$, em que b é o coeficiente estimado para a variável do logaritmo da renda inicial; λ é a velocidade de convergência e Δt é o intervalo de tempo utilizado nas observações. Com uso de manipulação algébrica, pode-se calcular diretamente a velocidade de convergência através da equação: $\lambda = -\frac{\ln(1 + b\Delta t)}{\Delta t}$.

¹⁶ A velocidade de convergência (λ) pode ser mais bem compreendida com a ajuda do conceito de meia-vida. A meia-vida mede o tempo necessário para que as desigualdades da renda por trabalhador entre os países da amostra sejam reduzidas pela metade. O cálculo do tempo de meia-vida é dado por: $\ln(2)/\lambda$.

TABELA 2.5 - Convergência Condicional¹⁷

Variável Dependente: GY	
Variáveis Explicativas	Coefficientes Estimados
Constante	0,17052 (5,04)**
Log(Y ₀)	-0,03499 (-4,56)**
BIRTH	-0,00018 (-0,88)
GRWORK	-0,12982 (-1,17)
H	0,0004 (0,33)
GOV	-0,00047 (-2,60)*
INV	0,00015 (1,05)
OPEN	0,00007 (2,01)*
RAP	-0,00015 (-1,05)
Observações	224
R ²	0,5749

Notas: Estatística t robusta entre parênteses

* significativo ao nível de 5%; ** significativo a 1%

GY = taxa de crescimento da renda por trabalhador

Todas as variáveis apresentaram os sinais esperados para os coeficientes estimados. A variável GOV (gastos do governo) apresentou coeficiente estimado negativo e significativo ao nível de 5%, indicando um efeito conhecido na literatura macroeconômica como *crowding out*. O efeito *crowding out* ocorre quando, ao aumentar a despesa pública, o governo incentiva o aumento dos preços na economia, originando uma maior procura por moeda e, dessa forma, contribuindo para o aumento das taxas de juros. Como os juros representam o custo do investidor, há uma redução no investimento privado. Levine e Renelt (1992), também encontraram um coeficiente estimado negativo para essa variável.

Além da variável de gastos do governo, a outra variável que se mostrou estatisticamente diferente de zero foi o índice que mede o grau de abertura da economia (OPEN), com efeito positivo sobre a taxa de crescimento da renda por trabalhador de

¹⁷ Foi realizado o teste de normalidade (*Shapiro-Wilk W test*) nos resíduos dessa regressão e a hipótese nula de normalidade não foi rejeitada. Também foi feito o teste de Ramsey (*RESET test*) para verificar a existência de variáveis omissas no modelo e o teste não rejeita a hipótese nula de que o modelo não possui variáveis omissas que sejam correlacionadas com os resíduos. Dentre todas as *dummies* de ano incluídas no modelo, somente a *dummy* de 1980 mostrou-se significativa ao nível de 5%, com efeito negativo sobre o produto.

longo prazo das economias. O processo de liberalização de uma economia geralmente é associado a um aumento de sua produtividade, estimulando o mercado interno a produzir mercadorias com maior eficiência na utilização dos recursos, de forma a favorecer o aumento dos salários e contribuindo para o aumento da renda.

Portanto, o fato de o coeficiente na renda inicial ser significativo ao nível de 1% e maior, em valor absoluto, na equação de convergência condicional, associado à relevância estatística e teórica de algumas das variáveis de controle, demonstra a superioridade da hipótese de convergência condicional sobre a hipótese de convergência absoluta. Isso significa que as economias estão convergindo para seus próprios estados estacionários, e que economias mais distantes do equilíbrio crescem a uma taxa maior.

2.5.2 Convergência Absoluta *versus* Convergência Clube

Nessa etapa de nossa investigação, dado que já estimamos na seção anterior a regressão relativa à hipótese de convergência absoluta de renda, e também já temos determinados os quatro clubes de países (por meio da análise de *cluster* realizada no capítulo 2.4), podemos agora estimar a seguinte versão da equação (6):

$$g_{yi\Delta t} = \frac{\log(y_{ti} / y_{t0i})}{\Delta t} = \sum_{j=1}^4 \beta_{0j} \cdot D_{ij} + \left(\sum_{j=1}^4 \beta_{1j} \cdot D_{ij} \right) \log(y_{t0i}) + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$D_{ij} = 1$ se o país i pertencer ao clube j , para $j = 1, 2, 3, 4$.

Conforme podemos observar, ao estimarmos a equação (7) descrita acima, estamos abrindo a possibilidade para que cada um dos clubes de países possa ser descrito por um modelo linear distinto, ou seja, para cada grupo foi estimado um coeficiente específico de intercepto β_{0j} e de inclinação β_{1j} . Desse modo, cada clube pode apresentar um comportamento diferente no que diz respeito ao impacto da renda inicial sobre a taxa de crescimento da renda por trabalhador no período analisado. A Tabela 2.6 exhibe os resultados para essa regressão:

TABELA 2.6 - Convergência Absoluta versus Clube¹⁸

Variável Dependente: GY	
Variáveis Explicativas	Coefficientes Estimados
D1*Constante	0,09657 (1,59)
D2*Constante	0,04612 (3,55)**
D3*Constante	0,05012 (1,21)
D4*Constante	-0,03091 (-0,95)
D1*Log(Y ₀)	-0,01975 (-1,43)
D2*Log(Y ₀)	-0,00940 (-2,82)**
D3*Log(Y ₀)	-0,00951 (-0,92)
D4*Log(Y ₀)	0,01024 (1,33)
Observações	224
R ²	0,4458

Notas: Estatística t robusta entre parênteses

* significativa ao nível de 5%; ** significativa a 1%

GY = taxa de crescimento da renda por trabalhador

D_j, para j=1,2,3,4 são as *dummies* relativas a cada clube

Verificamos que somente os coeficientes estimados para o clube dois mostraram-se significativos nesse caso, enquanto que para os demais clubes os coeficientes são estatisticamente iguais a zero. Com isso, podemos afirmar que o clube dois segue um modelo distinto dos demais clubes analisados, e os países pertencentes a esse clube apresentam características estruturais e condições iniciais homogêneas e estão convergindo para um único estado estacionário (zona de atração). Quanto aos clubes um, três e quatro, apesar de possuírem condições iniciais e taxas de crescimento da renda diferentes entre si, esses clubes compartilham um modelo linear comum em que não há um processo de convergência em andamento.

¹⁸ Foi realizado o teste de normalidade (*Shapiro-Wilk W test*) nos resíduos dessa regressão e a hipótese nula de normalidade não foi rejeitada. Dentre todas as *dummies* de ano incluídas no modelo para controlar efeitos específicos de tempo (μ_t), somente as *dummies* de 1980 e a de 1995 mostraram-se significantes (ao nível de 1%). Ambas com efeitos negativos sobre o produto.

Assim sendo, a análise exclusiva dessa regressão (7) não nos permite atestar de modo definitivo que a hipótese de convergência clube é a mais adequada para descrever o movimento das rendas por trabalhador para os países da América Latina e Leste Asiático entre 1960 e 2000.

2.5.3 Convergência Condicional *versus* Convergência Clube

Até agora, quando testamos as hipóteses de convergência absoluta e condicional, encontramos evidências a favor da rejeição da hipótese de convergência absoluta de renda, devido à importância das variáveis de controle na regressão de crescimento para modelar as características estruturais heterogêneas dos países analisados. Além disso, vimos também que as condições iniciais são relevantes tanto para a formação dos clubes de países quanto para a evolução de suas rendas ao longo do tempo, mas não obtivemos uma resposta conclusiva quando confrontamos as hipóteses de convergência absoluta e convergência clube, uma vez que os clubes um, três e quatro não apresentaram indícios de convergência de renda no período. Desse modo, resta-nos indagar a respeito de qual das hipóteses de convergência – condicional ou clube – melhor descreve o movimento da renda por trabalhador para os países da amostra no período. Para isso, estimamos a regressão (8), que é uma versão da equação (2):

$$g_{yi\Delta t} = \frac{\log(y_{ti} / y_{t_0i})}{\Delta t} = \sum_{j=1}^4 \beta_{0j} \cdot D_{ij} + \left(\sum_{j=1}^4 \beta_{1j} \cdot D_{ij} \right) \log(y_{t_0i}) + \left(\sum_{j=1}^4 \beta_{2j} \cdot D_{ij} \right) Z_{i,t} + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

$D_{ij} = 1$ se o país i pertencer ao clube j , para $j = 1, 2, 3, 4$.

$Z_{i,t}$ = conjunto de variáveis de controle do país i no período t .

Na Tabela 2.7 exposta a seguir, constatamos a importância das condições iniciais para a dinâmica de longo prazo da renda por trabalhador, visto que as *dummies* de intercepto e a maioria dos coeficientes nas variáveis interativas foram significativos. Os coeficientes na renda inicial são negativos e significantes ao nível de 1% para todos os clubes de países, mostrando que ocorre convergência dentro de cada um dos grupos analisados. Por conseguinte, cada um dos quatro clubes formados exibe um modelo linear distinto dos demais, caracterizado internamente por países que possuem mesmos parâmetros e mesmas condições iniciais.

Para o clube um, as variáveis relevantes para explicar a taxa de crescimento da renda por trabalhador, além da renda inicial no período, foram os anos médios de escolaridade (capital humano – H) e a relação aluno/professor (RAP), que foi uma *proxy* utilizada para modelar a qualidade da educação. As demais variáveis não se mostraram estatisticamente significantes. No clube dois, as variáveis BIRTH, OPEN e RAP foram as mais importantes para a evolução da taxa de crescimento da renda, exibindo todas elas nível de significância de 1%. Para o clube três, BIRTH, RAP e GRWORK apresentaram-se estatisticamente diferentes de zero, enquanto as demais variáveis de controle não foram significantes. Por fim, no clube quatro, as variáveis com maior influência no crescimento de longo prazo do produto foram BIRTH, GOV e OPEN. Ademais, é importante observar que todos os coeficientes estimados que se mostraram estatisticamente significantes apresentaram os sinais esperados.

Assim sendo, verificamos que duas variáveis de controle – BIRTH e RAP – tiveram maior destaque para explicar a taxa de crescimento da renda por trabalhador nos clubes estudados. A significância estatística da variável RAP nos clubes um, dois e três demonstra a grande importância da melhoria na qualidade da educação para o desenvolvimento dos países pertencentes a esses clubes. Além disso, os coeficientes estimados na variável BIRTH foram negativos e significativos para os clubes dois, três e quatro, evidenciando a relevância de políticas informativas e de controle populacional para o maior crescimento da renda por trabalhador nesses países.

Consideramos que os resultados obtidos nessa seção apontam para a grande importância tanto das condições iniciais quanto das características estruturais na determinação da renda por trabalhador de longo prazo das economias e constituem, por conseguinte, uma evidência a favor da hipótese de convergência clube de renda. Dessa forma, fica caracterizada a existência de múltiplos equilíbrios estáveis, uma vez que há um estado estacionário para cada clube de convergência.

TABELA 2.7 - Convergência Condicional versus Clube¹⁹

Variável Dependente: GY		
Variáveis Explicativas	Coefficientes Estimados	Estatística t
D1*Constante	0,38887	(3,87)**
D2*Constante	0,07966	(4,15)**

¹⁹ Foi realizado o teste de normalidade (*Shapiro-Wilk W test*) nos resíduos dessa regressão e a hipótese nula de normalidade não foi rejeitada. Dentre as *dummies* de ano incluídas no modelo para controlar efeitos específicos de tempo (μ_t), as *dummies* de 1980, 1985, 1990 e 1995 mostraram-se significantes (todas ao nível de 1%). Todas com efeitos negativos sobre o produto.

D3*Constante	0,22422	(5,73)**
D4*Constante	0,29955	(4,11)**
D1*Log(Y ₀)	-0,08975	(-4,61)**
D2*Log(Y ₀)	-0,01081	(-2,77)**
D3*Log(Y ₀)	-0,03675	(-4,23)**
D4*Log(Y ₀)	-0,05315	(-2,64)**
D1*BIRTH	-0,00027	(-0,47)
D1*H	0,00988	(5,14)**
D1*GOV	-0,00064	(-1,01)
D1*INV	-0,00017	(-0,42)
D1*OPEN	0,00015	(0,54)
D1*RAP	-0,00143	(-2,47)*
D1*GRWORK	0,12536	(0,38)
D2*BIRTH	-0,00082	(-4,23)**
D2*H	0,00054	(0,79)
D2*GOV	-0,00023	(-1,63)
D2*INV	0,00003	(0,30)
D2*OPEN	0,00008	(2,93)**
D2*RAP	-0,00022	(-2,61)**
D2*GRWORK	-0,03895	(-0,25)
D3*BIRTH	-0,00088	(-3,03)**
D3*H	-0,00029	(-0,20)
D3*GOV	-0,00009	(-0,48)
D3*INV	0,00023	(0,97)
D3*OPEN	0,00014	(1,51)
D3*RAP	-0,00052	(-2,14)*
D3*GRWORK	-0,62332	(-2,90)**
D4*BIRTH	-0,00120	(-4,34)**
D4*H	0,00014	(0,04)
D4*GOV	-0,00119	(-2,86)**
D4*INV	-0,00024	(-0,76)
D4*OPEN	0,00010	(2,37)*
D4*RAP	-0,00046	(-1,09)
D4*GRWORK	-0,15694	(-0,94)
Observações	224	
R ²	0,7035	

Notas: Estatística t robusta entre parênteses

* significativo ao nível de 5%; ** significativo a 1%

GY = taxa de crescimento da renda por trabalhador

D_j, para j=1,2,3,4 são as *dummies* relativas a cada clube

2.6 CONCLUSÃO

A importância das condições iniciais na dinâmica da renda de longo prazo das economias ainda é assunto de debates e estudos na literatura de crescimento e convergência. O presente artigo aborda essa questão, e investigamos qual a hipótese de convergência – absoluta, condicional ou clube – que melhor descreve o movimento das

rendas por trabalhador para os países da América Latina e Leste Asiático entre 1960 e 2000 utilizando-se a metodologia proposta por Johnson e Takeyama (2003).

A análise da hipótese de convergência foi realizada em três etapas. Na primeira etapa, testamos a hipótese de convergência absoluta contra a hipótese de convergência condicional de renda, considerando-se que as condições iniciais sejam irrelevantes para a determinação do nível de renda de longo prazo das economias. O fato de o coeficiente na renda inicial ser significativo ao nível de 1% e maior, em valor absoluto, na equação de convergência condicional, associado à relevância estatística e teórica de algumas das variáveis de controle, demonstrou a superioridade da hipótese de convergência condicional sobre a hipótese de convergência absoluta.

Em seguida, admitimos que todos os países da amostra possuam as mesmas características estruturais, mas que apresentem diferentes condições iniciais, de forma a testarmos a hipótese de convergência absoluta contra a hipótese de convergência clube. Nesse caso, não obtivemos uma resposta conclusiva, uma vez que três dos quatro clubes analisados não apresentaram indícios de convergência de renda no período. Finalmente, na terceira etapa, confrontamos as hipóteses de convergência condicional e clube, ao relaxarmos a suposição de características estruturais comuns entre os países.

Os resultados apontam para a relevância das características iniciais na definição da taxa de crescimento da renda de longo prazo dos países, ou seja, a hipótese de convergência clube prevaleceu sobre as demais e se mostrou a mais adequada para descrever a evolução da renda no período. Assim sendo, existe um diferencial permanente entre as rendas por trabalhador, refletindo países que se situam em bases de atração distintas, e implicando a ocorrência de múltiplos equilíbrios estáveis. Esse resultado, por sua vez, é compatível com as previsões da literatura de crescimento endógeno, em contraposição ao modelo teórico neoclássico de crescimento econômico.

2.7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALDENDERFER, M.; BLASHFIELD, R. **Cluster analysis**. Beverly-Hills, [Calif.]: Sage, c1984.

AZARIADIS, C. The economics of poverty traps, part one: complete markets. **Journal of Economic Growth**, v.1, n. 4, p.449-496, dec.1996.

BARRETO, F. A.; GONDIM, J. L. B.; CARVALHO, J. R. Condicionantes de clubes de convergência no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 37, n.1, p.71-100, Jan/Março 2007.

BARRO, R. Economic growth in a cross section of countries. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, Mass., v.106, n. 2, p. 407-443, may 1991.

BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic growth**, New York: McGraw-Hill, 1995. 539p.

BERNARD, A.; DURLAUF, S. **Interpreting tests of the convergence hypothesis**. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research, 1996. (Technical Working Paper Series, NBER, 159).

BIANCHI, M. Testing for convergence: evidence from non-parametric multimodality tests. **Journal of Applied Econometrics**, London, v.12, n.4, p.393-409, July/Aug.1997.

CASS, D. Optimum growth in an aggregative model of capital accumulation. **Review of Economics Studies**, Bristol, England, v. 32, n.3, p. 233-240, July 1965.

COELHO, R. L. Dois ensaios sobre a desigualdade de renda dos municípios brasileiros. 79f. 2006. Dissertação (Mestrado em Economia) - CEDEPLAR, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2006.

CRAVO, T.; SOUKIAZIS, E. O Capital Humano como fator condicionante para o processo de convergência entre os estados do Brasil. In: FÓRUM DO BANCO DO NORDESTE DO BRASIL (BNB), 2006. Disponível em: <<http://www.bnb.com.br/content/aplicacao/eventos/forumbnb2006/docs/o.pdf>>. Acesso em: 10/01/2008.

DOBSON, S.; RAMLOGAN, C. Economic growth and convergence in Latin America. **Journal of Development Studies**, London, v.38, n.6, p. 83-104, july/aug. 2002.

DOMAR, E. Capital expansion, rate of growth, and employment, **Econometrica**, Chicago, Ill., v. 14, n. 2, p. 137-147, apr. 1946.

DURLAUF, S.; JOHNSON, P. Multiple regimes and cross-country growth behavior. **Journal of Applied Econometrics**, London, v.10, n. 4, p.365-384, oct. 1995.

DURLAUF, S. N.; JOHNSON, P. A.; TEMPLE, J. R.W. **Growth econometrics**. Poughkeepsie: Vassar College Economics, 2004. 183p. (Working Paper, 61).

EASTERLY, W. **O espetáculo do crescimento**. Rio de Janeiro: Ediouro, 2004. cap. 2-3, p. 40-96.

EVERITT, B.; TURCHI, L. M. **Cluster analysis**. 2.ed. London: Gower Publishing, 1980.

FERREIRA, A. Evolução recente das rendas *per capita* estaduais no Brasil: o que a nova evidência mostra. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 27, n. 3, p.363-374, jul./set.1996.

FERREIRA, P. C.; ELLERY Jr., R. Convergência entre a renda *per capita* dos estados brasileiros. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v.16, n.1, p.83-104, 1996.

FERREIRA, A.; LANJOW, P.; NERI, Marcelo. A robust poverty profile for Brasil using multiple data sources. Rio de Janeiro: FGV, EPGE, 2001. (World Bank Research Papers).

FRIEDMAN, M. Do Old Fallacies Ever Die? **Journal of Economic Literature**, Nashville, Tenn., v.30, n. 4, p. 2129-2132, 1992.

GALOR, O. Convergence? Inferences from theoretical models. **Economic Journal**, New York, v.106, n. 437, p.1056-1069, feb.1996.

GOLLIN, Douglas. Getting income shares right. **Journal of Political Economy**, Chicago, Il., v. 110, n.2, p. 458-474, apr. 2002.

GONDIM, J. L. B.; BARRETO, F. A. O uso do núcleo estocástico para identificação de clubes de convergência entre estados e municípios brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32, 2004, João Pessoa (PB).

HARROD, R. An essay in dynamic theory. **The Economic Journal**, New York, v. 49, n.193, p. 14-33, 1939.

ISLAM, N. What have we learned from the convergence debate? **Journal of Economic Surveys**, Avon, England, v. 17, n. 3, july 2003.

JOHNSON, P.; TAKEYAMA, L. Convergence among the US States: absolute, conditional or club? Poughkeepsie: Department of Economics Vassar College, 2003. (Vassar College Economics Working Paper Series, 50).

KAUFMAN, L.; ROUSSEAW, P. **Finding groups in data: an introduction to cluster analysis**. New York: J. Wiley, 1990. 342p.

KARRAS, G. Economic integration and convergence: lessons from Asia, Europe and Latin America. **Journal of Economic Integration**, Seoul, v.12, n. 4, dec.1997.

KETTENRING, J. The practice of cluster analysis. **Journal of Classification**, New York, 23, n. 1, p. 3-30, june 2006.

KOOPMANS, T. On the concept of optimal economic growth. **The econometric approach to development planning**. Amsterdam: North Holland, 1965.

LAURINI, M.; ANDRADE, E.; PEREIRA, P. Clubes de convergência de renda para os municípios brasileiros: uma análise não-paramétrica. In: XXV ENCONTRO

BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 2003, Porto Seguro. Anais do XXV Encontro Brasileiro de Econometria. Rio de Janeiro : Sociedade Brasileira de Econometria, 2003.

LEVINE, R.; RENELT, D. A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. **American Economic Review**, Nashville, Tenn., v. 82, n. 4, p. 942-963, sept. 1992.

LUCAS, R. On the mechanics of economic development, **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v.22, n.1, p. 3-42, july 1988.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. A contribution to the empirics of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, Mass., v.107, n. 2, p.407-437, May 1992.

MELLO, M.; PERRELLI, R. Growth equations: a quantile regression exploration. **Quarterly Review of Economics and Finance**, Champaign, Ill., v. 43, n. 4, p. 643-667, autumn 2003.

MINGOTI, S.; LIMA, J. Comparing SOM neural network with Fuzzy c-means, K-means and traditional hierarchical clustering algorithms. **European Journal of Operational Research**, North-Holland, v. 174, n. 3, p. 1742–1759, 2006.

MINGOTI, S. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: UFMG, 2005.

MOSSI, M. B. et al. Growth dynamics and space in Brazil. **International Regional Science Review**, San Diego, CA, v. 26, n. 3, p. 396-418, july 2003.

NICKELL, S. J. Biases in dynamic models with fixed effects. **Econometrica**, Chicago, Ill.,v. 49, n. 6, p.1417-1426, nov. 1981.

NOORBAKSH, F. **International convergence or higher inequality in human development?** 2006. (UNU-WIDER, Research Paper, 2006/15).

QUAH, D. Empirical cross-section dynamics in economic growth. **European Economic Review**, North-Holland, v. 37, n. 2-3, p. 426-434, apr.1993.

QUAH, D. Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs. **Journal of Economic Growth**, Norwell, MA , v.2, n.1, p.27-59, mar.1997.

ROMER, P. Increasing returns and long run growth. **Journal of Political Economy**, Chicago, Ill. v. 94, n. 5, p.1002-1037, 1986.

ROMER, P. Endogenous technological changes. **Journal of Political Economy**, v. 98, n. 5, p. S71- S102, 1990.

SALA-I-MARTIN, X. The classical approach to convergence analysis. **Economic Journal**, New York, v.106, n. 437, p.1019-1036, july 1996.

SALA-I-MARTIN, X. I just run four million regressions. Cambridge: NBER, 1997. (NBER Working Paper, 6252).

SOLOW, ROBERT. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, Mass., v. 70, n.1, p. 65-94, feb.1956.

3. INVESTIGANDO A HIPÓTESE DE CONVERGÊNCIA NA AMÉRICA LATINA E NO LESTE ASIÁTICO: UMA ABORDAGEM DE REGRESSÃO QUANTÍLICA

RESUMO

Nesse artigo, avaliamos a hipótese de convergência de renda na América Latina e no Leste Asiático entre 1960 e 2000 por meio da utilização de regressões quantílicas para estimar as equações de crescimento. Essa abordagem permite visualizar como o efeito das variáveis de controle na taxa de crescimento do produto por trabalhador pode variar ao longo da distribuição de crescimento condicional. Os resultados mostram que o processo de convergência de renda é um fenômeno local, e não uma experiência global ao longo da distribuição condicional, ou seja, cada um dos quantis exibe uma dinâmica de crescimento do produto que é diferente dos demais.

Palavras-Chave: convergência de renda, regressão quantílica, dados em painel.

Classificação JEL: C14, C23, O47.

ABSTRACT

In this paper, we evaluate the income convergence hypothesis in Latin America and East Asia between 1960 and 2000 through the use of quantile regressions to estimate growth equations. This approach allows us to assess how the effect of policy variables on per worker income growth rate can vary over the conditional growth distribution. The results show that the income convergence process is a local phenomenon, and not a global experience along the conditional growth distribution, that is, each quantile exhibits an income growth behavior that is different from the rest.

Keywords: income convergence, quantile regression, panel data.

JEL Classification: C14, C23, O47.

3.1 INTRODUÇÃO

Parcela significativa dos trabalhos empíricos na área de crescimento econômico das duas últimas décadas analisa o comportamento da renda *per capita* para um grupo de países ou regiões em determinado período de tempo¹. Com essa finalidade, muitos estudos testam a hipótese de convergência, com o objetivo de avaliar se a previsão do modelo neoclássico de crescimento de Solow (1956) – considerando-se países com mesmas preferências e tecnologia, as economias mais pobres devem crescer a taxas mais elevadas do que as economias mais ricas, devido aos retornos marginais decrescentes do capital – é confirmada empiricamente ou não.

Tradicionalmente, a maneira de testar a hipótese de β convergência na literatura ocorre por meio da estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) de uma equação em que a variável dependente é a taxa média de crescimento da renda *per capita* (ou da renda por trabalhador) em determinado período e a variável explicativa (ou independente) é o nível inicial da renda. Se o coeficiente estimado dessa regressão é negativo e estatisticamente significativo, há evidência de convergência absoluta. Quando se acrescentam mais variáveis independentes para controlar as diferenças nos estados estacionários, nesse caso um coeficiente estimado negativo e significativo nos remeteria a um processo de convergência condicional de renda.

Entretanto, essa abordagem clássica de estimação e interpretação de equações de crescimento tem gerado discussões e provocado algumas críticas. De acordo com Friedman (1992), Quah (1993) e Bernard e Durlauf (1996), um coeficiente estimado negativo para a renda inicial não significa, necessariamente, que todas as economias estejam convergindo para o mesmo estado estacionário de longo prazo, sendo possível que algumas economias estejam convergindo enquanto outras não (possibilidade de existência de clubes de convergência). Esse problema é conhecido na literatura clássica de crescimento como “Falácia de Galton” e é consequência de uma regressão na média, que não consegue capturar de forma completa o que acontece ao longo da distribuição.

Outro problema apontado por autores como Mello e Novo (2002), Andrade *et al* (2002) e Canarella e Pollard (2004) refere-se ao fato de que a estimação tradicional por MQO, da forma como é convencionalmente especificada, assume que os coeficientes sejam os mesmos para todas as economias. Desse modo, o impacto de uma mudança em

¹ Desde o artigo seminal de Baumol (1986), testar a hipótese de convergência de renda tornou-se usual na agenda de pesquisa de estudiosos do crescimento.

uma determinada variável explicativa na taxa de crescimento da renda (variável dependente) deverá ser igual para todos os países analisados, o que é uma hipótese bastante fantasiosa. Por fim, a presença de dados discrepantes (conhecidos como *outliers*) nesse tipo de estimação pode gerar viés nos coeficientes.

Para superar as falhas mencionadas acima no que diz respeito às estimações de regressões de crescimento por meio do método de MQO, utilizamos os conceitos e ferramentas da regressão quantílica para verificar se ocorre ou não convergência nos diferentes níveis de renda entre os países da América Latina e Leste Asiático no período entre 1960 e 2000.

Com base nos resultados alcançados, podemos afirmar que o processo de convergência de renda é um fenômeno local, e não uma experiência global ao longo da distribuição condicional. Mais especificamente, constatamos que, dos nove quantis analisados nesse trabalho, três deles não mostraram evidências de convergência de renda no período, outros três apresentaram convergência absoluta, e os outros três restantes exibiram um processo de convergência condicional de renda por trabalhador.

As seções que se seguem, observado o objetivo do artigo, estão organizadas da seguinte forma. A seção 2 traz uma visão geral do comportamento da renda por trabalhador na América Latina e no Leste Asiático entre 1960 e 2000. A seção 3 faz uma revisão da literatura de testes da hipótese de convergência com a utilização de regressão quantílica. A seção 4 apresenta a estimação e propriedades da técnica de regressão quantílica, bem como a descrição dos dados utilizados. Na seção 5 são apresentados e discutidos os principais resultados, enquanto que as conclusões finais são expostas na seção 6.

3.2 DISPARIDADES REGIONAIS NA RENDA POR TRABALHADOR: UMA VISÃO GERAL NA AMÉRICA LATINA E NO LESTE ASIÁTICO

O desempenho econômico da América Latina tem se mostrado fraco nos últimos cinquenta anos. Comparando-se com o crescimento observado no Leste Asiático para o mesmo período, a performance dos países latino-americanos foi no mínimo frustrante. A Tabela 3.1 fornece os dados de PIB real por trabalhador (em dólares americanos ajustado por um índice agregado de poder de paridade de compra - PPC) para os anos de 1960 e 2000 e obtém qual foi o fator de crescimento nesse período para a amostra de 28 países, sendo 19 países latino-americanos e 9 países do leste asiático:

TABELA 3.1 - PIB real por trabalhador
(dólares americanos ajustados por PPC)

	País	1960	2000	2000/1960
América Latina	Argentina	19925	27980	1,40
	Bolívia	6118	7195	1,18
	Brasil	7703	15470	2,01
	Chile	15119	27995	1,85
	Colômbia	8836	14054	1,59
	Costa Rica	14696	20596	1,40
	El Salvador	9296	10992	1,18
	Equador	7086	11026	1,56
	Guatemala	7317	10609	1,45
	Honduras	4970	5976	1,20
	Jamaica	8513	9073	1,07
	México	12400	19621	1,58
	Nicarágua	13692	8801	0,64
	Panamá	7478	18798	2,51
	Paraguai	7154	13150	1,84
	Peru	9779	11108	1,14
	Rep. Dominicana	6731	15009	2,23
	Uruguai	15144	23855	1,58
	Venezuela	19532	17913	0,92
	Média Regional	10605	15222	1,49
Leste Asiático	Cingapura	12754	58750	4,61
	Coréia	4357	30621	7,03
	Filipinas	5447	9229	1,69
	Hong Kong	8601	50288	5,85
	Indonésia	2743	7800	2,84
	Japão	9486	44563	4,70
	Malásia	5209	26868	5,16
	Tailândia	2075	10876	5,24
	Taiwan	3878	44919	11,58
	Média Regional	6061	31546	5,41

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da PWT versão 6.2

Podemos observar que em 1960, a Argentina, Venezuela, Uruguai e Chile são, respectivamente, os quatro países com maior renda por trabalhador na amostra, com patamares bastante elevados em relação à média regional latino-americana e também em relação às economias do Leste Asiático. Nenhuma economia asiática possuía, em 1960, níveis nem ao menos próximos de renda por trabalhador apresentada pelos quatro países citados, sendo Cingapura e Japão os países com melhores desempenhos na região. Somente Honduras, dentre os países latino-americanos, apresentou renda por trabalhador inferior à média regional asiática em 1960, uma evidência que para esse ano o retrato latino-americano da renda por trabalhador era mais otimista do que o perfil apresentado pelas economias asiáticas.

No ano 2000, Argentina, Chile e Uruguai continuam sendo os países latino-americanos com maior nível de renda por trabalhador na região. A Venezuela, no entanto, apresentou um retrocesso nesse período, com sua renda por trabalhador em 2000 sendo somente 92% de sua renda em 1960. Outro caso de desempenho ainda mais catastrófico no período foi o da Nicarágua, onde a renda por trabalhador em 2000 foi somente 64% da renda apresentada em 1960. Os demais países da América Latina apresentaram um fator de crescimento modesto em suas rendas por trabalhador no período 1960-2000, com destaques para o Panamá, a República Dominicana e o Brasil.

A performance dos países do Leste Asiático mostrou-se impressionante, apresentando um fator médio de crescimento de mais de cinco vezes a renda observada em 1960. Com esse desempenho, os países asiáticos não só alcançaram os países latino-americanos ao longo desses quarenta anos, como abriram uma grande vantagem em relação a eles, sendo que a renda média por trabalhador no Leste Asiático em 2000 foi mais do que o dobro da média verificada para o grupo latino. Dentre os países asiáticos, o pior desempenho foi o das Filipinas com fator de crescimento de 1,69 no período, que foi acima da média regional latina de 1,49. Taiwan e Coréia apresentaram fatores de crescimento espetaculares, com 11,58 e 7,03 respectivamente. Além disso, com exceção das Filipinas, os demais países do Leste Asiático todos experimentaram fatores de crescimento superior ao observado no Panamá, que foi o melhor desempenho em toda a América Latina, seguido pela República Dominicana.

A Tabela 3.2 a seguir fornece informações a respeito da média anual de crescimento do PIB real por trabalhador (em dólares americanos ajustados por PPC) para cada década e também para todo o período entre 1960-2000:

**TABELA 3.2 - Média Anual de Crescimento do
PIB real por trabalhador
(dólares americanos ajustados por PPC)**

	País	1960-70	1970-80	1980-90	1990-00	1960-00
América Latina	Argentina	3,20%	1,35%	-2,17%	2,13%	1,15%
	Bolívia	1,52%	2,02%	-2,57%	1,03%	0,51%
	Brasil	3,79%	4,53%	0,25%	-0,68%	1,91%
	Chile	3,53%	-0,01%	0,12%	3,84%	1,92%
	Colômbia	2,55%	2,77%	-0,60%	0,28%	1,23%
	Costa Rica	2,47%	1,70%	-2,03%	1,91%	1,03%
	El Salvador	1,91%	1,02%	-2,41%	1,17%	0,44%
	Equador	1,75%	6,89%	-1,70%	-1,31%	1,34%
	Guatemala	2,27%	2,55%	-1,24%	0,39%	0,98%
	Honduras	0,69%	2,50%	0,14%	-1,48%	0,42%
	Jamaica	2,57%	-1,19%	0,03%	0,10%	0,37%
	México	3,75%	2,39%	-1,40%	0,71%	1,34%
	Nicarágua	3,59%	-1,37%	-3,75%	-1,85%	-0,87%
	Panamá	5,57%	2,36%	1,30%	1,78%	2,73%
	Paraguai	1,40%	4,20%	1,44%	-0,71%	1,53%
	Peru	4,97%	0,75%	-2,74%	0,07%	0,75%
	Rep. Dominicana	1,66%	3,26%	1,28%	2,76%	2,25%
	Uruguai	0,63%	3,05%	-0,92%	2,44%	1,33%
	Venezuela	1,89%	1,17%	-3,39%	-0,71%	-0,27%
	Média Regional	2,62%	2,10%	-1,07%	0,62%	1,06%
Leste Asiático	Cingapura	3,19%	4,46%	3,14%	4,71%	3,89%
	Coréia	4,56%	5,75%	5,01%	4,50%	4,94%
	Filipinas	1,76%	2,79%	-0,25%	1,32%	1,40%
	Hong Kong	6,54%	5,08%	5,06%	1,82%	4,56%
	Indonésia	1,51%	5,43%	2,25%	1,88%	2,75%
	Japão	9,21%	4,36%	2,58%	0,99%	4,20%
	Malásia	3,73%	5,72%	2,74%	4,80%	4,26%
	Tailândia	5,41%	4,53%	4,35%	3,48%	4,42%
	Taiwan	6,33%	7,44%	5,91%	5,17%	6,19%
		Média Regional	4,69%	5,06%	3,42%	3,18%

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da PWT versão 6.2

Verifica-se que, durante todo o período, o Leste Asiático cresceu a taxas médias bastante superiores ao crescimento observado na América Latina. No período como um todo (última coluna), a taxa de crescimento anual média do PIB real por trabalhador para os países latino-americanos foi de apenas 1,06%, enquanto que os países asiáticos obtiveram crescimento médio de 4,07%.

Na década de 60-70, Panamá, Peru, Brasil e México eram, respectivamente, os países da região latina com melhores taxas de crescimento. O Panamá apresentou uma taxa média de 5,57% no período, o Peru de 4,97%, o Brasil de 3,79% e o México com 3,75%. No Leste Asiático, o melhor desempenho foi observado no Japão, com uma taxa média de crescimento de 9,21% (melhor taxa média de toda a amostra em todos os períodos), seguido por Hong Kong com 6,54% e Taiwan com 6,33%. Os piores desempenhos da América Latina foram Uruguai e Honduras, ambos com crescimento médio da renda por trabalhador entre 1960-70 inferior a 0,7%. Entre os países do grupo asiático, os piores desempenhos foram de Indonésia e Filipinas, com respectivamente 1,51% e 1,76% no período. É importante ressaltar que a década de 60-70 foi o período com a menor diferença na taxa média de crescimento anual do PIB real por trabalhador nas duas regiões analisadas.

Na década de 1970-80 destaca-se na América Latina o crescimento médio de 6,89% verificado no Equador, a maior taxa observada para a região durante todo o período de análise. Boas performances também no Brasil com 4,53% e no Paraguai com 4,20%. Chile, Jamaica e Nicarágua experimentaram uma taxa negativa na década e a taxa de crescimento média da região foi de 2,10%. No Leste Asiático, o pior desempenho foi o das Filipinas, com 2,79%, ainda assim uma taxa superior à média observada na região latina. Os demais países asiáticos todos apresentaram uma taxa média entre 70-80 acima de 4,3%, sendo Taiwan o melhor resultado com 7,44%.

A década de 80 foi onde se deu a maior diferença na taxa média de crescimento entre as regiões. Esse período de estagnação do crescimento latino-americano é conhecido na história econômica da região como “década perdida” devido às crises de dívida externa e de alta inflação que os países latinos sofreram. O crescimento médio da região no período foi de -1,07%. O melhor desempenho foi o do Paraguai, com 1,44%, seguido pelo Panamá e República Dominicana. Na Ásia, com exceção das Filipinas, único país que apresentou crescimento negativo na região, todos os países obtiveram taxa média de crescimento da renda por trabalhador superior à do Paraguai. Destaques

de crescimento do Leste Asiático na década foram Taiwan, Hong Kong e Coréia, com taxas acima de 5%.

Na década de 90-00, a América Latina parece se recuperar um pouco da grande recessão vivida na década anterior. A taxa média na região foi de 0,62%. Ainda assim, Equador, Honduras e Nicarágua tiveram crescimento negativo superior a 1%. Países como Argentina, Bolívia, Chile, Costa Rica, El Salvador, Peru e Uruguai apresentaram grande poder de recuperação no período, com diferenças na taxa de crescimento média superiores a 3% em relação à década de 80. Para o Leste Asiático, a década de 90 apresentou a menor taxa média regional de crescimento de todos os períodos, com 3,18%, sendo que o Japão verificou o menor crescimento, com apenas 0,99%. Esse resultado é decorrência da crise asiática que abalou os países da região.

Vários fatores contribuíram para o baixo crescimento da América Latina *vis-à-vis* o do Leste Asiático. Um deles foi a queda acentuada da produtividade total dos fatores (PTF) entre 1960 e 2000 nos países latino-americanos, enquanto que na Ásia ocorreu crescimento da produtividade no período.² Entre o período de 1950 e 1970 a produtividade total dos fatores (PTF) dos países latino-americanos manteve-se relativamente estável. Porém, após 1970, especialmente após 1978 e até 1994, os países apresentaram uma queda significativa da produtividade. Essa queda generalizada pode ser resultado de choques externos na região, como os choques do petróleo ocorridos na década de 70. Outra explicação é que essa queda da PTF seja uma reação das economias latino-americanas às políticas desenvolvimentistas aplicadas na região. Rodrik (1999) acredita que economias instáveis como as latino-americanas são mais vulneráveis a choques externos e tendem a transformar choques transitórios em quedas de produtividade permanentes.

Ao contrário do que ocorreu com os países da América Latina, os países do Leste Asiático experimentaram aumento na PTF durante o período de 1970 em diante. Esse resultado sugere que as políticas de desenvolvimento visando às exportações aplicadas no Leste da Ásia tiveram um impacto positivo no comportamento de longo prazo da região. Além disso, o bom desempenho da região foi alcançado por meio de uma série de políticas macroeconômicas, financeiras e comerciais que estimularam investimentos externos na região e proporcionaram um *upgrade* tecnológico contínuo

² Todas as informações a respeito de Produtividade Total dos Fatores (PTF) para a América Latina e o Leste Asiático nessa seção foram retiradas do trabalho de monografia apresentado pelo autor ao Departamento de Economia da Universidade de Brasília (UnB) em dezembro de 2005.

de suas indústrias. Em contraposição, o modelo autárquico das economias latinas levou à queda de produtividade e escassez de investimentos externos, que foram acentuados após a crise da dívida externa nos anos 80.

Gregório e Lee (1999) acreditam que o crescimento econômico não depende somente da produtividade ou do grau de investimento. O desempenho das economias depende também dos recursos humanos (anos de estudo, maior expectativa de vida, crescimento populacional, entre outros) e de fatores políticos e institucionais. Os autores afirmam que os principais propósitos para se buscar o crescimento econômico são o bem-estar da população e a redução da pobreza. Além disso, as políticas econômicas e o grau de abertura da economia podem explicar em grande parte as diferenças de crescimento experimentado pelas diferentes economias. Os baixos investimentos e a alta inflação, segundo os autores, foram fundamentais para a inibição do crescimento econômico da América Latina nos últimos 50 anos. Além disso, fatores como o crescimento do mercado informal, credibilidade política, falta de reformas institucionais e escassos investimentos em educação (capital humano) também contribuíram para o fraco desempenho dessa região.

Taylor (2000) argumenta que não devemos olhar exclusivamente para forças externas (choques) para explicar o desempenho das economias em desenvolvimento, como as latino-americanas. As atenções também devem ser voltadas para decisões políticas internas, microeconômicas e institucionais de cada país, de forma que a história de uma região ou país deve ser entendida como um processo condicionado por forças internas e externas. O autor enfatiza a queda do desempenho econômico dos países latinos em relação aos líderes econômicos durante o século XX e também aponta a queda dos investimentos externos como um dos motivos que levaram a essa diminuição da taxa de crescimento latino-americana. Enquanto isso, na Ásia os investimentos aumentaram no mesmo período, proporcionando um crescimento mais rápido e consistente no pós-guerra do que na América Latina. Outro fator que contribuiu, segundo o autor, para o atraso da região latina em relação à asiática foi a intervenção no sistema de preços do mercado de capitais nas economias da América Latina. Essa intervenção provocou distorções que foram obstáculos ao processo de acumulação de capital físico e, conseqüentemente, ao crescimento econômico da região.

3.3 REVISÃO DE LITERATURA

Apesar da técnica de regressão quantílica ter sido introduzida na literatura empírica há 30 anos, sendo proposta originalmente por Koenker e Bassett (1978), são raros os trabalhos que a utilizam para testar a hipótese de convergência e avaliar a heterogeneidade de parâmetros entre países ou regiões. Um dos trabalhos pioneiros nesse sentido foi o de Mello e Novo (2002), seguido pelos trabalhos de Andrade *et al* (2002), Mello e Perrelli (2003), Canarella e Pollard (2004), Barreto e Hughes (2004) e Miles (2004).

O artigo de Mello e Novo (2002) é original no sentido de propor a utilização de regressões quantílicas para estimar e fazer inferências a respeito das equações de crescimento. Os autores argumentam que essa metodologia permite acessar informações a respeito de toda a distribuição condicional da taxa de crescimento da renda *per capita* para um dado grupo de variáveis explicativas.

Para uma amostra de 98 países entre 1960 e 1985, os autores estimaram primeiramente a equação de crescimento que testa a hipótese de convergência absoluta³, em que a variável dependente é a taxa média de crescimento da renda *per capita* no período e a variável independente é o valor inicial da renda *per capita*. O coeficiente estimado da renda inicial é positivo para os quantis de baixa renda, mostrando que há uma relação positiva entre a taxa de crescimento e seu valor inicial. O coeficiente só passa a ser negativo para os 35% de países com maiores taxas de crescimento da renda, sugerindo que ocorre convergência absoluta somente para os quantis do topo da distribuição condicional.

Mello e Novo (2002) estimaram também mais três especificações da equação de convergência condicional, uma sem capital humano e as outras duas “versões aumentadas”, que incluem uma diferente *proxy* para o capital humano cada uma⁴. A estimação da equação sem capital humano indica que os coeficientes na renda inicial são negativos para todos os quantis solicitados, uma evidência a favor da hipótese de convergência condicional. Contudo, para os quantis de alta renda os parâmetros estimados são maiores em termos absolutos, sugerindo que o processo de convergência é mais forte para os 30% de países com maior taxa de crescimento do produto.

³ Veja Barro (1991).

⁴ Detalhe dessas equações e da teoria subjacente consulte trabalho de Mankiw, Romer e Weil (1992).

As duas versões aumentadas com diferentes *proxies* de capital humano (uma equação utiliza o número de matrículas na escola primária e a outra utiliza o número de matrículas na escola secundária) apresentaram resultados muito semelhantes. Ambas exibiram coeficientes na renda inicial negativos para todos os quantis estimados, sendo que para os quantis de alta renda os coeficientes são maiores em termos absolutos, indicando um processo de convergência mais veloz que nos países de baixa taxa de crescimento. Os parâmetros estimados para as *proxies* mostraram que o capital humano tem impacto positivo mais forte nos países onde a taxa de crescimento da renda é maior.

A conclusão dos autores afirma que os estudos empíricos de crescimento que se baseiam na estimação por meio de métodos na média (como o método dos Mínimos Quadrados Ordinários - MQO) apresentam uma imagem distorcida do que realmente ocorre na evolução das rendas *per capita* de longo prazo dos países.

Mello e Perrelli (2003), mantendo-se na linha do que foi feito em Mello e Novo (2002), fizeram uma revisão dos estudos empíricos de Barro (1991) e de Mankiw, Romer e Weil (1992), utilizando-se da metodologia de regressões quantílicas. A motivação para o uso de regressões quantílicas em equações de crescimento, segundo os autores, está no fato de que o estimador dessa regressão é robusto a observações discrepantes (*outliers*) da variável dependente. Além disso, o estimador de regressão quantílica fornece uma solução para cada quantil da distribuição de renda. Com isso, obtêm-se informações mais específicas de como as variáveis de controle afetam os países de acordo com sua posição na distribuição de crescimento condicional, gerando informações interessantes a respeito da heterogeneidade dos países. Métodos de estimação da média condicional, como o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), só podem capturar os efeitos das variáveis de controle na média da distribuição condicional, mas não captam informações de outra natureza, o que gera um quadro incompleto da relação existente entre as variáveis de controle e as taxas de crescimento.

Os autores fizeram várias estimações por MQO e por regressão quantílica, dividindo sua amostra global em três amostras principais: uma amostra que contém 51 países com dados de 1950 a 1998; outra amostra com 104 países com dados de 1960 a 1998 e uma terceira amostra em que a taxa de crescimento média é dividida em quatro sub-períodos (1960-70, 1970-80, 1980-90, 1990-98) e empilhada.

Estimações das regressões quantílicas para a equação de crescimento irrestrita, com os dados dos autores (para as três principais sub-amostras) e com dados dos artigos de Barro (1991) e Mankiw, Romer e Weil (1992) mostraram evidências de

convergência absoluta somente para os quantis de alta renda da distribuição condicional, mas não para os países situados nos quantis inferiores. Essa conclusão contrasta com os resultados encontrados pela estimação por MQO, para as mesmas amostras, que não apresentaram evidências de convergência β absoluta. Ademais, a estimação das regressões quantílicas para a equação de crescimento condicional na renda inicial forneceu evidência a favor de convergência β condicional para todos os quantis de renda. A concavidade da função estimada ainda mostra que o coeficiente da renda inicial aumenta em valor absoluto com os quantis, sugerindo que o processo de convergência é mais potente para os países pertencentes aos quantis de alta renda. Os resultados de Mello e Perrelli (2003) descritos são muito semelhantes aos apresentados anteriormente em Mello e Novo (2002).

Canarella e Pollard (2004) utilizaram as regressões quantílicas para examinarem a heterogeneidade de parâmetros no modelo de crescimento neoclássico usando dados de 86 países entre 1960 e 2000. Os resultados mostraram que existem diferenças entre os coeficientes estimados da renda inicial nos quantis de baixa e de alta renda. Controlando-se pelos efeitos regionais, os parâmetros são negativos para todos os quantis estimados e crescem monotonicamente dos quantis mais baixos para os mais altos, indicando que a velocidade de convergência nos países com taxas de crescimento superiores é maior do que nos países com baixa taxa de crescimento da renda.

O teste de Wald para verificação estatística da heterogeneidade dos parâmetros entre os diferentes quantis de renda forneceu evidência de heterogeneidade parcial dos parâmetros. Os testes de igualdade dos coeficientes entre quantis baixos e altos rejeitou a hipótese nula de homogeneidade dos parâmetros. Contudo, as diferenças entre os quantis de baixa renda não são significantes. Da mesma forma, testes considerando-se somente os quantis de alta renda apresentaram homogeneidade. Segundo os autores, países cuja taxa de crescimento da renda estão entre as 25% menores apresentam homogeneidade dos parâmetros, assim como os 25% dos países com maiores taxas de crescimento. Todavia, comparando-se esses dois grupos (25% de países de menor crescimento e 25% de países de maior crescimento) ocorre heterogeneidade de parâmetros.

Os autores interpretaram a evidência de heterogeneidade de parâmetros como uma forte indicação de que os países com baixas taxas de crescimento exibem uma dinâmica de evolução da renda que é diferente daquela observada nos países pertencentes aos quantis mais elevados da distribuição condicional.

Barreto e Hughes (2004) utilizaram a regressão quantílica para analisarem o comportamento da taxa de crescimento da renda para 119 países entre 1960 e 1990. Os autores estimaram a equação de crescimento em que a variável dependente é a taxa média de crescimento da renda *per capita* e as variáveis explicativas são o nível inicial da renda, a taxa de investimento, a taxa de crescimento da população, a taxa de matrículas na escola primária e a taxa de matrículas na escola secundária. Na estimação por regressão quantílica, ao utilizarem o teste de Wald para analisar a heterogeneidade de parâmetros, os coeficientes do quantil 0.1 e 0.9 são estatisticamente diferentes, enquanto que ao nível de 10% de significância, os coeficientes dos quantis 0.1 e 0.5, assim como dos quantis 0.5 e 0.9 são considerados iguais. Analisados conjuntamente, esses resultados mostram que existe heterogeneidade parcial dos parâmetros, conclusão semelhante à encontrada no trabalho de Canarella e Pollard (2004).

Para a equação de regressão quantílica que os autores estimaram, todos os coeficientes na renda inicial são negativos, porém, somente os coeficientes dos quantis 0.3 e 0.5 são significativos, indicando que só para esses níveis de renda ocorre convergência condicional. O coeficiente para a taxa de crescimento da população não é significativo ao longo de toda a distribuição. A taxa de investimento apresenta efeito positivo e crescente nos quantis estimados, sugerindo que países com maiores taxas de crescimento têm melhor aproveitamento dos investimentos do que aqueles de baixo crescimento. Finalmente, ambas as medidas de capital humano apresentaram-se significativas somente entre o quantil 0.3 e 0.5.

Miles (2004) avaliou se o impacto dos regressores em uma equação de crescimento, especialmente o capital humano e a taxa de investimento, afetam de modo desigual o desempenho de países de baixa e de alta velocidade de crescimento por meio do uso de regressões quantílicas, para 77 países, no período entre 1970 e 1998.

A equação de crescimento estimada tem como variável dependente a taxa média de crescimento da renda *per capita* e as variáveis explicativas são o nível inicial da renda, a taxa de investimento, a taxa de crescimento da população, os anos médios alcançados na escola secundária, *dummies* para a América Latina e para a África e uma interação entre a variável de capital humano e a variável do nível inicial da renda. De acordo com os autores a motivação para incluir essa última variável explicativa está no fato explorado por Barro e Sala-i-Martin (1995) de que países com maior estoque de capital humano apresentam maior velocidade de convergência.

Os resultados mostraram que o coeficiente na renda inicial para todos os quantis foi negativo e significativo. O capital humano apresentou impacto positivo e crescente nos quantis estimados, passando a ser significativo a partir do quantil 0.6 e com efeito estatisticamente insignificante nos quantis iniciais. Esse resultado está em concordância com aquele obtido em Mello e Novo (2002). A taxa de crescimento da população apresentou o sinal negativo esperado, porém somente para o quantil 0.6 ela foi estatisticamente significativa a 10%. O coeficiente na variável interagida mostrou-se negativo e crescente em termos absolutos em todos os quantis, mas com impacto significativo somente para os quantis 0.6 e 0.8. Por fim, a taxa de investimento apresentou coeficientes positivos e significantes para todos os quantis solicitados, mas com impacto decrescente com os quantis de renda, ou seja, países com menores taxas de crescimento exibiram um melhor aproveitamento marginal de seus investimentos, resultado contrário ao encontrado em Barreto e Hughes (2004).

Andrade *et al* (2002) utilizaram a técnica de regressão quantílica para testar a hipótese de convergência entre os municípios brasileiros no período entre 1970 e 1996. Os autores comparam os resultados obtidos ao estimarem as equações de crescimento por MQO e por regressão quantílica. Primeiramente, procederam com as estimações usando a amostra total e depois dividiram os municípios em cinco diferentes grupos: Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Nordeste e Norte.

A estimação por MQO na amostra total, quando somente o nível inicial da renda é variável explicativa, apresenta um coeficiente negativo e estatisticamente significativo, indicando que ocorre convergência absoluta de renda entre os municípios brasileiros no período analisado. Os autores, então, permitem que os interceptos e as inclinações sejam diferentes para cada região brasileira por meio da utilização de variáveis *dummy*. Novamente, os coeficientes para todas as regiões são negativos e significantes, porém nesse caso os coeficientes estimados são maiores em termos absolutos.

As mesmas equações são estimadas por regressão quantílica. Para o caso da amostra total, há novamente evidência de convergência absoluta, uma vez que os coeficientes para todos os quantis solicitados se mostraram negativos e significantes. Além disso, a velocidade de convergência é mais rápida para os municípios com maiores taxas de crescimento da renda *per capita*. Com a inclusão das *dummies* de região, as estimações por regressão quantílica apresentaram coeficientes negativos em média 2.63 vezes maiores em termos absolutos, sugerindo uma maior velocidade de convergência e apresentando resultados parecidos com os obtidos por MQO.

3.4 REGRESSÃO QUANTÍLICA – METODOLOGIA

Regressão quantílica é uma técnica estatística baseada em uma generalização do conceito de regressão por MQO, recorrendo à estimação de vários quantis da distribuição condicional associada ao modelo (Koenker e Hallock, 2001). Enquanto os métodos de estimação usuais em modelos de regressão estimam o valor médio da distribuição condicional da variável dependente, a metodologia da regressão quantílica permite a estimação de toda uma família de quantis, fornecendo informações mais completas sobre a relação existente entre a variável resposta e as variáveis explicativas do modelo. De acordo com Koenker e Xiao (2002), o método de regressão quantílica é semi-paramétrico, uma vez que não é necessário especificar uma distribuição para os termos de erro. Já na estimação pelo método MQO, as propriedades clássicas de eficiência e de mínima variância dos estimadores somente são alcançadas por meio da hipótese de que os resíduos são independentes e identicamente distribuídos conforme uma Normal (resíduos iid). Buchinsky (1998) argumenta que, no caso de erros não normais, a regressão quantílica pode gerar estimadores mais eficientes.

Considerando-se um modelo de regressão linear $y_i = x_i' \beta + u_i$, para $i = 1, 2, \dots, n$, em que β é o vetor de coeficientes, x_i é o vetor de variáveis explicativas ou independentes, y_i corresponde à variável dependente e u_i é o termo de erro, a estimação por MQO é obtida por meio da minimização da soma dos quadrados dos resíduos:

$$\min_{\beta \in \mathbb{R}} \sum_{i=1}^n (y_i - x_i' \beta)^2 \quad (1)$$

O modelo de regressão quantílica, por sua vez, sob a hipótese de que a distribuição condicional de y_i seja linear em x_i , pode ser representado por $y_i = x_i' \beta_\theta + u_{\theta i}$, em que β_θ e $u_{\theta i}$ são, respectivamente, o vetor de parâmetros e os resíduos associados ao θ -ésimo quantil. No caso da equação de crescimento que estimamos, a regressão quantílica nos fornece separadamente coeficientes para a renda inicial e para as variáveis de controle relativos a cada quantil, sendo possível a análise de convergência para cada nível de renda.

O θ -ésimo quantil, para $\theta \in (0,1)$, é definido como $Q(\theta) = \inf\{y : F(y) \geq \theta\}$, em que Y é uma variável aleatória com função de distribuição dada por $F(y) = P(Y \leq y)$. Conforme θ aumenta de 0 até 1, toda a distribuição condicional da variável dependente vai sendo traçada.

O estimador de regressão quantílica para β_θ é obtido por meio da minimização da soma ponderada dos erros absolutos:

$$\min_{\beta_\theta} \left\{ \sum_{i: y_i \geq x_i' \beta} \theta |y_i - x_i' \beta_\theta| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta} (1-\theta) |y_i - x_i' \beta_\theta| \right\} = \min_{\beta_\theta} \sum \rho_\theta(u_{\theta i}) \quad (2)$$

Em que $\rho_\theta(u_{\theta i}) = \theta u_{\theta i}$ se $u_{\theta i} \geq 0$ e $\rho_\theta(u_{\theta i}) = (\theta - 1)u_{\theta i}$ se $u_{\theta i} < 0$.

De acordo com Koenker (2000) e Koenker e Hallock (2001), o estimador de regressão quantílica é robusto à presença de dados discrepantes na variável dependente. Isso ocorre devido ao fato de que no estimador MQO, o efeito de um *outlier* é ampliado, uma vez que seu valor é elevado ao quadrado na minimização, enquanto que o estimador de regressão quantílica é menos sensível a observações desse tipo. Além disso, os parâmetros estimados são consistentes e assintoticamente normais (Buchinsky, 1998).

O coeficiente $\beta_{\theta j}$ pode ser interpretado como a mudança marginal na variável dependente (no nosso caso a taxa de crescimento média da renda por trabalhador) do θ -ésimo quantil da distribuição condicional devido a um incremento em uma determinada variável explicativa $j \in x_i$, ou seja, $\partial Q_\theta(y_i | x_i) / \partial x_{ij}$.

Por exemplo, para $\theta = 0,05$, estamos olhando para os países que apresentam taxa média de crescimento do produto por trabalhador entre as 5% menores da amostra, ou seja, são países considerados de baixo desempenho. Por outro lado, quando $\theta = 0,95$ estamos estimando uma regressão quantílica para os 5% de países com maior taxa média de crescimento da renda por trabalhador, ou seja, países considerados de rápido crescimento econômico. Um caso especial para o estimador de regressão quantílica ocorre quando $\theta = 0,5$. Nesse caso, temos uma regressão na mediana, que divide a amostra total em dois grupos com o mesmo número de observações cada. É a única situação em que ocorre simetria nos pesos atribuídos aos resíduos positivos e negativos.

A forma geral da equação que estimamos nesse trabalho é dada pela equação abaixo, que representa o modelo de crescimento neoclássico para dados em painel:

$$g_{y_{i,t}} = \frac{\log(y_{i,t} / y_{i,t_0})}{\Delta t} = \beta_0(\theta) + \beta_1(\theta)\log(y_{i,t_0}) + \beta_2(\theta)Z_{i,t} + \alpha_{i\theta} + \mu_{t\theta} + \varepsilon_{i(\theta),t(\theta)} \quad (3)$$

Em que a variável dependente é a taxa de crescimento da renda por trabalhador para o país i no período Δt ($= t_1 - t_0 = 5$); y_{t_0} é o nível inicial da renda por trabalhador para o país i ; Z_i denota uma série de variáveis que controlam para o nível da renda por trabalhador do país i em seu estado estacionário; $\alpha_{i\theta}$ é um efeito específico de país e $\mu_{t\theta}$ é um efeito específico de tempo, cujo objetivo é controlar pelos efeitos dos ciclos de curto e médio prazos na taxa média de crescimento da renda por trabalhador de longo prazo.

Primeiramente, para testarmos a hipótese de convergência absoluta de renda nos diversos quantis da distribuição condicional, fazemos $\beta_2(\theta) = 0, \forall \theta$. Depois, para verificarmos se ocorre um processo de convergência de renda condicional, estimamos a equação (3) conforme representada acima, com o acréscimo de variáveis de controle para representar o estado estacionário das economias.

3.4.1 Dados

Para investigarmos o processo de convergência de renda na América Latina e Leste Asiático, utilizamos algumas bases de dados. Uma delas é a versão 6.2 da Penn-World Table (PWT)⁵, da qual foram obtidas as seguintes variáveis: taxa de crescimento do PIB real por trabalhador (que é a variável dependente - GY); PIB real por trabalhador em nível (Y); investimento como uma percentagem do PIB real (taxa de investimento - INV); um índice que mede o grau de abertura de uma economia (definido como a soma de exportações mais as importações dividida pelo PIB total, tudo a preços constantes - OPEN); a participação do governo como uma porcentagem do PIB real (GOV) e a taxa de crescimento dos trabalhadores (GRWORK).

Os dados foram selecionados para um total de 28 países. Dentre os latino-americanos, foram escolhidos Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, Equador, El Salvador, Guatemala, Honduras, Jamaica, México, Nicarágua, Panamá,

⁵ Os dados completos da PWT versão 6.2 podem ser encontrados em: pwt.econ.upenn.edu/.

Paraguai, Peru, República Dominicana, Uruguai e Venezuela. Do Leste Asiático, trabalhamos com a República da Coreia, Hong Kong, Japão, Cingapura, Taiwan, Tailândia, Filipinas, Malásia e Indonésia. Nossas estimações da equação de crescimento foram feitas considerando-se oito períodos de cinco anos entre 1960 e 2000, correspondendo aos períodos 1960-65, 1965-70, 1970-75, 1975-80, 1980-85, 1985-90, 1990-95, 1995-2000. A utilização de dados anuais nesse contexto não seria adequada, uma vez que poderia captar variações nas taxas de crescimento de curto prazo (ciclos de negócios) e isso poderia nos fornecer informações enganosas sobre o processo de crescimento de longo prazo que queremos analisar.

Utilizou-se também a base de dados elaborada por Barro e Lee (2000)⁶. Nessa base, foram obtidos os anos médios de escolaridade da população total acima de 25 anos para todos os países em intervalos de cinco anos entre 1960 e 2000 (série quinquenal - H). Essa variável entra na equação como uma variável de controle. Outra variável de controle foi obtida na base Barro e Lee (1997)⁷. Essa base fornece informações a respeito da qualidade da educação nos países entre 1960 e 1990, dados quinquenais. Obtivemos a variável relação aluno-professor na escola primária (RAP), que foi extrapolada para 1995 aplicando-se a taxa de crescimento média entre 1960-90.

A taxa de nascimentos (por 1000 habitantes - BIRTH) foi obtida na Divisão de Estatísticas das Nações Unidas. Contudo, essa variável não continha dados para Taiwan. Dados anuais foram obtidos para Taiwan entre 1976 e 2000 por meio do *Statistical Yearbook of the Republic of China 2005*⁸. Obtivemos os dados entre 1960-1975 extrapolando a taxa anual de crescimento média no período 1976-00.

Inúmeras variáveis de controle foram utilizadas na literatura de crescimento e convergência até hoje, principalmente devido ao fato de que a teoria econômica não é consensual sobre os determinantes do nível de renda de longo prazo de uma economia. De acordo com tabela informativa disponível em Durlauf, Johnson e Temple (2004), são mais de 140 variáveis analisadas em estudos de vários autores desde 1985. Nesta pesquisa foram utilizadas as variáveis mais amplamente estudadas por autores reconhecidos, como Barro e Lee (1994), considerando-se a disponibilidade de dados para o período e a amostra de países analisados.

⁶ Pode ser encontrada em: <http://www.cid.harvard.edu/ciddata/ciddata.html>

⁷ Pode ser encontrada em: <http://www.worldbank.org/>

⁸ Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics. Executive Yuan, Republic of China (Taiwan), October 2006.

3.5 RESULTADOS

Conforme tratado anteriormente, a análise da hipótese de convergência de renda na América Latina e no Leste Asiático entre 1960 e 2000 foi realizada utilizando-se a abordagem de regressões quantílicas. Em primeiro lugar, testamos a hipótese de convergência absoluta. Em seguida, introduzimos algumas variáveis de controle na equação de crescimento e verificamos a hipótese de convergência condicional de renda. Os resultados são apresentados a seguir, organizados em duas seções.

3.5.1 Convergência Absoluta de Renda

Para testarmos a hipótese de convergência absoluta de renda nos diversos quantis da distribuição condicional, estimamos uma versão da equação (3) apresentada na seção de metodologia, mas restringimos $\beta_2(\theta) = 0, \forall \theta$. Desse modo, temos a seguinte equação estimada:

$$g_{y|\Delta t} = \frac{\log(y_{t_i} / y_{t_0})}{\Delta t} = \beta_0(\theta) + \beta_1(\theta)\log(y_{t_0}) + \alpha_{i\theta} + \mu_{t\theta} + \varepsilon_{i(\theta),t(\theta)} \quad (4)$$

Em que a variável dependente é a taxa de crescimento da renda por trabalhador para o país i no período Δt ; y_{t_0} é o nível inicial da renda por trabalhador para o país i ; $\alpha_{i\theta}$ é um efeito específico de país e $\mu_{t\theta}$ é um efeito específico de tempo.

Todas as estimações nesse artigo foram realizadas para nove quantis de renda, desde $\theta = 0.1$, $\theta = 0.2$, $\theta = 0.3$, até $\theta = 0.9$, para conseguirmos informações detalhadas do comportamento dos países ao longo de toda a distribuição condicional. Os resultados da regressão (4) podem ser visualizados na Tabela 3.3 abaixo e são robustos a alterações nos quantis estimados.

Podemos verificar que os coeficientes estimados para a renda inicial são todos negativos e que os coeficientes são maiores e crescentes, em valor absoluto, para os três quantis superiores. Entretanto, somente o coeficiente para $\theta = 0.9$ é estatisticamente significativo ao nível de 5%, ou seja, apenas os 10% de países que apresentam taxas médias de crescimento da renda por trabalhador mais elevadas estão convergindo para o mesmo nível de renda de longo prazo. Os países pertencentes aos outros quantis não exibiram um processo de polarização em andamento, e suas rendas não estão se movendo no sentido da equalização, nem mesmo em longo prazo.

TABELA 3.3 Convergência Absoluta - Regressões Quantílicas

Variável Dependente: Taxa de Crescimento da Renda por Trabalhador

Variável/Quantil (θ)	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
Constante	0.02733 (0.63)	0.04290 (1.02)	0.03458 (0.81)	0.03824 (0.95)	0.04878 (1.27)	0.04959 (1.37)	0.06035 (1.63)	0.07205 (1.83)	0.11455** (2.71)
Log(Y_0)	-0.00608 (-0.60)	-0.00940 (-0.96)	-0.00746 (-0.75)	-0.00796 (-0.86)	-0.00958 (-1.08)	-0.00909 (-1.08)	-0.01158 (-1.35)	-0.01379 (-1.52)	-0.02149* (-2.20)
Pseudo R^2	0.4877	0.4032	0.3550	0.3413	0.3500	0.3719	0.3865	0.4071	0.4689

Notas: * significativo ao nível de 5%; ** significativo a 1%

Estatística t entre parênteses (erro padrão obtido por meio de *bootstrap* com 1000 replicações)

Resultados relativos à estimação da equação (4), onde controlamos pelos efeitos específicos de país e de tempo.

Pseudo R^2 é uma estatística, desenvolvida por Koenker e Machado (1999), análoga ao coeficiente global de determinação R^2 tradicional, mas que mensura o grau de ajustamento local para cada um dos quantis da distribuição condicional.

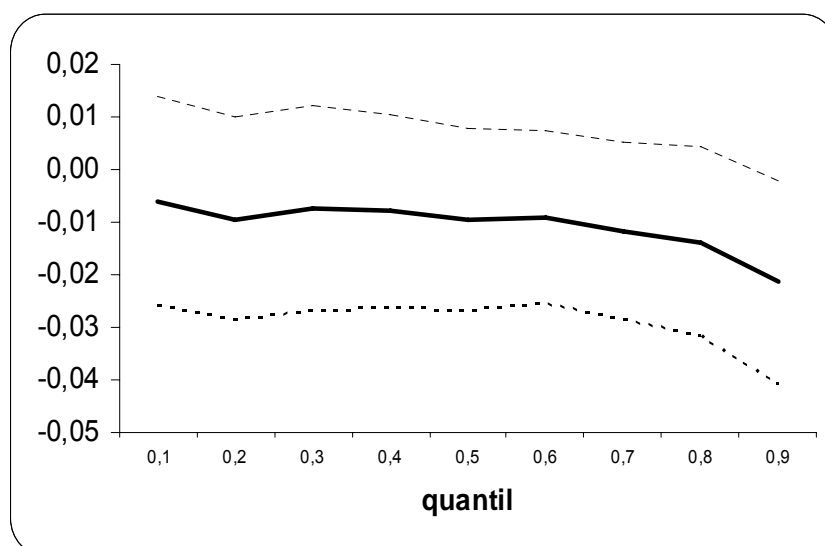
Resultados parecidos com os nossos foram alcançados nos trabalhos de Mello e Novo (2002) e Mello e Perrelli (2003). Ambos também encontraram evidências de convergência absoluta somente para os quantis de alta renda da distribuição condicional, mas não para os países situados nos quantis inferiores.

Um coeficiente estimado para o logaritmo da renda inicial igual a -0.02149 para $\theta = 0.9$ é responsável por uma taxa de convergência (velocidade de convergência) de 2,041% ao ano, valor muito próximo ao encontrado por Mankiw, Romer e Weil (1992) para o chamado modelo aumentado (com a inclusão de capital humano na função de produção) para a amostra de 22 países da OECD. O tempo de meia-vida calculado nesse caso foi de aproximadamente 34 anos, refletindo o tempo necessário para que as desigualdades da renda por trabalhador entre os países sejam reduzidas pela metade.

Para todos os quantis analisados, a *dummy* de 1980 mostrou-se negativa e estatisticamente significativa ao nível de 1%. Para os quantis 0.5 e 0.6, a *dummy* de 1995 também se mostrou estatisticamente diferente de zero ao nível de significância de 5%. As demais *dummies* não se mostraram estatisticamente significantes.

O Gráfico 3.1 fornece mais detalhes a respeito dos coeficientes de inclinação estimados para cada um dos quantis analisados:

GRÁFICO 3.1
COEFICIENTES ESTIMADOS NA RENDA INICIAL – CONVERGÊNCIA ABSOLUTA



Notas: A linha cheia representa os valores dos coeficientes estimados em cada quantil, enquanto a linha tracejada mostra o intervalo de confiança a 95%.

Verifica-se pelo gráfico acima que o coeficiente estimado para a renda inicial manteve-se relativamente estável entre os quantis 0.2 e 0.6. Contudo, o coeficiente estimado para o quantil 0.8 é mais do que duas vezes maior o coeficiente estimado para o primeiro quantil, enquanto que o coeficiente para o quantil 0.9 é 3,5 vezes maior que o coeficiente para os 10% de países com menores taxa de crescimento.

3.5.2 Convergência Condicional de Renda

Para avaliarmos a hipótese de convergência condicional de renda, estimamos a equação (3) em sua forma original, com a inclusão de uma série de variáveis que controlam para o nível da renda por trabalhador do país i em seu estado estacionário. Os efeitos de cada variável explicativa na taxa de crescimento da renda – para um dado valor de θ – são apresentados abaixo na Tabela 3.4. Além disso, os coeficientes estimados na renda inicial para os diferentes quantis analisados podem ser visualizados no Gráfico 3.2 a seguir.

Os resultados mostram que para o primeiro, o sexto e o sétimo quantis ($\theta = 0.1$, $\theta = 0.6$ e $\theta = 0.7$) o coeficiente estimado na renda inicial, apesar de ser negativo, não é estatisticamente significativo, assim como nenhuma das variáveis de controle inseridas. Dessa forma, não ocorre convergência de renda para esses países no período analisado.

Para o segundo, o oitavo e o nono quantis, os coeficientes estimados na renda inicial são todos negativos e estatisticamente diferentes de zero. No segundo quantil, o coeficiente é significativo ao nível de 1%, enquanto nos outros dois quantis o nível de significância é de 5%. Entretanto, as variáveis de controle não foram significantes para nenhum dos três quantis mencionados. Com isso, podemos afirmar que os países pertencentes a esses quantis exibem, internamente, um processo de convergência absoluta de renda em andamento. Porém, cada quantil apresenta uma velocidade de convergência distinta dos demais.

No terceiro e no quarto quantis, o coeficiente estimado na renda inicial é negativo e estatisticamente significativo ao nível de 1% e 5%, respectivamente. Ademais, a variável de gastos do governo (GOV) mostrou-se também negativa e significativa a 5% em ambos os casos. Para $\theta = 0.5$, o coeficiente estimado na renda inicial é negativo e significativo ao nível de 5%, bem como a variável de gastos do governo. Para esse quantil, o índice de abertura da economia apresentou-se positivo e estatisticamente diferente de zero ao nível de significância de 5%. Assim sendo,

verificamos que dentro do grupo de países pertencentes, respectivamente, ao terceiro, quarto e quinto quantis, ocorre convergência condicional de renda. Averiguamos, ainda, que as variáveis mais importantes para explicar as diferenças permanentes no nível de renda desses países são os gastos do governo (GOV) e o índice que mede o grau de abertura da economia (OPEN).

Os resultados aqui encontrados para a regressão de convergência condicional de renda podem ser comparados aos alcançados em Barreto e Hughes (2004), que também obtiveram todos os coeficientes estimados na renda inicial negativos, e somente os coeficientes dos quantis 0.3 e 0.5 mostraram-se significativos, indicando que só para esses níveis de renda ocorre convergência condicional.

Em relação às variáveis explicativas analisadas nos principais estudos envolvendo o uso de regressões quantílicas, nenhum deles, além do nosso, avaliou o impacto das variáveis de gastos do governo, abertura da economia e taxa de nascimentos sobre a taxa de crescimento da renda de longo prazo nos diferentes quantis. Mello e Novo (2002), Miles (2004) e Barreto e Hughes (2004) avaliaram especialmente o impacto do capital humano nos diversos quantis da distribuição condicional. De acordo com os dois primeiros trabalhos, essa variável apresentou impacto positivo e crescente nos quantis estimados, afetando de modo desigual o desempenho de países de baixa e de alta velocidade de crescimento. Já para Barreto e Hughes (2004), o capital humano mostrou-se significativo somente entre os quantis 0.3 e 0.5, afetando positivamente o produto de longo prazo. No nosso trabalho, os coeficientes estimados para o capital humano mostraram-se estatisticamente iguais a zero em todos os quantis.

Dentre todas as *dummies* incluídas no modelo para controlar efeitos específicos de tempo, somente a *dummy* de 1980 mostrou-se estatisticamente significativa ao nível de 5% para o primeiro, o segundo e o terceiro quantis, com efeito negativo sobre a taxa de crescimento da renda por trabalhador. Nos demais quantis analisados as *dummies* não foram consideradas diferentes de zero pelo teste de hipótese.

Podemos observar no Gráfico 3.2 que, entre os quantis 0.2 e 0.6, existe uma tendência crescente para os coeficientes estimados na renda inicial. Porém, como estamos olhando para valores negativos, isso significa que, em valor absoluto, os coeficientes para os quantis superiores são menores, indicando um processo de convergência de renda mais lento que no segundo quantil. O ponto de mínimo desse gráfico ocorre justamente para $\theta = 0.2$, uma evidência de que a convergência de renda para esse grupo de países é mais rápida que nos demais quantis onde há polarização.

TABELA 3.4 Convergência Condicional - Regressões Quantílicas

Variável Dependente: Taxa de Crescimento da Renda por Trabalhador									
Variável/Quantil (θ)	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
Constante	0.09022 (1.38)	0.16625** (2.77)	0.17022** (3.02)	0.15512** (2.81)	0.16454** (2.91)	0.09408 (1.60)	0.11858* (2.00)	0.14185* (2.30)	0.18839** (2.97)
Log(Y_0)	-0.02134 (-1.42)	-0.03813** (-2.77)	-0.03509** (-2.68)	-0.03062* (-2.37)	-0.03086* (-2.33)	-0.01710 (-1.26)	-0.02348 (-1.70)	-0.02898* (-2.02)	-0.03552* (-2.37)
OPEN	0.00006 (0.99)	0.00009 (1.53)	0.00009 (1.60)	0.00009 (1.76)	0.00012* (2.33)	0.00007 (1.32)	0.00005 (0.91)	0.00006 (1.12)	0.00006 (1.03)
GOV	0.00008 (0.25)	-0.00029 (-0.97)	-0.00062* (-2.22)	-0.00068* (-2.53)	-0.00071* (-2.57)	-0.00024 (-0.83)	-0.00012 (-0.39)	-0.00023 (-0.74)	-0.00017 (-0.51)
INV	0.00008 (0.34)	0.00024 (1.14)	0.00016 (0.75)	0.00013 (0.63)	-0.00004 (-0.20)	-0.00007 (-0.30)	0.00013 (0.62)	0.00010 (0.46)	0.00019 (0.83)
GRWORK	-0.13422 (-0.72)	-0.18376 (-1.09)	-0.07740 (-0.50)	-0.08576 (-0.59)	-0.09605 (-0.65)	-0.03495 (-0.24)	-0.13148 (-0.86)	-0.12160 (-0.81)	-0.06893 (-0.43)
H	0.00170 (0.73)	0.00207 (0.96)	0.00084 (0.40)	0.00017 (0.08)	-0.00013 (-0.06)	-0.00016 (-0.08)	-0.00001 (-0.00)	0.00089 (0.41)	-0.00004 (-0.02)
RAP	0.00007 (0.26)	0.00009 (0.36)	-0.00011 (-0.48)	-0.00013 (-0.60)	-0.00016 (-0.75)	-0.00006 (-0.28)	-0.00022 (-1.14)	-0.00017 (-0.87)	-0.00008 (-0.40)
BIRTH	-0.00034 (-0.96)	-0.00040 (-1.20)	-0.00034 (-1.01)	-0.00029 (-0.87)	-0.00035 (-1.04)	-0.00016 (-0.47)	-0.00002 (-0.05)	-0.00006 (-0.17)	-0.00029 (-0.74)
Pseudo R ²	0.5175	0.4440	0.4041	0.3941	0.3828	0.3824	0.4059	0.4382	0.4970

Notas: * significativa ao nível de 5%; ** significativa a 1%

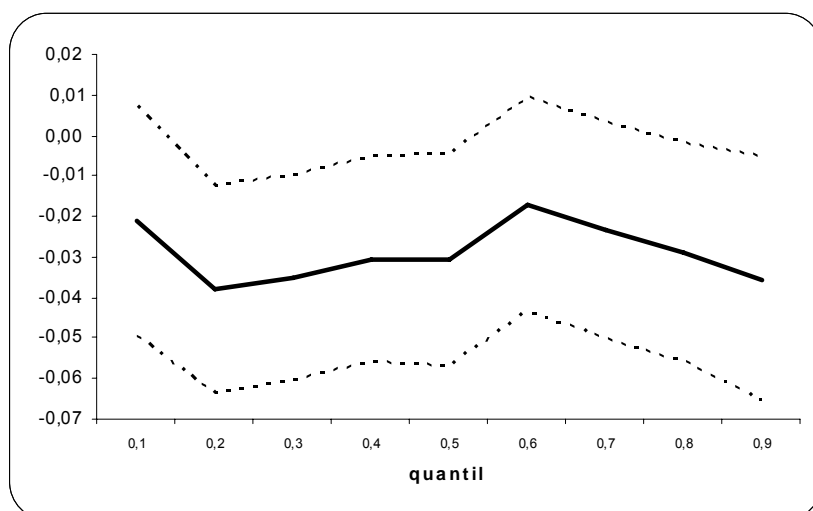
Estatística t entre parênteses (erro padrão obtido por meio de *bootstrap* com 1000 replicações)

Resultados relativos à estimação da equação (4), onde controlamos pelos efeitos específicos de país e de tempo.

Pseudo R² é uma estatística, desenvolvida por Koenker e Machado (1999), análoga ao coeficiente global de determinação R² tradicional, mas que mensura o grau de ajustamento local para cada um dos quantis da distribuição condicional.

GRÁFICO 3.2

COEFICIENTES ESTIMADOS NA RENDA INICIAL – CONVERGÊNCIA CONDICIONAL



Notas: A linha cheia representa os valores dos coeficientes estimados em cada quantil, enquanto a linha tracejada mostra o intervalo de confiança a 95%.

Em relação à variável abertura da economia (OPEN), percebe-se que há uma tendência crescente para os coeficientes estimados entre o primeiro e o quinto quantil e uma tendência decrescente entre o quinto e o nono quantil. Dessa forma, os cinco quantis com menores taxas de crescimento da renda por trabalhador são formados por países em que o impacto positivo da abertura comercial no crescimento do produto é mais elevado do que nos quantis superiores da distribuição condicional. O ponto de máximo do coeficiente ocorre justamente na mediana (quando $\theta = 0.5$), único quantil em que a variável OPEN mostrou-se estatisticamente significativa.

Ao observarmos a variável de gastos do governo (GOV), entre o primeiro e o quinto quantil há uma forte tendência decrescente para os coeficientes estimados. Para o primeiro quantil, o coeficiente estimado é positivo, e torna-se negativo para todos os demais quantis. Os coeficientes dos quantis 0.3, 0.4 e 0.5 são os únicos locais em que o impacto negativo dos gastos do governo na taxa de crescimento da renda por trabalhador é estatisticamente significativa a 5%.

Com base nas tabelas e gráficos expostos, averiguamos mais detalhadamente o comportamento de todos os coeficientes estimados para os diversos quantis. Contudo, foi dada ênfase na análise dos coeficientes estimados para as variáveis de gastos do governo e abertura da economia, pois estes foram estatisticamente significativos para algum quantil da distribuição condicional, enquanto que os coeficientes estimados para as demais variáveis mostraram-se estatisticamente iguais a zero em todos os quantis.

3.6 CONCLUSÃO

Na literatura empírica tradicional de crescimento econômico, o modo mais usual de investigação da hipótese de β convergência de renda ocorre por meio da metodologia de Mínimos Quadrados Ordinários (conhecido popularmente como MQO), estimando-se uma equação em que a variável dependente é a taxa média de crescimento da renda *per capita* (ou por trabalhador) e a variável explicativa (ou variável independente) é o nível inicial da renda no período. Quando o coeficiente estimado dessa regressão é negativo e estatisticamente significativo, há evidência de convergência absoluta. Acrescentando-se mais variáveis independentes para controlar o estado estacionário de cada país, nesse caso um coeficiente estimado negativo e estatisticamente significativo indicaria um processo de convergência condicional de renda.

Contudo, essa abordagem clássica de estimação e interpretação de equações de crescimento tem gerado discussões e provocado algumas críticas, como os já mencionados problemas da “Falácia de Galton”, da restrição de os coeficientes estimados serem os mesmos para todas as economias e a possibilidade de viés na presença de dados discrepantes na amostra.

Assim sendo, nesse artigo avaliamos o processo de convergência de renda na América Latina e Leste Asiático entre 1960 e 2000 por meio da utilização de regressões quantílicas para estimar as equações de crescimento. Essa abordagem permite visualizar como o efeito das variáveis de controle na taxa de crescimento do produto por trabalhador pode variar ao longo da distribuição de crescimento condicional, além de seu estimador ser robusto a observações discrepantes na variável dependente.

Os resultados da equação de crescimento absoluta mostram que somente os 10% de países com maiores taxas de crescimento da renda ($\theta = 0.9$) apresentaram convergência absoluta de renda no período. Os países pertencentes aos demais quantis analisados não estão convergindo (coeficientes negativos, mas não estatisticamente significantes) e precisam ultrapassar a barreira da divergência para conseguirem a equalização dos níveis de renda em longo prazo.

Quando acrescentamos as variáveis de controle na equação e estimamos a regressão de crescimento condicional, percebemos que o primeiro, o sexto e o sétimo quantis apresentaram coeficientes estimados na renda inicial negativos, mas não estatisticamente significantes, assim como nenhuma das variáveis de controle inseridas. Dessa forma, não ocorre convergência de renda para esses países no período analisado.

Para o segundo, o oitavo e o nono quantis, os coeficientes estimados na renda inicial são todos negativos e estatisticamente diferentes de zero. Entretanto, as variáveis de controle inseridas não foram significantes para nenhum dos três quantis mencionados. Então, podemos afirmar que os países pertencentes a esses quantis exibem, internamente, um processo de convergência absoluta de renda em andamento. Porém, cada quantil apresenta uma velocidade de convergência distinta dos demais.

Finalmente, no terceiro, no quarto e no quinto quantis, os coeficientes estimados na renda inicial são negativos e estatisticamente significantes. Ademais, a variável de gastos do governo (GOV) mostrou-se também negativa e significativa a 5% nos três casos. Somente para a mediana ($\theta = 0.5$), o índice de abertura da economia apresentou-se positivo e estatisticamente diferente de zero ao nível de significância de 5%. Portanto, verificamos que dentro de cada um desses quantis, ocorre convergência condicional de renda. Averiguamos, ainda, que as variáveis mais importantes para explicar as diferenças permanentes no nível de renda desses países são os gastos do governo (GOV) e o índice que mede o grau de abertura da economia (OPEN), enquanto que os coeficientes estimados para as demais variáveis mostraram-se estatisticamente iguais a zero em todos os quantis.

Conclui-se, então, que o processo de convergência de renda é um fenômeno local, e não uma experiência global ao longo da distribuição condicional. Em particular, averiguamos que, dos nove quantis analisados nesse trabalho, três deles não mostraram convergência de renda no período ($\theta = 0.1, 0.6$ e 0.7), outros três apresentaram convergência absoluta ($\theta = 0.2, 0.8$ e 0.9) e o terceiro, o quarto e o quinto quantis exibiram um processo de convergência condicional de renda por trabalhador. Assim sendo, cada grupo de países, ou seja, cada um dos quantis da distribuição condicional, exibe uma dinâmica de crescimento do produto que é diferente dos demais.

3.7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDRADE, E. et al. **Testing convergence across municipalities in Brazil using quantile regression**. São Paulo, 2002. (IBMEC Working Paper, 14).

BARRETO, R.; HUGHES, A. Under performers and over achievers: a quantile regression analysis of growth. **Economic Record**, Australia, v.80, n.248, p. 17-35, mar. 2004.

BARRO, R. J. Economic growth in a cross-section of countries. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, Mass., v.106, n.2, p. 407–443, may1991.

BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. Economic growth. New York: McGraw Hill, 1995. 539p.

BAUMOL, W. Productivity, convergence and welfare: what the long data show. **American Economic Review**, Nashville, Tenn., v. 76, n. 5, p.1072–1085, dec. 1986.

BERNARD, A.; DURLAUF, S. Interpreting tests of the convergence hypothesis. 1996. (Technical Working Paper Series, NBER, 159).

BUCHINSKY, M. Recent advances in quantile regression models: a practical guideline for empirical research. **Journal of Human Resources**, Madison, Wis., v. 33, n.1, p. 88–126, winter 1998.

CANARELLA, G.; POLLARD, S. Parameter heterogeneity in the neoclassical growth model: a quantile regression approach. **Journal of Economic Development**, Amsterdam, v. 29, n.1, p. 1-32, june 2004.

DURLAUF, S. N.; JOHNSON, P. A.; TEMPLE, J. R. W. **Growth econometrics**. Poughkeepsie: Vassar College Economics, 2004. 183p. (Vassar College Economics Working Paper Series, 61).

FRIEDMAN, M. Do old fallacies ever die? **Journal of Economic Literature**, Nashville, Tenn.,v. 30, n. 4, p. 2129-2132, dec. 1992.

GREGÓRIO, J.; LEE, John-Wha. Economic growth in Latin America: sources and prospects. In: MEETING OF THE LACEA, IDB, WORLD BANK POVERTY AND INEQUALITY RESEARCH NETWORK, 1999, Santiago de Chile.

KOENKER, R. Quantile regression. In: FIENBERG, S.; KADANE, J. (Ed.) *International Encyclopedia of the Social Science: statistics section*. [s.l.]: [s.n.], 2000.

KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression quantiles. **Econometrica**, Chicago, Ill., v. 46, n. 1, p. 33–50, 1978.

KOENKER, R.; HALLOCK, K. Quantile regression. **Journal of Economic Perspectives**, Nashville, Tenn., v. 15, n. 4, p. 143–156, nov. 2001.

KOENKER, R.; MACHADO, J. Goodness of fit and related inference processes for quantile regression. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, Virginia, v. 94, n. 448, p. 1296–1310, dec.1999.

KOENKER, R.; XIAO, Z. Inference on the quantile regression process. **Econometrica**, Chicago, Ill., v. 70, n. 4, p. 1583–1612, july 2002.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. A contribution to the empirics of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, Mass., v.107, n. 2, p. 407-437, may 1992.

MELLO, M.; NOVO, A. The new empirics of economic growth: quantile regression estimation of growth equations. [s.l.]: University of Illinois at Urbana-Champaign, 2002. Manuscript.

MELLO, M.; PERRELLI, R. Growth equations: a quantile regression exploration. **Quarterly Review of Economics and Finance**, Champaign, Ill. v. 43, n. 4, p. 643-667, Autumn 2003.

MILES, W. Human capital and economic growth: a quantile regression approach. **Applied Econometrics and International Development**, v. 4, n.2, 2004.

QUAH, D. Empirical cross-section dynamics in economic growth. **European Economic Review**, v.37, n.2-3, p.426-434, apr.1993.

RODRIK, D. Where did all the growth go? External shocks, social conflict, and growth collapses. **Journal of Economic Growth**, Washington, DC, v.4, n.4, p. 385-412, dec.1999.

SOLOW, ROBERT. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, Mass., v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.

TAYLOR, Alan M. Latin American and foreign capital in the 20th century: economics, politics and institutional changes. In: HABER, S. (Org.). **Political Institutions and Economic Growth in Latin America**. California: Hoover Institution Press, University of Stanford, 2000.

4. CONCLUSÃO

A importância das condições iniciais na dinâmica da renda de longo prazo das economias ainda é assunto de debates e estudos na literatura de crescimento e convergência. O primeiro artigo aborda essa questão, e investigamos qual a hipótese de convergência – absoluta, condicional ou clube – que melhor descreve o movimento das rendas por trabalhador para os países da América Latina e Leste Asiático entre 1960 e 2000 utilizando-se a metodologia proposta por Johnson e Takeyama (2003).

A análise da hipótese de convergência foi realizada em três etapas. Na primeira etapa, testamos a hipótese de convergência absoluta contra a hipótese de convergência condicional de renda, considerando-se que as condições iniciais sejam irrelevantes para a determinação do nível de renda de longo prazo das economias. O fato de o coeficiente na renda inicial ser significativo ao nível de 1% e maior, em valor absoluto, na equação de convergência condicional, associado à relevância estatística e teórica de algumas das variáveis de controle, demonstrou a superioridade da hipótese de convergência condicional sobre a hipótese de convergência absoluta.

Em seguida, admitimos que todos os países da amostra possuam as mesmas características estruturais, mas que apresentem diferentes condições iniciais, de forma a testarmos a hipótese de convergência absoluta contra a hipótese de convergência clube. Nesse caso, não obtivemos uma resposta conclusiva, uma vez que três dos quatro clubes analisados não apresentaram indícios de convergência de renda no período. Finalmente, na terceira etapa, confrontamos as hipóteses de convergência condicional e clube, ao relaxarmos a suposição de características estruturais comuns entre os países.

Os resultados apontam para a relevância das características iniciais na definição da taxa de crescimento da renda de longo prazo dos países, ou seja, a hipótese de convergência clube prevaleceu sobre as demais e se mostrou a mais adequada para descrever a evolução da renda no período. Assim sendo, existe um diferencial permanente entre as rendas por trabalhador, refletindo países que se situam em bases de atração distintas, e implicando a ocorrência de múltiplos equilíbrios estáveis.

No segundo artigo, expusemos algumas críticas relativas à abordagem clássica de estimação e interpretação de equações de crescimento. Assim sendo, avaliamos o processo de convergência de renda (na mesma amostra de países e período) por meio da utilização de regressões quantílicas para estimar as equações de crescimento.

Os resultados para a equação de crescimento absoluta mostram que somente os 10% de países com maiores taxas de crescimento da renda ($\theta = 0.9$) apresentaram convergência absoluta de renda no período. Os países pertencentes aos demais quantis analisados não estão convergindo (coeficientes negativos, mas não estatisticamente significantes) e precisam ultrapassar a barreira da divergência para conseguirem a equalização dos níveis de renda em longo prazo.

Quando acrescentamos as variáveis de controle na equação e estimamos a regressão de crescimento condicional, percebemos que o primeiro, o sexto e o sétimo quantis apresentaram coeficientes estimados na renda inicial negativos, mas não estatisticamente significantes, assim como nenhuma das variáveis de controle inseridas. Dessa forma, não ocorre convergência de renda para esses países no período analisado.

Para o segundo, o oitavo e o nono quantis, os coeficientes na renda inicial são negativos e estatisticamente diferentes de zero. Entretanto, as variáveis de controle inseridas não foram significantes para nenhum dos três quantis mencionados. Então, podemos afirmar que os países pertencentes a esses quantis exibem, internamente, um processo de convergência absoluta de renda em andamento. Porém, cada quantil apresenta uma velocidade de convergência distinta dos demais.

Finalmente, no terceiro, no quarto e no quinto quantis, os coeficientes estimados na renda inicial são negativos e significativos. Ademais, a variável de gastos do governo (GOV) mostrou-se também negativa e significativa a 5% nos três casos. Somente para a mediana ($\theta = 0.5$), o índice de abertura da economia apresentou-se positivo e estatisticamente diferente de zero ao nível de significância de 5%. Portanto, verificamos que dentro de cada um desses quantis, ocorre convergência condicional de renda.

Conclui-se, nesse caso, que o processo de convergência de renda é um acontecimento local, e não uma experiência global ao longo da distribuição de crescimento condicional, ou seja, cada um dos quantis exibe um comportamento na taxa de crescimento do produto que é diferente dos demais. Mais especificamente, constatamos que, dos nove quantis analisados no segundo artigo, três deles não mostraram evidências de convergência de renda no período (clube 1), outros três apresentaram convergência absoluta (clube 2), e os outros três restantes exibiram um processo de convergência condicional de renda por trabalhador (clube 3). Esse resultado é, portanto, compatível com a idéia de clubes de convergência e existência de múltiplos equilíbrios encontrada no primeiro artigo.

5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALDENDERFER, M.; BLASHFIELD, R. **Cluster analysis**. Beverly-Hills, [Calif.]: Sage, c1984.

ANDRADE, E. et al. **Testing convergence across municipalities in Brazil using quantile regression**. São Paulo, 2002. (IBMEC Working Paper, 14).

AZARIADIS, C. The economics of poverty traps, part one: complete markets. **Journal of Economic Growth**, v.1, n. 4, p.449-496, dec.1996.

BARRETO, R.; HUGHES, A. Under performers and over achievers: a quantile regression analysis of growth. **Economic Record**, Australia, v.80, n.248, p. 17-35, mar. 2004.

BARRETO, F. A.; GONDIM, J. L. B.; CARVALHO, J. R. Condicionantes de clubes de convergência no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 37, n.1, p. 71-100, Jan/Março 2007.

BARRO, R. Economic growth in a cross section of countries. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, Mass., v.106, n. 2, p. 407-443, may 1991.

BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic growth**, New York: McGraw-Hill, 1995. 539p.

BAUMOL, W. Productivity, convergence and welfare: what the long data show. **American Economic Review**, Nashville, Tenn., v. 76, n. 5, p.1072–1085, dec. 1986.

BERNARD, A.; DURLAUF, S. **Interpreting tests of the convergence hypothesis**. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research, 1996. (Technical Working Paper Series, NBER, 159).

BIANCHI, M. Testing for convergence: evidence from non-parametric multimodality tests. **Journal of Applied Econometrics**, London, v.12, n.4, p.393-409, July/Aug.1997.

BUCHINSKY, M. Recent advances in quantile regression models: a practical guideline for empirical research. **Journal of Human Resources**, Madison, Wis., v. 33, n.1, p. 88–126, winter 1998.

CANARELLA, G.; POLLARD, S. Parameter heterogeneity in the neoclassical growth model: a quantile regression approach. **Journal of Economic Development**, Amsterdam, v. 29, n.1, p. 1-32, june 2004.

CASS, D. Optimum growth in an aggregative model of capital accumulation. **Review of Economics Studies**, Bristol, England, v. 32, n.3, p. 233-240, July 1965.

COELHO, R. L. Dois ensaios sobre a desigualdade de renda dos municípios brasileiros. 79f. 2006. Dissertação (Mestrado em Economia) - CEDEPLAR, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2006.

CRAVO, T.; SOUKIAZIS, E. O Capital Humano como fator condicionante para o processo de convergência entre os estados do Brasil. In: FÓRUM DO BANCO DO NORDESTE DO BRASIL (BNB), 2006. Disponível em: <<http://www.bnb.com.br/content/aplicacao/eventos/forumbnb2006/docs/o.pdf>>. Acesso em: 10/01/2008.

DOBSON, S.; RAMLOGAN, C. Economic growth and convergence in Latin America. **Journal of Development Studies**, London, v.38, n.6, p. 83-104, july/aug. 2002.

DOMAR, E. Capital expansion, rate of growth, and employment, **Econometrica**, Chicago, Ill., v. 14, n. 2, p. 137-147, apr. 1946.

DURLAUF, S.; JOHNSON, P. Multiple regimes and cross-country growth behavior. **Journal of Applied Econometrics**, London, v.10, n. 4, p.365-384, oct. 1995.

DURLAUF, S. N.; JOHNSON, P. A.; TEMPLE, J. R.W. **Growth econometrics**. Poughkeepsie: Vassar College Economics, 2004. 183p. (Working Paper, 61).

EASTERLY, W. **O espetáculo do crescimento**. Rio de Janeiro: Ediouro, 2004. cap. 2-3, p. 40-96.

EVERITT, B.; TURCHI, L. M. **Cluster analysis**. 2.ed. London: Gower Publishing, 1980.

FERREIRA, A. Evolução recente das rendas *per capita* estaduais no Brasil: o que a nova evidência mostra. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 27, n. 3, p.363-374, jul./set.1996.

FERREIRA, P. C.; ELLERY Jr., R. Convergência entre a renda *per capita* dos estados brasileiros. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v.16, n.1, p.83-104, 1996.

FERREIRA, A.; LANJOW, P.; NERI, Marcelo. A robust poverty profile for Brasil using multiple data sources. Rio de Janeiro: FGV, EPGE, 2001. (World Bank Research Papers).

FRIEDMAN, M. Do Old Fallacies Ever Die? **Journal of Economic Literature**, Nashville, Tenn., v.30, n. 4, p. 2129-2132, 1992.

GALOR, O. Convergence? Inferences from theoretical models. **Economic Journal**, New York, v.106, n. 437, p.1056-1069, feb.1996.

GOLLIN, Douglas. Getting income shares right. **Journal of Political Economy**, Chicago, Il., v. 110, n.2, p. 458-474, apr. 2002.

GONDIM, J. L. B.; BARRETO, F. A. O uso do núcleo estocástico para identificação de clubes de convergência entre estados e municípios brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32, 2004, João Pessoa (PB).

GREGÓRIO, J.; LEE, John-Wha. Economic growth in Latin America: sources and prospects. In: MEETING OF THE LACEA, IDB, WORLD BANK POVERTY AND INEQUALITY RESEARCH NETWORK, 1999, Santiago de Chile.

HARROD, R. An essay in dynamic theory. **The Economic Journal**, New York, v. 49, n.193, p. 14-33, 1939.

ISLAM, N. What have we learned from the convergence debate? **Journal of Economic Surveys**, Avon, England, v. 17, n. 3, July 2003.

JOHNSON, P.; TAKEYAMA, L. Convergence among the US States: absolute, conditional or club? Poughkeepsie: Department of Economics Vassar College, 2003. (Vassar College Economics Working Paper Series, 50).

KAUFMAN, L.; ROUSSEEAU, P. **Finding groups in data**: an introduction to cluster analysis. New York: J. Wiley, 1990. 342p.

KARRAS, G. Economic integration and convergence: lessons from Asia, Europe and Latin America. **Journal of Economic Integration**, Seoul, v.12, n. 4, dec.1997.

KETTENRING, J. The practice of cluster analysis. **Journal of Classification**, New York, 23, n. 1, p. 3-30, June 2006.

KOENKER, R. Quantile regression. In: FIENBERG, S.; KADANE, J. (Ed.) International Encyclopedia of the Social Science: statistics section. [s.l.]: [s.n.], 2000.

KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression quantiles. **Econometrica**, Chicago, Ill., v. 46, n. 1, p. 33-50, 1978.

KOENKER, R.; HALLOCK, K. Quantile regression. **Journal of Economic Perspectives**, Nashville, Tenn., v. 15, n. 4, p. 143-156, Nov. 2001.

KOENKER, R.; MACHADO, J. Goodness of fit and related inference processes for quantile regression. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, Virginia, v. 94, n. 448, p. 1296-1310, Dec. 1999.

KOENKER, R.; XIAO, Z. Inference on the quantile regression process. **Econometrica**, Chicago, Ill., v. 70, n. 4, p. 1583-1612, July 2002.

KOOPMANS, T. On the concept of optimal economic growth. **The econometric approach to development planning**. Amsterdam: North Holland, 1965.

LAURINI, M.; ANDRADE, E.; PEREIRA, P. Clubes de convergência de renda para os municípios brasileiros: uma análise não-paramétrica. In: XXV ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 2003, Porto Seguro. Anais do XXV Encontro Brasileiro de Econometria. Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Econometria, 2003.

LEVINE, R.; RENELT, D. A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. **American Economic Review**, Nashville, Tenn., v. 82, n. 4, p. 942-963, Sept. 1992.

- LUCAS, R. On the mechanics of economic development, **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v.22, n.1, p. 3-42, July 1988.
- MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. A contribution to the empirics of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, Mass., v.107, n. 2, p.407-437, May 1992.
- MELLO, M.; NOVO, A. The new empirics of economic growth: quantile regression estimation of growth equations. [s.l.]: University of Illinois at Urbana-Champaign, 2002. Manuscript.
- MELLO, M.; PERRELLI, R. Growth equations: a quantile regression exploration. **Quarterly Review of Economics and Finance**, Champaign, Ill., v. 43, n. 4, p. 643-667, autumn 2003.
- MILES, W. Human capital and economic growth: a quantile regression approach. **Applied Econometrics and International Development**, v. 4, n.2, 2004.
- MINGOTI, S.; LIMA, J. Comparing SOM neural network with Fuzzy c-means, K-means and traditional hierarchical clustering algorithms. **European Journal of Operational Research**, North-Holland, v. 174, n. 3, p. 1742–1759, 2006.
- MINGOTI, S. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: UFMG, 2005.
- MOSSI, M. B. et al. Growth dynamics and space in Brazil. **International Regional Science Review**, San Diego, CA, v. 26, n. 3, p. 396-418, July 2003.
- NICKELL, S. J. Biases in dynamic models with fixed effects. **Econometrica**, Chicago, Ill., v. 49, n. 6, p.1417-1426, Nov. 1981.
- NOORBAKHS, F. **International convergence or higher inequality in human development?** 2006. (UNU-WIDER, Research Paper, 2006/15).
- QUAH, D. Empirical cross-section dynamics in economic growth. **European Economic Review**, North-Holland, v. 37, n. 2-3, p. 426-434, Apr.1993.
- QUAH, D. Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs. **Journal of Economic Growth**, Norwell, MA , v.2, n.1, p.27-59, Mar.1997.
- RODRIG, D. Where did all the growth go? External shocks, social conflict, and growth collapses. **Journal of Economic Growth**, Washington, DC, v.4, n.4, p. 385-412, Dec.1999.
- ROMER, P. Increasing returns and long run growth. **Journal of Political Economy**, Chicago, Ill. v. 94, n. 5, p.1002-1037, 1986.
- ROMER, P. Endogenous technological changes. **Journal of Political Economy**, v. 98, n. 5, p. S71- S102, 1990.

SALA-I-MARTIN, X. The classical approach to convergence analysis. **Economic Journal**, New York, v.106, n. 437, p.1019-1036, july 1996.

SALA-I-MARTIN, X. I just run four million regressions. Cambridge: NBER, 1997. (NBER Working Paper, 6252).

SOLOW, ROBERT. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, Mass., v. 70, n.1, p. 65-94, feb.1956.

TAYLOR, Alan M. Latin American and foreign capital in the 20th century: economics, politics and institutional changes. In: HABER, S. (Org.). **Political Institutions and Economic Growth in Latin America**. California: Hoover Institution Press, University of Stanford, 2000.