



FEUC FACULDADE DE ECONOMIA  
UNIVERSIDADE DE COIMBRA

# A Falácia de Galton e a Convergência para a Média. O que Revela a Regressão por Quantis?

Trabalho de Projeto de Mestrado em Economia, na especialidade de Economia do  
Crescimento e das Políticas Estruturais, apresentado à Faculdade de Economia da  
Universidade de Coimbra, para obtenção do grau de Mestre

COIMBRA - 2013/2014

**Orientando:** Gonçalo Ventura Lourenço Marouvo

**Orientador:** Prof. Doutora Adelaide Duarte

## Agradecimentos

A minha Mãe às vezes diz que não faz sentido eu dizer-lhe "Obrigado". Isto demonstra que a família é dar e não esperar nada, estar sempre lá independentemente do que aconteça, abdicar do bem estar em prol de outra pessoa. De qualquer forma, fica o agradecimento especial a Ela, ao meu Pai, à minha Tia, à minha Avó e ao meu Padrinho.

De seguida, agradecer à Professora Adelaide, não só por me ter dado um auxílio essencial para realizar este trabalho, mas também pelo seu acompanhamento desde o meu primeiro ano. Nunca imaginei que a primeira reunião com a minha Tutora pudesse marcar o início de uma relação de enorme acompanhamento, em que me deu sempre apoio e sugestões relevantes. Gostaria também de deixar uma nota de agradecimento ao Professor Sousa Andrade, pela troca de ideias e sugestões no âmbito da metodologia econométrica.

Quando chega a parte de agradecer aos Amigos eu sinto sempre algum receio de particularizar, pois a probabilidade de nos esquecermos de Alguém não é desprezável. Permitam-me um primeiro agradecimento a alguém com intervenção direta neste TP, o Henrique. Seguidamente, elenco um conjunto de nomes: Joel, Nuno, Gil, Núbio, Sílvio, André, Clara, Vânia, Anabela, Susana, Paulo, Rui, Pedro, Andreia. É sempre muito difícil realizar um corte nesta corrente de nomes. Mas também é impossível colocar no papel o que significam para mim. Porque estas palavras representam pessoas que para mim são especiais.

Se me permitem realizar a concatenação com a Licenciatura, este trabalho representa o finalizar de quatro anos e meio de Economia. Anos estes que superaram todas as expectativas que tinha. Gostaria de agradecer todo o pessoal docente e não docente da Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra, que sem dúvida contribuiu para que hoje possa apelidar este local de uma casa. Desde os Professores extremamente competentes que tive, aos restantes funcionários. Para além disso, estender este agradecimento a todas as pessoas que durante este período temporal passaram pela minha vida. Desde o motorista do meu autocarro, à senhora da padaria.

*No matter. Try again. Fail again. Fail better.* - Samuel Beckett

## Resumo

A falácia de Galton demonstra a necessidade de analisar as relações económicas para além da média condicional. Este trabalho de projeto revisita as equações de convergência baseadas nos modelos neoclássico e de difusão tecnológica, centrando-se na relação entre taxa e nível inicial ao longo dos vários quantis da função densidade condicional (Q convergência). De modo a alcançar este objetivo, é empregue a regressão por quantis (Koenker (2005)). A versão 8.0 da PWT e a base CANA são as principais fontes para a construção de uma base dados de painel, em que se controla para a existência de efeitos fixos através da abordagem de Canay (2011). Os principais resultados consistem na existência de Q convergência absoluta para os quantis superiores. O controlo para outras variáveis explicativas provoca uma suavização no padrão decrescente do coeficiente no valor inicial, que se torna negativo para todos os percentis. Para além disso, a produtividade total dos factores (PTF) possui uma velocidade de convergência superior ao produto *per capita*. Finalmente, um breve exercício teórico é efetuado, de modo a explicitar a relação entre beta, sigma e convergência.

Este trabalho constitui valor acrescentado para a convergência real em vários aspetos: a) revisita, de uma forma sistemática, as equações de convergência neoclássica e tecnológica utilizando a regressão por quantis; b) utiliza a metodologia de Canay (2011); c) analisa a relação entre beta, sigma e Q convergência; d) utiliza uma estrutura de dados de painel, recorrendo às recentes bases de dados CANA e PWT 8.0.

**Palavras-chave:** Q convergência, Beta-convergência, convergência tecnológica, regressão por quantis, efeitos fixos

**Classificação JEL:** C31, C33, O47

# Abstract

Galton Fallacy compels us to look at economic relationships beyond conditional mean. This research (TP) revisits growth convergence equations based on neoclassical and technological catch-up models by investigating the causal effects between the growth rate and the initial level throughout several quantiles (Q convergence) using quantile regression Koenker (2005). It is the econometric approach that fits better in this framework and Canay (2011) methodology is applied to control for the presence of fixed effects associated with panel data. The main results reveal Q unconditional convergence for the upper quantiles of growth rate's conditional density function. Controlling for other covariates leads to a smooth in the decreasing pattern of the coefficient on the initial level of the variable. Additionally, total factor productivity (TFP) shows a higher convergence speed than per capita gross domestic product (GDP). Finally, a theoretical exercise is done in order to shed light on the relationship between beta, sigma and Q convergence.

This research contributes to the real convergence literature in several ways: a) by revisiting, in a systematic way, neoclassical and technological convergence equations by using quantile regressions; b) by using Canay's methodology (2011); c) it sheds light theoretically on the relationships between  $\beta$ ,  $\sigma$  and Q convergence; finally, d) it exploits panel data information from two recent databases, version 8.0 of Penn World Tables and CANA database (2011).

**Keywords:** Q convergence, Beta convergence, technological convergence, quantile regression, fixed effects

**JEL Classification:** C31, C33, O47

## Lista de Acrónimos e Siglas

**CANA** - Base de dados de Castellacci e Natera (2011)

**EUA** - Estados Unidos da América

**GMM** - Método Generalizado dos Momentos

**I&D** - Investigação e Desenvolvimento

**OLS** - Mínimos Quadrados Ordinários

**PIB** - Produto Interno Bruto

**PTF** - Produtividade Total dos Factores

**PWT** - *Penn World Table*

# Índice

<b>1</b>	<b>Introdução</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Revisão da Literatura</b>	<b>2</b>
2.1	Conceitos de Convergência . . . . .	2
2.2	Modelo Neoclássico . . . . .	3
2.3	Difusão Tecnológica . . . . .	7
2.4	Problemas econométricos e críticas à abordagem clássica . . . . .	11
<b>3</b>	<b>Estudo empírico de convergência</b>	<b>14</b>
3.1	Base de dados e estatísticas descritivas . . . . .	14
3.2	Metodologia econométrica . . . . .	19
3.3	Equações de convergência neoclássica e tecnológica . . . . .	22
<b>4</b>	<b>Resultados</b>	<b>24</b>
4.1	Convergência Absoluta . . . . .	24
4.2	Convergência Condicional . . . . .	26
4.3	Confirmação da Falácia de Galton . . . . .	32
<b>5</b>	<b>Comentários Finais</b>	<b>34</b>
	<b>Apêndices</b>	<b>36</b>
	<b>Referências Bibliográficas</b>	
	<b>Apêndices</b>	
	<b>Anexos</b>	

## Lista de Quadros

1	Estatísticas descritivas para as médias do logaritmo do produto <i>per capita</i> a 10 anos . . . . .
2	Estatísticas descritivas para a PTF . . . . .
3	Resultados do teste de Spearman aplicado ao produto <i>per capita</i> e PTF
4	Matriz de transição para os produtos <i>per capita</i> , de 1976 a 1986 . . . . .
5	Matriz de transição para os produtos <i>per capita</i> , de 1986 a 1996 . . . . .
6	Matriz de transição para os produtos <i>per capita</i> , de 1996 a 2006 . . . . .
7	Matriz de transição para a PTF, de 1980 a 1990 . . . . .
8	Matriz de transição para a PTF, de 1980 a 1990 . . . . .
9	Matriz de transição para a PTF, de 2000 a 2010 . . . . .
10	Resultados do coeficiente no produto inicial, para uma regressão de beta convergência absoluta, com e sem controlo para efeitos fixos . . . . .
11	Resultados do coeficiente na PTF inicial, para uma regressão de beta convergência absoluta, com e sem controlo para efeitos fixos . . . . .
12	Estatísticas de teste e respectivos valor p para a significância conjunta dos efeitos fixos dos quatro modelos estimados . . . . .
13	Resultados das regressões de beta convergência condicional para o produto <i>per capita</i> , estimação por <i>pooled quantile regression</i> . . . . .
14	Resultados das regressões de beta convergência condicional para o produto <i>per capita</i> , estimação com controlo para efeitos fixos . . . . .
15	Resultados das regressões de beta convergência condicional para a PTF, estimação por <i>pooled quantile regression</i> . . . . .
16	Resultados das regressões de beta convergência condicional para a PTF, estimação com regressão por quantis, controlando para efeitos fixos com metodologia de Canay (2011) . . . . .

## Lista de Figuras

1	Evolução dos coeficientes estimados para o modelo de beta convergência absoluta para o produto, com e sem controlo de efeitos fixos . . . . .	25
2	Evolução dos coeficientes estimados para o modelo de beta convergência absoluta para a PTF, com e sem controlo de efeitos fixos . . . . .	26
3	Evolução do coeficiente do produto <i>per capita</i> inicial para o modelo de beta convergência condicional. . . . .	27
4	Evolução dos coeficientes das restantes variáveis incluídas na regressão de beta convergência condicional para o produto, com controlo para efeitos fixos. . . . .	28
5	Evolução dos coeficiente do hiato tecnológico inicial para o modelo de beta convergência condicional para a PTF. . . . .	30
6	Evolução dos coeficientes das restantes variáveis excetuando a <i>dummy</i> temporal, no modelo de beta convergência condicional para a PTF, com controlo de efeitos fixos. . . . .	31
7	Evolução das funções densidade estimada das médias a dez anos do produto <i>per capita</i> . . . . .	
8	Evolução das funções densidade estimada para a PTF . . . . .	
9	Gráfico de dispersão das taxas médias de crescimento do produto per capita para os subperíodos 1970-90 e 1990-2010 . . . . .	
10	Gráfico de dispersão das taxas médias de crescimento da PTF para os subperíodos 1980-95 e 1995-2010 . . . . .	
11	Evolução dos coeficientes estimados para o modelo de beta convergência condicional para o produto, sem controlo de efeitos fixos . . . . .	
12	Evolução dos coeficientes estimados para o modelo de beta convergência condicional para a PTF, sem controlo de efeitos fixos . . . . .	



# 1 Introdução

A motivação mais profunda de qualquer trabalho na área do crescimento económico reside em tentar explicar diferenças de nível de vida entre países. Por que é que no momento presente o habitante representativo de um país africano vive com uma dieta alimentar pobre, e cujas infraestruturas tais como a rede eléctrica e água canalizada são uma miragem, ao passo que o habitante médio de um país escandinavo usufrui, simultaneamente, de um nível de bem-estar incomparavelmente superior naquelas dimensões? Que previsões pode a ciência económica elaborar para a evolução futura do diferencial de nível de vida dos habitantes destes países? Fará sentido afirmar que daqui a cinquenta anos o produto *per capita* dos Camarões igualará o da Suécia, que actualmente é cerca de vinte uma vezes superior? A teoria económica desenvolveu dois mecanismos mediante os quais postula a existência de convergência, que se inserem no modelo neoclássico de crescimento exógeno (com a sua génese em Solow (1956)) e nos modelos de crescimento endógeno de difusão tecnológica (por exemplo, Barro e Sala-i-Martin (1997)). Apesar de parecer ser robusta a existência de uma relação negativa entre taxa de crescimento (do produto *per capita* ou produtividade total dos fatores (PTF), consoante a filiação teórica) e nível inicial da respetiva variável (Sala-i-Martin (1997); Doppelhofer *et al.* (2004)), nada se pode concluir sobre se a dinâmica de evolução dos países possui um único equilíbrio de crescimento equilibrado (Barro e Sala-i-Martin (1992)) ou vários (clubes de convergência) (Durlauf e Quah (1999)). Para além disso, aspetos como a existência de heterogeneidade de coeficientes (Durlauf e Johnson (1995)) no processo de crescimento económico demonstram a necessidade de utilização de metodologias que obviem este aspeto.

O objectivo principal deste trabalho consiste em averiguar se a existência da relação negativa supracitada entre taxa e nível inicial é algo que se verifica, no processo que gera os dados, em todas as partes da função densidade condicional, e não unicamente na sua média. Por exemplo, caso se verifique a existência de trocas de ordenações entre os grupos dos países de rendimento médio e elevado e a manutenção das posições relativas para os pobres, os primeiros quantis da função não estarão a tender para o mesmo ponto dos superiores. A falácia de Galton (Galton (1886); Friedman (1992)), que, aplicada ao contexto em causa, postula que apesar de existir uma relação negativa pode não haver redução da dispersão dos rendimentos (diretamente ou indiretamente, e neste caso via PTF), demonstra que as usuais regressões de beta convergência absoluta ou condicionada fornecem informação insuficiente sobre a distribuição seccional dos produtos *per capita* e da PTF, uma vez que se tratam de regressões para a média

(Quah (1993b)), onde é inferido o comportamento do indivíduo médio (no período médio, caso a base de dados seja de painel) da amostra.

Existe uma enorme interação entre os objectivos explicitados e a metodologia econométrica, sendo que a abordagem que encaixa de forma quase ideal nos objectivos propostos consiste na regressão por quantis (Koenker e Bassett (1978); Koenker e Hallock (2001); Koenker (2005)). Esta metodologia visa estimar os efeitos marginais nos vários quantis da função distribuição condicional e será aplicada à estimação de regressões de crescimento, no âmbito dos dois modelos supramencionados, permitindo deste modo verificar: a) se a convergência condicionada encontrada não ocorre unicamente na média; b) variações na velocidade de convergência, nomeadamente se a “*iron law*” (Barro (2012)) é transversal aos vários quantis; c) diferenciais de efeitos marginais para as restantes variáveis explicativas. Deste modo, trata-se de uma metodologia robusta que permite retirar ilações adicionais sobre os processos de (eventual) aproximação dos níveis de produto *per capita* e difusão tecnológica.

O remanescente deste trabalho organiza-se do seguinte modo: na primeira parte da próxima secção serão apresentados os conceitos de convergência, seguida pela revisão dos modelos teóricos associados à convergência neoclássica e tecnológica e respectivos resultados empíricos; a secção três apresenta a base de dados, efectua uma análise de estatísticas descritivas e introduz a metodologia econométrica; a secção quatro revela os resultados das regressões e interliga-os com as várias definições de convergência apresentadas; a última conclui, salientando os principais resultados e realizando propostas para investigação futura.

## 2 Revisão da Literatura

### 2.1 Conceitos de Convergência

Talvez a aceção mais intuitiva de convergência consista no facto de os países pobres crescerem mais do que os ricos, de tal modo que ocorrerá um *catch-up*. Ora, isto induzirá a que uma equação que exprima a evolução do produto *per capita* revele que quando o rendimento por habitante for mais elevado, menor será a variação relativa do mesmo, o que constitui o conceito de beta convergência absoluta. A não verificação empírica deste significado provocou uma produção científica na área do crescimento endógeno (com génese em Romer (1986) e Lucas (1988)), por contraponto aos modelos neoclássicos (sendo Solow (1956) o artigo pioneiro). No entanto, estes últimos, postulam a existência de beta convergência condicional e não absoluta, que existirá quando a relação negativa

entre a taxa e nível inicial se verificar unicamente quando se controla para diferenciais de parâmetros estruturais. Dado que a existência de beta convergência é uma condição necessária mas não suficiente para redução da dispersão dos rendimentos, o conceito de sigma convergência permite analisar esta questão diretamente, consistindo na redução do desvio padrão do logaritmo do produto *per capita* ao longo do tempo. Apesar de os conceitos de beta convergência serem interpretados como indício de um único equilíbrio no processo de crescimento, a sua verificação não pode excluir a hipótese de existência de múltiplos *steady states*, tal como postulam alguns modelos teóricos (por exemplo, Azariadis e Drazen (1990)). Diz-se que existem clubes de convergência (Galor (1996)) quando países que apresentam condições iniciais idênticas tendem para o mesmo equilíbrio, ou seja, a evolução da economia depende das suas condições iniciais.

Finalmente, tendo em consideração que o produto *per capita* pode ser explicado por duas grandes dimensões, uma relacionada com o processo de acumulação de capital físico e humano e outra associada ao progresso técnico, tem vindo a existir uma análise autónoma sobre a segunda, no âmbito dos modelos de difusão tecnológica. Obviamente que a existência de convergência da PTF constituirá um impacto indireto positivo sobre a convergência dos produtos *per capita*.

Tendo como base Castellacci (2011), que reporta um conceito de  $Q$  convergência por analogia com a beta convergência, poder-se-á postular que existirá  $Q$  convergência absoluta no quantil  $\tau$  quando o quantil condicional de ordem  $\tau$  apresentar uma relação negativa entre taxa e nível inicial e, por sua vez, existirá  $Q$  convergência condicional quando esta relação se verificar unicamente controlando para *proxies* do *steady state*. De facto, este trabalho versa sobre estes últimos dois conceitos, bem como a respectiva interação com as primeiras definições.

## 2.2 Modelo Neoclássico

A análise em crescimento económico centra-se na investigação acerca dos determinantes da evolução de longo prazo do produto *per capita*. Pressupõe-se que são as restrições da oferta macroeconómica que ditarão a dinâmica desta variável, representadas por uma função de produção que apresenta as características neoclássicas (Solow (1956)). A presença de rendimentos à escala constantes permite colocar a função de produção na forma intensiva, ou seja, estabelecer uma relação unívoca entre o produto ( $Y$ ) e o capital ( $K$ ) por unidades eficientes de trabalho. Tratando-se de uma economia fechada, a poupança iguala o investimento bruto, pressupondo-se adicionalmente que as famílias possuem uma propensão média e marginal a poupar constante e igual a  $s$ . Tendo em consideração que o capital se deprecia a uma taxa  $\delta$ , e que a PTF ( $A$ ) e a

oferta de trabalho ( $L$ ) crescem a taxas constantes e iguais a  $g^1$  e  $n$ , respectivamente, chega-se a uma expressão para a taxa de crescimento de  $\hat{k}^2$ . Derivando esta equação em ordem a  $\hat{k}$ , para verificar qual a relação entre taxa e nível<sup>3</sup>, vem:

$$\frac{\partial \left( \frac{\dot{\hat{k}}}{\hat{k}} \right)}{\partial \hat{k}} = s \frac{\hat{k} \frac{\partial f}{\partial \hat{k}} - f(\hat{k})}{\hat{k}^2} \quad (1)$$

Uma vez que em numerador se encontra o simétrico da produtividade marginal do trabalho, esta derivada é negativa, sob o pressuposto de produtividades marginais positivas e decrescentes dos *inputs*. Portanto, a taxa de crescimento de  $\hat{k}$  é função decrescente do seu nível, uma vez que os acréscimos de capital materializam-se numa variação menos que proporcional do *output*; como se investe uma proporção constante do mesmo, ocorrerá uma penalização na variação relativa do capital no período subsequente.

Aproveitando a extensão de Mankiw *et al.* (1992), incluir-se-á o capital humano ( $H$ ) como *input* direto e acumulável numa função de produção agregada do tipo *Cobb-Douglas*. Logaritmizando e derivando em ordem ao tempo a sua forma intensiva, e tendo em consideração as equações de acumulação de  $K$  e  $H$ , obtém-se uma expressão para a taxa de crescimento de  $\hat{y}$ . Realizando uma log-linearização em torno do *steady state*,  $\hat{y}^*$ , vem<sup>4</sup>:

$$\frac{\dot{\hat{y}}}{\hat{y}} = -\lambda(\ln \hat{y} - \ln \hat{y}^*), \quad \lambda = (1 - \alpha - \phi)(n + \delta + g) \quad (2)$$

A equação (2) revela que a taxa de crescimento do produto em unidades eficientes de trabalho depende linearmente da distância relativa ao *steady state*. O parâmetro  $\lambda$  mede a penalização na taxa por cada ponto percentual de redução da distância ao equilíbrio, e por isso se apelida de velocidade de convergência. Resolvendo a equação diferencial linear de primeira ordem (2), lembrando que  $\ln \hat{y}(t) = \ln y(t) - \ln A(0) - gt$ , e subtraindo  $\ln y(0)$  dos dois lados:

$$\frac{\ln y(T) - \ln y(0)}{T} = g + \frac{(1 - e^{-\lambda T})}{T} \ln y(0) + \frac{(1 - e^{-\lambda T})}{T} (\ln \hat{y}^* + \ln A(0)) \quad (3)$$

Repare-se que, para  $T$  não negativo, o contradomínio da função  $e^{-\lambda T}$  corresponde

<sup>1</sup>O progresso técnico *labour-augmenting* é exógeno, o denominado “*mana from heaven*” dado não ser explicado pelas decisões dos agentes económicos.

<sup>2</sup> $\frac{\partial X}{\partial t} = \dot{X}$  e  $\hat{x} \equiv X/AL$ , com  $X = X(t)$ .

<sup>3</sup>Esta relação será similar para o produto, dada a associação unívoca e crescente com o capital.

<sup>4</sup> $\alpha$  e  $\phi$  são as elasticidades do produto em ordem ao capital físico e humano, respetivamente.

ao intervalo  $[1, 0[$ , pelo que se prevê que o coeficiente no produto inicial seja negativo, aspecto que materializa a existência de convergência. À medida que  $T$  aumenta, incluem-se horizontes temporais em que o país está mais próximo do *steady state* e, conseqüentemente, a taxa média de crescimento reduzir-se-á, tal como o coeficiente. Quando  $T \rightarrow +\infty$ , a taxa de crescimento do produto *per capita* é igual a  $g$ .

A equação (3) implica a estimação de uma equação econométrica do tipo<sup>5,6</sup>:

$$\Delta \ln y_{it} = \rho \ln y_{it-1} + X'_{it} \beta + Z'_{it} \gamma + \mu_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

Em que  $X$  é um vetor coluna tetradimensional com as variáveis determinantes do valor de *steady state* ( $\ln \hat{y}^*$ ): uma constante; o logaritmo das taxas de investimento em capital físico e humano; o logaritmo da depreciação efectiva. A inclusão das variáveis presentes em  $Z$  está relacionada com um procedimento *ad hoc*, nas denominadas regressões *a la Barro* (Barro (1991)). Em termos teóricos, a inclusão destas variáveis justifica-se pela sua influência sobre  $A(0)$ , o nível inicial da PTF. De facto, esta variável reflecte “não só a tecnologia, mas também a disponibilidade de recursos naturais, o clima e o quadro institucional” (Mankiw *et al.* (1992)). Portanto, o vetor  $Z$  incluirá medidas associadas a dimensões políticas, sociais, institucionais, étnicas, financeiras<sup>7</sup>... Finalmente,  $\mu_i$  corresponde a um efeito individual e não observável;  $v_t$  constitui um choque específico temporal;  $\epsilon_{it}$  será o termo de erro idiossincrático de painel.

Tendo em conta os objectivos definidos, é pertinente realizar uma sùmula das metodologias econométricas e principais resultados relativos ao coeficiente de convergência ( $\rho$ ). Será relevante iniciar esta exposição tendo como base a denominada por Barro (2012) como “*iron law of convergence*”, consistindo esta numa velocidade de convergência de 2% ao ano, o que implica que a meia vida será aproximadamente 35 anos<sup>8</sup>. Para se apresentar o suporte teórico deste valor, lembre-se que  $\lambda = (1 - \alpha - \phi)(n + \delta + g)$ . Assumindo valores plausíveis para  $n$ ,  $\delta$  e  $g$  de 1%, 2% e 5%, respectivamente, e tendo em consideração que a participação do capital em sentido lato será de aproximadamente 70%, almeja-se o valor supracitado<sup>9,10</sup>.

<sup>5</sup>Apresenta-se a equação para uma estrutura de dados de painel, pois *cross section* e *time series* são casos particulares, implicando o desaparecimento do índice temporal ou individual, respectivamente.

<sup>6</sup>De notar que (4) constitui um painel dinâmico pois, se se somar o valor desfasado da variável dependente dos dois lados, tem-se uma equação em que a variável dependente é influenciada pelo seu desfasamento.

<sup>7</sup>Para uma lista de todas as variáveis utilizadas em crescimento, ver Durlauf *et al.* (2004)

<sup>8</sup>Período temporal necessário para percorrer metade da distância ao *steady state*.

<sup>9</sup>Foi precisamente a evidência empírica de uma velocidade abaixo da prevista teoricamente pelo modelo neoclássico que motivou Mankiw *et al.* (1992) a estender a definição de capital.

<sup>10</sup>Alternativamente, Barro e Sala-i-Martin (1992) demonstram que o valor também é coerente com modelos em que a taxa de poupança é endógena (Ramsey (1928), Cass (1965) e Koopmans (1965)).

Os resultados empíricos relativamente à investigação associada a regiões de um dado país, apontam de forma consistente para a "*iron law*". Exemplos deste aspecto são Sala-i-Martin (1995) e Barro e Sala-i-Martin [2004, cap. 11]<sup>11</sup>. Os estudos empíricos de carácter regional apresentam convergência absoluta, que deriva do facto de a variabilidade nos parâmetros estruturais associados às regiões dentro do mesmo país ser reduzida, pois os indivíduos em causa estão sujeitos ao mesmo quadro legal e institucional. Exemplos de amostras abarcam os estados dos Estados Unidos da América (EUA), as prefeituras do Japão, regiões de países europeus, Canadá, Austrália, entre outros<sup>12</sup>.

Movendo para o caso em que os indivíduos são países, usualmente verifica-se a inexistência de convergência absoluta quando se analisa um grupo heterogéneo. Com conjuntos relativamente homogéneos, normalmente encontra-se convergência absoluta, mas a taxas relativamente baixas. Baumol (1986) encontra convergência da produtividade do trabalho para um conjunto de 16 países, apesar de DeLong (1988) argumentar que este resultado depende de uma selecção da amostra<sup>13</sup>. Um artigo incontornável corresponde a Mankiw *et al.* (1992), que encontra valores para  $\lambda$  próximos dos 2% através de uma estimação por mínimos quadrados ordinários (OLS), excetuando para uma subamostra correspondente aos países da OCDE. Todavia, Canarella e Pollard (2003), numa atualização para este subgrupo de nações, encontram uma velocidade semelhante à postulada pela "*iron law*".

As primeiras abordagens de painel tratam da existência de efeitos idiossincráticos ao indivíduo (país) não observáveis e invariantes temporalmente através do estimador de Chamberlain (1983) (Knight *et al.* (1993); Loayza (1994)). Islam (1995), para além de empregar esta metodologia, utiliza o estimador de efeitos fixos, que aplica OLS às variáveis subtraídas da sua média temporal para cada indivíduo, concluindo que os resultados de ambos são muito próximos. Nestes três artigos, as estimativas obtidas para a velocidade de convergência rondam os 5%, o que favorece uma versão mais estrita do capital no âmbito do modelo neoclássico. Porém, dado que o estimador de Chamberlain (1983) modela o efeito individual e o produto inicial como função de todos os valores temporais das restantes variáveis, exige que as mesmas sejam estritamente exógenas, o que neste contexto será muito improvável (Caselli *et al.* (1996)). Para além disso, no âmbito da estimação de painel dinâmico como (4), a presença de efeitos individuais não observáveis originará automaticamente endogeneidade, dado que o mesmo entra

---

<sup>11</sup>Este capítulo é uma actualização de Barro e Sala-i-Martin (1992).

<sup>12</sup>Uma sistematização destes resultados é reportada em De La Fuente (2000).

<sup>13</sup>Para além disso, Rodrik (2011) demonstra que a produtividade do trabalho das indústrias transformadoras de um vasto e heterogéneo conjunto de países apresenta convergência absoluta

na equação do produto desfasado. Por sua vez, a transformação de efeitos fixos não elimina este problema<sup>14</sup>. Caselli *et al.* (1996) obviam esta problemática baseando-se no estimador de Arellano e Bond (1991), em que os efeitos fixos são removidos colocando a equação em primeiras diferenças, e depois aplicando o método generalizado dos momentos (GMM) para estimar esta equação transformada, sendo os níveis desfasados instrumentos para as primeiras diferenças, encontrando uma velocidade de aproximadamente 10%.

No entanto, esta metodologia pode sofrer alguns problemas (Bond *et al.* (2001)), principalmente em amostras de reduzida dimensão temporal, e se a variável explicativa apresentar uma persistência elevada. A lógica reside no facto de a relação entre a variação e nível ser pouco significativa e, portanto, estar-se-á na presença de instrumentos fracos. A alternativa corresponde a utilizar um estimador GMM baseado em Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), em que, para além da equação em primeiras diferenças com os níveis desfasados como instrumentos, se tem a equação em níveis com as diferenças desfasadas como instrumentos. Empregando esta abordagem, encontra-se novamente uma velocidade próxima dos 2%. Igualmente, Barro (2012) “joga” com o enviesamento esperado por utilização das duas metodologias econométricas que serviriam de extremos ao intervalo onde se situa o valor populacional. Assim, utilizando uma base de dados com valores relativos ao século XIX, o enviesamento do estimador de efeitos fixos será reduzido; por sua vez, com um horizonte temporal menor, será mais adequado utilizar OLS, controlando para um conjunto vasto de variáveis explicativas. Deste modo, as duas metodologias mais credíveis apresentam resultados para a velocidade de convergência de 2,4% e 1,7%, respetivamente, o que constituirá um intervalo no qual se situará o valor populacional<sup>15</sup>, representando mais um aspecto a favor da “*iron law*”. Finalmente, Barro e Sala-i-Martin [2004, cap. 12] alcançam resultados de natureza similar.

### 2.3 Difusão Tecnológica

No âmbito dos modelos de crescimento endógeno, encontram-se os modelos de difusão tecnológica, que realçam o papel da evolução da PTF<sup>16</sup> como segundo mecanismo

<sup>14</sup>O estimador de efeitos fixos aplica OLS à equação transformada (ignorando o efeito temporal):  $\ln y_{it} - \ln \bar{y}_i = (1 + \rho)(\ln y_{it-1} - \ln \bar{y}_i) + (X'_{it} - \bar{X}'_i)\beta + Z'_{it}\gamma + (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i)$ , em que  $\bar{z}_i = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^T z_{it}$ . Ora, demonstra-se que  $Cov[(\ln y_{it-1} - \ln \bar{y}_i), (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i)] \neq 0$ .

<sup>15</sup>Bond *et al.* (2001) demonstram que o estimador baseado em Arellano e Bond (1991) está fora deste intervalo.

<sup>16</sup>Salvo alguma referência em contrário, PTF ou estado tecnológico serão implicitamente utilizados como sinónimos.

de convergência. Em primeiro lugar, é relevante e insere-se nos objectivos deste trabalho estudar uma equação que analisa a evolução da PTF como variável endógena, pois esta contribui de forma substancial para a variabilidade de produtos *per capita*. Este facto é comprovado, por exemplo, em Prescott (1998) ou Hall e Jones (1999). Klenow e Rodríguez-Clare (1997) argumentam que o contributo do capital (em sentido lato) para o crescimento do produto *per capita* deve ser medido pelas variações nos rácios capital produto, caso contrário, atribuir-se-á ao capital uma parte do contributo que pertence originariamente à PTF. Bosworth e Collins (2003) concluem que será plausível assumir, no mínimo, que só os diferenciais de tecnologia contribuem para aproximadamente metade da variabilidade do produto *per capita*.

O enquadramento teórico assente numa base microeconómica pode ser encontrado, por exemplo, em Barro e Sala-i-Martin (1997). Pressupondo uma função de produção em que os *inputs* são bens de capital não duradouros, o progresso técnico consiste na expansão das variedades de bens de capital. O incentivo para a sua expansão reside no direito de produção exclusiva do bem inventado.

Seja  $\hat{A} \equiv A_2/A_1$  a distância tecnológica entre países. O país 1, líder tecnológico, encontra-se numa trajectória de crescimento equilibrado, à taxa  $\gamma_1$ . Para a evolução da PTF do país 2, há que ter em consideração a restrição de alocação dos recursos. A porção do produto empregue na expansão das variedades de bens de capital, que é equivalente à variação do número de variedades multiplicado pelo custo da sua expansão, corresponde ao diferencial entre a produção total e a soma do consumo e investimento realizado. Assumindo que os agentes dedicam uma porção constante  $\mu_2$  do rendimento ao consumo e que a quantidade de cada bem de capital de cada variedade é fixo, resulta:

$$\frac{\dot{\hat{A}}}{\hat{A}} = \frac{\varphi_2}{c(\hat{A})} - \gamma_1 \quad (5)$$

Em que  $\varphi_2$  depende negativamente de  $\mu_2$ , sendo também função do rácio (constante) entre o produto e o número de variedades. As características da função custo de expansão ( $c(\hat{A})$ ) serão essenciais para a dinâmica do hiato. Assim, dado que imitar é por natureza intrínseca mais barato que inventar, espera-se que o custo de expansão coincida com o custo de imitação. Por sua vez, é natural que exista um diferencial nos custos de imitação, sendo copiadas primeiro as tecnologias mais baratas, logo, o custo marginal será crescente. A lógica subjacente reside no facto de uma maior distância à fronteira implicar a disponibilidade para imitação de tecnologias mais antigas, intrinsecamente mais baratas. À medida que o hiato se eleva, espera-se também que as tecnologias disponíveis estejam menos associadas às especificidades do país líder, o que



reforçará o padrão crescente da função custo. Derive-se (5) em ordem ao hiato:

$$\frac{\partial \left( \frac{\dot{\hat{A}}}{\hat{A}} \right)}{\partial \hat{A}} = -\varphi_2 \frac{\frac{\partial c}{\partial \hat{A}}}{c(\hat{A})^2} \quad (6)$$

A argumentação económica acima implica que a derivada no numerador é positiva, e portanto a taxa do hiato é função monótona decrescente do seu nível. Este aspecto confirma, em primeiro lugar, que o *steady state* é estável (o valor  $\hat{A}^*$  tal que a sua taxa de crescimento é nula) e que os países mais distantes da fronteira experimentam taxas de crescimento superiores, pois a mesma porção do produto devotada ao progresso técnico leva a que o crescimento seja maior quando o custo de expansão é menor. Repare-se como a abordagem metodológica é similar à apresentada para o modelo neoclássico, implicando a estimação de uma equação econométrica do género:

$$\Delta \ln A_{it} = \alpha + \beta \ln \frac{A_{mt-1}}{A_{it-1}} + \eta X_{it} + \sum_{p=1}^C ca_{it}^p (\omega_p + \beta_p \ln \frac{A_{mt-1}}{A_{it-1}}) + \mu_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (7)$$

O vector  $X_{it}$  será constituído por *proxies* da capacidade inovadora, como a taxa de investimento em investigação e desenvolvimento (I&D), o número de patentes, a quantidade de artigos científicos produzidos e um *input* essencial, o número médio de anos de ensino terciário. Para além disso, faz sentido que o custo de imitação seja também função de um conjunto de variáveis que facilitam o acesso a tecnologias estrangeiras e o respectivo *know-how* para a sua incorporação no processo produtivo, o que corresponde ao conceito de capacidade de absorção. Assim sendo, a variável  $ca_{it}^p$  constitui uma das  $C$  *proxies* da capacidade de absorção, afectando de forma independente o progresso técnico (captado por  $\omega_p$ ), ou facilitando o processo de difusão (materializado no termos de interacção com o hiato, com magnitude  $\beta_p$ ). Ou seja, a velocidade de convergência depende de  $ca_{it}^p$  no sentido em que, para um dado *technological gap*, um valor superior de uma das componentes da absorção levará a que a aproximação do líder seja mais rápida. Por fim, convém indagar quais serão as dimensões incluídas na capacidade de absorção (Rogers (2004)): como exposição à acessibilidade a tecnologias do exterior, surgirá o investimento directo estrangeiro e o grau de abertura; como variável essencial para garantir o *know-how* para introdução das inovações, o capital humano, nomeadamente aquele associado ao segundo e terceiro níveis de ensino; numa terceira dimensão, encontrar-se-á a qualidade das infraestruturas tecnológicas como factor relevante para conferir uma estrutura de suporte e apoio à difusão tecnológica (Castellacci (2011)). Por último, *proxies* institucionais e políticas também constituirão variáveis relevantes,

quer relacionadas com barreiras à adopção de tecnologias derivadas da tentativa de manutenção do *status quo* por parte de alguns agentes económicos (Prescott (1998)), quer a relevância de estruturas institucionais que evitem ao máximo a alocação de recursos para “*diversion activities*” ou *rent seeking* (Hall e Jones (1999)).

Um dos primeiros estudos sobre os *spillovers* tecnológicos é Coe e Helpman (1995). O principal resultado consiste na existência de elasticidades do produto em relação ao capital de I&D nacional positivas, sendo de magnitude mais elevada nos países do G-7. Por sua vez, os países fora deste grupo apresentam elasticidades em relação ao capital estrangeiro superiores. Integrando estas evidências teoricamente, poder-se-á argumentar que os países do G-7 se encontram na fronteira tecnológica, e portanto a evoluir numa trajectória de crescimento equilibrado, determinada pelo seu investimento em I&D. Os restantes países, porque convergem para o seu *steady state*, em parte determinado pelos líderes, dependerão substancialmente do *stock* de I&D estrangeiro.

Bloom *et al.* (2003) deduzem um modelo teórico em que a PTF converge para o seu nível de *steady state*, determinado por um valor de equilíbrio a nível mundial e uma função de variáveis institucionais. Os resultados apontam para uma taxa de convergência tecnológica de aproximadamente 2%<sup>17</sup>, com estimação utilizando como instrumentos os valores passados das taxas de variação dos *inputs*. Uma abordagem GMM baseada na metodologia de Arellano e Bond (1991) é aplicada em Dowrick e Rogers (2002) e Castellacci (2011), sendo que ambos os artigos revelam evidências para a existência de *catch-up* tecnológico de forma estatisticamente significativa.

Um aspeto que tem sido investigado empiricamente relaciona-se com a possibilidade de se produzirem especificações funcionais para a PTF que implicam a possível divergência de alguns países, numa dinâmica similar a clubes de convergência. Este tipo de previsões decorrerão de uma função custo marginal de imitação que não seja monotonicamente crescente, cuja lógica subjacente reside no facto de um país que se encontra bastante atrasado tecnologicamente não possuir uma estrutura que torne viável a implementação de tecnologias complementares ou que só fazem sentido de se incorporar no processo produtivo a partir de um certo nível de desenvolvimento (Basu e Weil (1998)). Papageorgiou (2003) desenvolve um modelo teórico que conjuga num mecanismo de natureza similar ao explicitado, a que denomina por “conhecimento contíguo”<sup>18</sup>. Apesar de o mecanismo explorado por Benhabib e Spiegel (2002) ser idêntico, a forma de

---

<sup>17</sup>Neste âmbito, convém salientar que, ao contrário do modelo neoclássico, não existe a previsão de uma velocidade teórica, razão pela qual os resultados empíricos não têm sido sistematizados dessa forma.

<sup>18</sup>Este mecanismo é por sua vez incorporado num modelo de difusão similar a Barro e Sala-i-Martin (1995) em que a função custo de imitação é quadrática.

materialização é diferente, pois recorrem a uma especificação logística para o processo de difusão, por contraponto à especificação exponencial, associada a custos marginais monotonamente crescentes. Neste artigo, é desenvolvida uma equação a estimar que incorpore os dois processos. Os resultados apontam a favor da especificação logística, com referência a, mais uma vez, se verificar a relevância estatística do hiato tecnológico.

Um último ponto a salientar consiste no facto de a PTF não ser mensurável directamente, sendo que usualmente utiliza-se a lógica de a evolução da PTF corresponder à dinâmica do produto expurgada do contributo de todos os inputs (Solow (1957)). Sugere-se assim um procedimento a dois estágios: primeiro, efectuar uma análise de contabilidade de crescimento e, seguidamente, estimar uma equação econométrica do tipo (7). No entanto, alguns autores saltam o primeiro estágio, e numa equação de contabilidade de crescimento substituem a evolução da PTF pela sua equação explicativa. Um inconveniente desta abordagem consiste na possível inadequação da *proxy* para a distância ao líder, que corresponde ao rácio de produtos *per capita*, pois não tem em consideração eventuais diferenças no rácio capital produto.

## 2.4 Problemas econométricos e críticas à abordagem clássica

Os problemas econométricos mais flagrantes na estimação de equações de crescimento relacionam-se com a omissão de variáveis relevantes. Este ponto justifica a não verificação de convergência absoluta: dado ser provável que os países que possuem um *steady state* mais elevado apresentem um produto inicial superior, os ricos podem encontrar-se mais distantes do seu equilíbrio que os pobres, e portanto crescendo a taxas superiores, sem qualquer contradição com o modelo neoclássico. Logo, será expectável que não controlar para as *proxies* do *steady state* leve a que haja uma sobreestimação do coeficiente do produto inicial. Por outro lado, problemas de endogeneidade associados a causalidade inversa também serão propensos a existir. Por exemplo, um país pode apresentar taxas de investimento superiores devido a um maior crescimento do produto. Normalmente, a literatura trata destas questões assumindo valores desfasados das variáveis explicativas como instrumentos<sup>19</sup>. A presença de erros temporários de medida no produto também provocará a não centralidade dos estimadores, diminuindo artificialmente a persistência, e tendo como consequência uma sobrestimação da velocidade de convergência<sup>20</sup>.

Desde os inícios dos anos 90 que se tentou empregar metodologias para indagar quais as variáveis que de forma robusta influenciam o crescimento. Levine e Renelt (1992)

---

<sup>19</sup>Para uma lista das variáveis utilizadas, instrumentos e respetivos artigos, ver Durlauf *et al.* (2004).

<sup>20</sup>Para uma sùmula destes problemas econométricos ver Temple (1999)

aplicam um processo denominado “*extreme bound analysis*”, concluindo que as taxas de investimento em capital físico e o produto inicial são as únicas variáveis robustas. Sala-i-Martin (1997) considera a definição anterior de robustez excessivamente exigente. Assim, tenta construir a distribuição populacional dos coeficientes das várias regressões, verificando a forma como a massa probabilística se distribui. A análise deslocou-se nos últimos anos para a área bayesiana, com exemplos em Doppelhofer *et al.* (2004) e Fernández *et al.* (2001). Nestes artigos, verifica-se que o produto inicial pertence sempre ao conjunto de variáveis correlacionadas com o crescimento de forma robusta (e negativa), o que reforça a existência de beta convergência condicional.

Para além disso, críticas pertinentes têm sido levantadas à chamada por Sala-i-Martin (1995) de abordagem clássica da convergência. Em primeiro lugar, a verificação de um coeficiente do produto inicial negativo e estatisticamente significativo não implica que exista unicidade do *steady state*. Um exemplo para esta objecção está presente em Durlauf e Quah (1998) e Durlauf (2003), baseando-se num modelo de Azariadis e Drazen (1990), em que a função de produção apresenta um limiar a partir do qual se geram externalidades de conhecimento por acumulação de capital. Segundo este modelo, o *steady state* poderá não ser único, dependendo o número de equilíbrios dos limiares existentes. Imaginemos que existem dois *steady states*, estando as economias pobres (ricas) abaixo (acima) do seu equilíbrio. Assim, na dinâmica de convergência, os ricos (pobres) crescerão a uma taxa menor (maior), e uma regressão OLS encontrará um coeficiente negativo e possivelmente estatisticamente significativo. Portanto, o investigador seria instigado a concluir a favor do modelo neoclássico, quando na verdade ocorre convergência por clubes.

Baseando-se nesta ideia, Durlauf e Johnson (1995) utilizam um método denominado por “*regression tree*” para captar a eventual heterogeneidade de coeficientes. As suas conclusões revelam que há indícios estatísticos da existência de subgrupos de países a obedecer a evoluções diferentes, com os países de rendimento baixo a apresentarem uma elevada convergência e os ricos a não verificarem uma relação negativa entre taxa e nível. Do lado da PTF, as especificações quadráticas supracitadas constituem também uma forma alternativa de captar não linearidades, nomeadamente velocidades de convergência que dependam do nível do hiato.

Por outro lado, tenha-se em consideração que o conceito de beta convergência está associado a deslocamentos intradistribucionais, nada implicando em termos específicos para a evolução temporal da função distribuição do produto *per capita*. Para demonstrar este aspeto, repare-se na relação entre beta e sigma convergência. Assuma-se a existência, na população, de uma relação negativa entre a taxa e nível inicial. Este

aspecto constitui uma "força" para redução da dispersão, no entanto, a taxa também é determinada por choques, que possuem variância. Por exemplo, pode existir uma situação em que um pobre cresça de tal modo que ultrapasse um rico e se situe a distância superior daquela a que se encontrava abaixo do mesmo. Neste caso, ocorre beta convergência, mas não sigma convergência<sup>21</sup>. De facto, este ponto corresponde à Falácia de Galton, cujo nome é devido ao facto de Galton (1886) ter verificado que os filhos de pais altos (baixos) tendem a ter uma altura menor (maior) que os progenitores, e que, no entanto, a dispersão das alturas não se reduziu ao longo do tempo (Friedman (1992)). A explicitação acima compatibiliza e explica duas evidências que, à primeira vista, pareceriam paradoxais<sup>22</sup>.

Finalmente, as metodologias econométricas até agora explicitadas são baseadas na média condicional, ou seja, na imposição de restrições amostrais análogas a restrições populacionais associadas a esperanças condicionais nulas. Portanto, deduzem o comportamento do individuo médio, ignorando os efeitos marginais sobre as restantes partes da função densidade condicional. De facto, o que poderá estar a acontecer é uma troca de posições relativas dentro do grupo dos países de maior rendimento, enquanto os mais pobres continuariam na mesma situação. Os estimadores que deduzem efeitos marginais unicamente sobre a média condicional nada nos podem dizer em relação a este aspeto. Quah (1993b) tenta solucionar esta questão tentando modelar a evolução da distribuição do produto, utilizando uma matriz de transição constante ao longo do tempo, reportando as probabilidades de um dado país se mover (ou não) para outras faixas de rendimento. Relata que há uma tendência a que os pobres fiquem pobres e os ricos permaneçam ricos, bem como para o desaparecimento de países de rendimento intermédio, o que implicará que a distribuição seccional do produto *per capita* possua dois picos<sup>23</sup>.

---

<sup>21</sup>Outra maneira alternativa de explicitar esta questão é apresentada por Quah (1993a): pressupondo que a distribuição seccional do produto *per capita* é invariante, demonstra que uma regressão da taxa sobre o valor inicial apresentará necessariamente um coeficiente negativo. Igual argumentação é estabelecida por Durlauf e Quah (1998).

<sup>22</sup>Outra premissa relacionada com o ceticismo em relação à "iron law" está presente em Quah (1995), que denomina o valor de 2% como "mágico". O autor demonstra que não se pode eliminar a hipótese de o valor "mágico" corresponder a um simples enviesamento por reduzido número de observações.

<sup>23</sup>Quah (1997) reforça e confirma esta evidência

## 3 Estudo empírico de convergência

### 3.1 Base de dados e estatísticas descritivas

A maior parte dos dados foi retirada da nova base para comparações internacionais, a versão 8.0 da *Penn World Tables* (PWT) (Feenstra *et al.* (2013)). Esta nova versão introduz medidas para o preço relativo das importações e exportações, permitindo que se calculem os produtos em paridade de poder de compra (PPP), segundo as denominadas ópticas da procura (rgdpe) e da oferta (rgdpo). Tendo em consideração os modelos teóricos de base, a variável escolhida será esta última, dado aproximar a capacidade produtiva. Outra novidade consiste na construção de uma medida que seja *proxy* do capital físico. Tendo por base esta variável bem como uma medida para o capital humano, é construído um índice para a PTF. Finalmente, dado o facto de se utilizarem todos os valores dos programas internacionais de comparações de preços, podem existir diferenças significativas entre a taxa de crescimento do produto indicada pelas contas nacionais do país e aquela implícita na evolução da variável rgdpo. Assim, Feenstra *et al.* (2013) sugerem que, caso se pretenda utilizar taxas de crescimento, elas sejam baseadas nas contas nacionais (rgdpna).

Se na próxima secção se pretende analisar o efeito das restantes variáveis nos momentos e quantis de uma função densidade condicional, nesta procura-se apurar os mesmos atributos para a função densidade incondicional. Esta caracterização assentará em três dimensões: em primeiro lugar, estimação não paramétrica da função densidade; seguidamente, a materialização das principais características dessa função através do cálculo de médias, desvios padrão, quantis e testes de normalidade; finalmente, como estes dois aspectos analisam a evolução da distribuição como um todo, mas não as suas dinâmicas intradistribucionais, decidiu-se acrescentar uma metodologia com a capacidade de mensuração destes movimentos, consistindo na construção de uma matriz de transição<sup>24</sup>, que para os países pertencentes a um dado quantil num dado período, nos revela a percentagem que permaneceu ou transitou para outros quantis num período subsequente.

Da amostra inicial de 167 países, foram excluídos 68 países por três razões bastante distintas: uma primeira prende-se com a dimensão, tendo sido retiradas nações cuja população se situe durante grande parte do horizonte temporal disponível abaixo de um milhão; de seguida, todos os países que não apresentavam dados para o produto *per capita* a partir de 1970 foram excluídos; finalmente, os actuais membros da Organização

---

<sup>24</sup>Ver apêndice 1 para apresentação da metodologia de construção.

de Países Produtores de Petróleo e aqueles que possuem uma renda do petróleo<sup>25</sup> acima de 20% do Produto Interno Bruto (PIB) foram também discriminados. O primeiro e terceiro critérios de exclusão prendem-se com a necessidade de retirar nações com uma lógica de alocação de recursos e de funcionamento dos mecanismos de mercado díspar daquela implícita nos modelos teóricos apresentados. Em suma, possui-se uma amostra com os valores do produto *per capita* para 99 países.

Dado que o objectivo é obter a distribuição da sua componente tendencial, computam-se médias a dez anos do logaritmo do produto *per capita* como forma rudimentar de expurgar os ciclos. A sua eliminação é particularmente relevante quando os ciclos não estão sincronizados a nível global, o que para além de causar um *shift* na distribuição, pode levar a distorções na sua forma. Não se deflacionou esta variável de forma a criar uma segunda que não possua uma tendência natural a crescer<sup>26</sup>, pois assim pode-se avaliar directamente a evolução da média do produto *per capita*, bem como averiguar a existência de sigma convergência no período em análise. As médias temporais são calculadas para os períodos 1971-80, 1981-90, 1991-00 e 2001-10.

Tendo em conta a designação da PWT 8.0, a análise da distribuição seccional da PTF será baseada na variável *ctfp*, que permite comparações entre países no mesmo período, mas não entre países situados em diferentes momentos do eixo temporal. Este aspecto inviabiliza a utilização de médias temporais como modo de expurgar os ciclos. De facto, esperar-se-á que oscilações do hiato do produto se traduzam parcialmente em oscilações da PTF, mas dada a impossibilidade de obviar este problema, será necessário pressupor que as distorções serão de importância reduzida. Para além disso, as variações na média não corresponderão a uma taxa média de progresso tecnológico a nível global. Apesar de esta variável não possuir uma unidade de medida, possui uma normalização de modo a que os EUA apresentem o valor da unidade, logo, variações na média poderão ser interpretadas como alterações na distância média relativa aos EUA. Dado que a disponibilidade de dados para esta variável é menor, decidiu-se iniciar a análise em 1980, pois permite adicionar 15 países ao leque disponível. Replica-se a análise acima em quatro momentos: 1980, 1990, 2000 e 2010.

Como se pode confirmar pela visualização dos gráficos de densidade estimada<sup>27</sup> (Figura 7), nos anos 70 aparenta-se a existência de três picos<sup>28</sup>, com a tendência, até

---

<sup>25</sup>Esta variável foi retirada da base de dados do Banco Mundial.

<sup>26</sup>A título de exemplo, Quah (1997) realiza uma divisão pela média mundial do produto, enquanto que Jones (1997) deflaciona pelo valor mais elevado do produto, que corresponde ao dos Estados Unidos da América (EUA).

<sup>27</sup>A função de ponderação utilizada é Gaussiana, e a banda utilizada foi calculada de acordo com a fórmula de Sheather e Jones.

<sup>28</sup>Calcular a distância entre quantis consecutivos constituiria uma forma interessante de materializar

1996, para a consolidação de dois (em linha com os resultados de Quah (1993)). No entanto, olhando para a distribuição em 2006, nota-se que esta polarização se tornou mais dúbia, pois apesar da sedimentação da concentração da massa probabilística numa zona de rendimento elevado, o pico associado aos rendimentos mais baixos apresenta uma considerável “diluição”. Quanto à PTF (Figura 8), nos dois primeiros momentos de análise evidencia-se a conclusão de uma concentração da massa probabilística num intervalo convexo. Contudo, os gráficos relativos a 2000 e 2010 revelam a emergência de um vale na função densidade estimada, ou seja, o surgimento de dois picos.

Como se poderia concluir inicialmente pela proximidade entre média e mediana (Quadros 1 e 2), o rácio entre o terceiro momento amostral centrado e o desvio-padrão ao cubo demonstra que os enviesamentos na distribuição não são significativos. Por sua vez, os valores relativos à curtose revelam que as funções densidade são platicúrticas. Estas duas últimas medidas analisadas permitem construir a estatística do teste de normalidade de Jarque-Bera. Dado o facto de os valores das últimas duas medidas não se encontrarem muito distantes daqueles de uma função Gaussiana, principalmente no caso do enviesamento, este teste leva a que não se rejeite a hipótese nula de normalidade, com um nível de significância de 5%. No entanto, a realização do teste de normalidade de Andreson-Darling, que compara os valores da função distribuição empírica e da normal teórica esperada, confirma o que se inferiria visualizando as densidades estimadas nas Figuras 7 e 8, ou seja, rejeita-se claramente a hipótese nula de o logaritmo do produto seguir uma lei normal, tal como sucede para a PTF, exceptuando os valores de 1980. Cruzando a informação proveniente dos dois testes, pode-se concluir que as características das distribuições que as levam a diferir da função normal prendem-se não tanto com alterações na curtose ou enviesamento, mas por exemplo com a emergência de mais que um pico.

Para além disso, a dispersão do produto *per capita* e da PTF tendeu a aumentar para o período em análise (ver Quadros 1 e 2). Esta evolução positiva do desvio padrão<sup>29,30</sup> constitui a evidência de inexistência de sigma convergência. As exceções residem na ligeira redução da variabilidade da PTF de 1980 para 1990 e 2000 para 2010. Através

---

e quantificar os picos identificados na função densidade estimada. Este aspecto também foi ensaiado, no entanto, a análise tornar-se-ia demasiado complexa.

<sup>29</sup>Os desvios padrão calculados são corrigidos.

<sup>30</sup>Barro (2012), por exemplo, calcula desvios padrão do produto ponderado pela população. De facto, a atribuição destes pesos trata-se de uma forma de contabilizar positivamente o crescimento de países com maior população, consequentemente passando do país para o habitante. No entanto, esta continua a ser uma forma imperfeita de realizar a passagem de uma distribuição de rendimentos de países para habitantes (Sala-i-Martin (2006)), pois implicitamente assume que a função densidade relativa à distribuição do produto de um país pela sua população é uma função uniforme.



da média do produto *per capita*<sup>31</sup>, pode verificar-se que a taxa de crescimento médio mundial revela uma aceleração na evolução do produto, com um valor inicial pouco acima de 1% a passar para um valor na última década de aproximadamente 2%. De qualquer forma, sendo esta taxa global a dez anos, a evolução da média é relativamente modesta, o que revela que haverá um número considerável de países a experimentar crescimentos anémicos e negativos, ponto comprovado pelo facto de, por exemplo, o valor do primeiro decil<sup>32</sup> se ter mantido aproximadamente constante no período em análise. A análise do gráfico de dispersão das taxas médias de crescimento, que se irá realizar mais à frente, também corrobora este ponto. Para além disso, esta evolução modesta não se resume ao primeiro decil, mas também aos dois seguintes. Esta evidência é ainda mais flagrante na PTF, em que o quadro geral de redução dos primeiros decis está implicitamente ligado à redução da sua média ao longo do tempo, ou seja, o país médio encontra-se a uma distância relativa aos EUA superior.

O quadro geral apresentado pelas matrizes de transição para o produto (Quadros 4, 5 e 6), por sua vez, revela a existência de uma mobilidade relativamente reduzida, como se pode verificar através da análise dos elementos da diagonal. Para além disso, também se pode inferir que os países pertencentes às caudas apresentam uma maior persistência. Apesar de esta conclusão poder ser em parte tautológica, pois um país pertencente a um dos extremos necessariamente encontra as suas possibilidades de transição mais restritas (por exemplo, caso esteja no último<sup>33</sup> (primeiro) decil e esteja a crescer acima (abaixo) da média), não deixa de ser um facto que é suportado pelos resultados de Quah (1997) quanto à relativamente baixa probabilidade de um país se manter numa zona de rendimentos intermédios. Por outro lado, a matriz de transição associada à PTF apresenta uma configuração mais irregular (Quadros 7, 8 e 9). Enquanto aquela para o produto possui sempre o elemento da diagonal superior aos restantes da mesma linha, o mesmo não se confirma para a PTF, o que revela uma maior mobilidade intra-distribucional para esta variável. No entanto, há que interpretar estes resultados com alguma precaução, dada a possibilidade de os efeitos cíclicos induzirem movimentos inexistentes na componente tendencial. Para além disso, o primeiro decil continua a ser o que consistentemente demonstra maior persistência, com um último destaque para

---

<sup>31</sup>De realçar que a média do produto *per capita* não é igual ao produto *per capita* médio mundial, pois a média dos rácios não é igual ao rácio das médias.

<sup>32</sup>Em termos genéricos, para uma dada série  $y_i$ ,  $i = \{1, 2, \dots, n\}$ , o quantil de ordem  $\tau$  corresponde ao valor  $\xi_\tau$  que minimiza  $\sum_{y=1; y_i \geq \xi_\tau} \tau |y_i - \xi_\tau| + \sum_{y=1; y_i < \xi_\tau} (\tau - 1) |y_i - \xi_\tau|$ . O decil corresponderá à resolução deste problema de minimização para  $\tau \in \{0, 1; 0, 2; \dots; 0, 9\}$ .

<sup>33</sup>Neste parágrafo ocorre um ligeiro abuso de linguagem. Como esclarecimento, quando se refere, por exemplo, que um país pertence ao  $n$ -ésimo decil, o que em termos rigorosos se pretende afirmar é que a variável subjacente encontra-se no intervalo  $[d_{n-1}, d_n]$ , em que  $d_i$  corresponde ao decil de ordem  $i$ .

uma ligeira tendência de redução das dinâmicas internas ao longo do tempo.

O teste de Spearman (Quadro 3) para aferição da correlação entre posições relativas confere uma ideia generalizada daquilo que se pôde constatar pormenorizadamente com as matrizes de transição. Em primeiro lugar, há a referir que os resultados deste teste confirmam a elevada persistência nos *rankings* de ambas as séries, dado que se rejeita claramente a hipótese nula de independência de posições relativas. Para além disso, mesmo para a comparação entre o primeiro e último horizontes temporais, os valores da estatística que mede o grau de associação entre posições são bastante elevados, logo, pode-se concluir que há uma inércia que leva a que um país tenda a permanecer no quantil associado, num horizonte temporal muito longo.

Até agora, todas as medidas estatísticas utilizadas possuíram o desiderato de conhecer a distribuição dos níveis. Para finalizar, será pertinente realizar uma abordagem que permita ter uma ideia geral sobre as taxas. Para este efeito, dividiu-se todo o horizonte temporal em duas partes iguais, tendo-se calculado a taxa de crescimento para cada um destes subperíodos. Colocando a taxa do primeiro subperíodo no eixo das abcissas e a do segundo no eixo das ordenadas, os gráficos apresentam a dispersão para as taxas médias de crescimento do produto *per capita* e PTF. A imagem geral para o produto (Figura 9) demonstra que os valores não se encontram, de forma consistente, próximos da bissectriz dos quadrantes ímpares, revelando, em termos grosseiros, a inexistência de persistência nos valores das taxas. Relativamente ao produto *per capita*, há ainda a salientar positivamente as posições dos tigres asiáticos, cujos valores se encontram no primeiro quadrante e distantes da origem. A maior “nuvem” de países encontra-se no primeiro quadrante e abaixo da bissectriz, sendo os seus elementos pertencentes maioritariamente aos países ditos desenvolvidos, aspecto que demonstra o desaceleramento na evolução do PIB *per capita* no segundo subperíodo. Com valores negativos para as taxas de crescimento, encontram-se predominantemente os países africanos, existindo mesmo algumas nações a experimentarem taxas médias negativas em ambos os períodos. Pertencentes a estes verdadeiros desastres económicos estão o Togo, Costa do Marfim, Madagáscar e a República Democrática do Congo. Por sua vez, o gráfico relativo às taxas de crescimento da PTF (Figura 10) revela uma distribuição ainda mais uniforme pelos quatro quadrantes. Casos particulares a destacar consistem no desempenho extremamente positivo da China e, no outro extremo, o Togo. Alguns países europeus revelam uma taxa negativa no segundo subperíodo e os EUA, de forma consistente, apresentam uma combinação sobre a bissectriz, no primeiro quadrante. No entanto, a ideia geral neste gráfico é a enorme dificuldade de encontrar um “padrão”.

## 3.2 Metodologia econométrica

Tendo em consideração a passagem da média simples para a média condicional, analogamente, tendo um quantil genérico  $\xi_\tau$ , passar-se-á da fórmula de minimização de um quantil incondicional para um condicional através da inclusão de uma função de um vector  $\beta$  de parâmetros e um conjunto  $x$  de variáveis explicativas, que fazem parte de uma amostra aleatória  $(y_{it}, x_{it}); i = \{1, 2, \dots, n\}; t = \{1, 2, \dots, T\}$ :

$$\hat{\beta}(\tau) = \underset{\beta}{\operatorname{argmin}} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T \rho_\tau(y_{it} - \xi(x_{it}, \beta)) \quad (8)$$

Em que  $\rho_\tau(\cdot)$  constitui a função “quantil”<sup>34</sup>. Introduzida por Koenker e Basset (1978), esta metodologia tem como *background* a estimação da evolução do quantil de ordem  $\tau$  da função densidade da variável dependente  $y$ , condicional nos valores de  $x$ <sup>35</sup>, definido em termos matemáticos como:

$$Q_y(\tau|x) = \inf\{y : F(y|x) \geq \tau\} \quad (9)$$

Assumindo-se a usual relação econométrica associada a um modelo linear nos parâmetros, e acrescentando um possível padrão de heteroscedasticidade  $h(x_{it})$ , vem:

$$y_{it} = x'_{it}\gamma + h(x_{it})u_{it} \quad (10)$$

O que permite escrever o quantil condicional como<sup>36</sup>:

$$Q_y(\tau|x) = x'_{it}\gamma + h(x_{it})F_u^{-1}(\tau) \quad (11)$$

Para o caso em que o termo de erro preenche todos os pressupostos subjacentes ao modelo linear clássico, sendo os mais relevantes para a análise em causa o facto de serem independentes e identicamente distribuídos, bem como homoscedásticos e seguindo uma lei normal, então a segunda parcela não dependerá dos valores de  $x$ . Neste caso, há uma “estabilidade” da função densidade condicional em relação a alterações das variáveis explicativas. Neste âmbito, a regressão por quantis será redundante em relação a uma regressão para a média, pois o único coeficiente estimado que apresentará

<sup>34</sup>  $\rho_\tau(u) = u(\tau - I(u < 0))$ .

<sup>35</sup>  $F(y|x) = P(Y \leq y|X = x) = \int_{-\infty}^y f(t|x)dt$ .

<sup>36</sup>Se o padrão de heteroscedasticidade puder ser escrito como  $h(x_{it}) = x'_{it}\delta$  então  $Q_y(\tau|x) = x'_{it}[\gamma + \delta F_u^{-1}(\tau)]$ . Colapsando a soma destes dois vectores coluna compostos por parâmetros num único vector  $\beta$  a estimar, poder-se-á estabelecer uma relação similar à apresentada em Buchinsky (1998). Cada observação da amostra verificará  $y_{it} = x'_{it}\beta(\tau) + \epsilon_{it}$ ;  $Q_\epsilon(\tau|x) = 0$ .

diferenças, em termos populacionais, será a constante<sup>37</sup>. Por outro lado, se a variância da função densidade condicional se alterar com o nível das variáveis explicativas, ou seja, havendo heteroscedasticidade, existirá uma divergência entre os efeitos marginais calculados na média e nos quantis. No entanto, este será somente um caso particular, pois podem também ocorrer alterações na assimetria ou qualquer outra deslocação menos convencional da massa probabilística.

Um dos casos particulares mais conhecidos do modelo acima corresponde a  $\tau = 0,5$ , em que o estimador resultante é aquele que minimiza o somatório do valor absoluto dos resíduos, ou seja, estima os coeficientes associados à mediana condicional. De facto, ao contrário do estimador de mínimos quadrados, o estimador resultante da aplicação da regressão por quantis não possui uma forma funcional fechada, sendo obtido através da resolução de um problema de programação linear<sup>38</sup>.

A computação das estimativas dos efeitos marginais para vários quantis permite obter uma melhor imagem da evolução da função densidade condicional da variável dependente consoante alterações da variável independente. A interpretação dos coeficientes estimados numa regressão por quantis, *mutatis mutandis*, é bastante similar aquela efectuada para a média condicional<sup>39</sup>. Possibilita-se assim verificar um eventual diferencial nos efeitos marginais, o que revela a capacidade que esta metodologia possui de abordar a eventual existência de heterogeneidade dos coeficientes. Finalmente, como constitui uma minimização ponderada do valor absoluto dos resíduos, é menos sensível a valores “anormais” das variáveis que uma minimização de quadrados<sup>40</sup>. Para além da maior robustez a *outliers*, esta abordagem econométrica também será mais eficiente que o estimador de mínimos quadrados se o pressuposto que prevê termos de erro independentes e identicamente distribuídos não for preenchido.

Em termos de principais resultados associados à aplicação da regressão por quantis em crescimento económico, e mais especificamente na questão da convergência, os resultados tendem a ser razoavelmente consistentes. No âmbito dos modelos de índole neoclássica, independentemente dos regressores adicionais utilizados, verifica-se que o coeficiente no produto inicial tende a tornar-se mais negativo à medida que a ordem do quantil condicional aumenta. Isto é, os países<sup>41</sup> que se encontram em posições superio-

---

<sup>37</sup>Koenker [2005, cap. 2] chama *location shift* ao modelo associado a esta hipótese, por contraponto ao modelo *location scale*, que se verifica quando os efeitos marginais da variável explicativa diferem ao longo dos quantis, resultando de um padrão heteroscedástico linear.

<sup>38</sup>Para uma descrição pormenorizada, ver Koenker [2005, cap.6].

<sup>39</sup>Koenker e Hallock (2001) constitui um artigo com vários exemplos de aplicações empíricas da regressão por quantis e respectiva interpretação dos seus resultados.

<sup>40</sup>Para uma discussão e justificação matemática mais rigorosa, ver a exposição em Koenker [2005, cap. 2] sobre *influence functions*.

<sup>41</sup>Apesar de a variável dependente consistir na taxa média de crescimento do produto *per capita*,

res da função densidade condicional apresentam velocidades de convergência superiores. Apesar de este padrão se manter mesmo sem acrescentar quaisquer regressores, a estimativa do parâmetro associado ao produto inicial é positiva para a maior parte dos percentis abaixo da mediana (Mello e Novo (2002), Mello e Perrelli (2003)). Canarella e Pollard (2004) verificam que os efeitos marginais do produto inicial sobre a taxa não são estatisticamente diferentes de zero ao nível dos quantis de ordem mais reduzida, o que interpretam como indicativo que as nações localizadas nessa região da função não estarão a evoluir de acordo com o modelo de Solow. Barreto e Hughes (2004) levam a cabo uma análise de sensibilidade similar àquela efectuada em Levine e Renelt (1992). Apesar de nos quantis extremos se verificar a existência de alguns modelos nos quais não há convergência, se se assumir uma definição não muito exigente, o quadro geral permite concluir que o produto *per capita* inicial influencia de forma robusta a taxa média de crescimento ao longo dos vários percentis condicionais<sup>42</sup>. Crespo-Cuaresma (2011) cruzam a regressão por quantis com a análise bayesiana para regiões da União Europeia e verificam que a probabilidade de inclusão do produto inicial é unitária, no entanto, este resultado verifica-se unicamente se não se controlar para efeitos idiossincráticos ao país.

A utilização de uma estrutura de dados de painel permite, como já referido, expandir o número de observações e controlar para a existência de efeitos individuais, não observáveis e constantes ao longo do tempo. Dado que a esperança matemática é um operador linear, no âmbito dos estimadores para a média condicional uma estratégia para eliminação das variáveis individuais idiossincráticas consiste em “jogar” precisamente com a sua invariabilidade temporal, quer tomando primeiras diferenças ou subtraindo as médias temporais. Ora, esta abordagem para solucionar o problema não é possível de ser realizada na regressão por quantis, pois este não é um operador linear<sup>43</sup>. Koenker (2004) propõe uma estimação conjunta de vários quantis, com a hipótese de que o efeito individual provoca um efeito constante ao longo dos mesmos. Este pressuposto é relevante principalmente quando o painel possui um número elevado de

---

poder-se-á realizar esta interpretação tendo como base o país pois o tipo de base de dados utilizada na bibliografia associada é *cross-section*. Quando a estrutura dos dados é de painel, esta transposição terá que ser muito mais cautelosa. Por outro lado, mesmo interpretar na óptica do país pode ser incorrecto, pois o que se infere é o valor do quantil, não os países que se situam no mesmo. Assim, se se conclui que um quantil permanece estático com alterações das variáveis explicativas, isto não quer dizer que o indivíduo irá permanecer no mesmo quantil (Buchinsky (1998)). No entanto, os resultados apresentados relativos à persistência das posições relativas permitem que neste contexto essa transposição possa ser efectuada, com a devida ressalva.

<sup>42</sup>Outros exemplos de aplicação da regressão por quantis em crescimento económico são Osborne (2006), Saçildi (2009) e Ram (2008).

<sup>43</sup>Em termos mais formais, sendo  $X$  e  $Y$  duas variáveis aleatórias,  $Q_{X+Y}(\tau) \neq Q_X(\tau) + Q_Y(\tau)$ .

indivíduos e reduzido de observações temporais, o que levaria a que assumir um efeito individual que não constituísse um *location shift* conduziria a uma enorme perda de graus de liberdade.

Uma alternativa mais simples de ser expressa computacionalmente recai no facto de se o efeito individual possui um efeito transversal a todos os quantis, então esse impacto é igual para média condicional. Logo, uma alternativa consiste em expurgar o efeito fixo da variável dependente através do estimador *within* da média condicional, e depois aplicar uma “normal” regressão por quantis substituindo a variável dependente pelo valor deduzido do efeito individual (Canay (2011)). Uma última opção, mais simples, consiste em ignorar a existência do impacto idiossincrático ao indivíduo e estimar por *pooled quantile regression*<sup>44</sup>, por analogia aos estimadores de painel para a média condicional.

Estudos aplicados no âmbito do crescimento económico que utilizam uma base de dados de painel são por exemplo Osborne (2006) e Foster (2004). Estes artigos não controlam para a existência de efeitos fixos, e também não se centram no coeficiente relativo à existência de convergência. Finalmente, um artigo que utiliza a metodologia deste trabalho é Andrade *et al.* (2011), no qual, para o conjunto de economias da Zona Euro, se conclui a existência do padrão supracitado, apesar de os resultados não parecerem diferir da média condicional.

### 3.3 Equações de convergência neoclássica e tecnológica

Assim, haverá duas famílias de equações a estimar. Uma relacionada com o modelo de cariz neoclássico:

$$\frac{\Delta \ln y_{it}}{T} = \beta_0 + \beta_1 \ln y_{it-1} + \beta_2 lsk_{it} + \beta_3 \ln g_{it} + \beta_4 lsh2_{it} + \beta'_{[5..p]} Z_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (12)$$

Em que a variável dependente consiste na taxa média de crescimento, ao longo de T períodos, do produto *per capita*, medido pelas contas nacionais; as quatro variáveis explicativas discriminadas resultam directamente do desenvolvimento teórico do modelo neoclássico aumentado, sendo as três últimas *proxies* do *steady state*: o logaritmo da média a T anos do peso da formação bruta de capital fixo no PIB (*lsk*) e das taxas brutas de inscrição no ensino secundário (*lsh2*), bem como o logaritmo da soma entre a taxa de média de crescimento da população e os valores *benchmark* de 5% (*lng*) (Mankiw *et al.* (1992)) para a soma da depreciação com o progresso técnico transversal. A quarta

<sup>44</sup>Designação introduzida em Alexander *et al.* (2009).

variável e mais pertinente para o estudo consiste no logaritmo do produto *per capita* inicial, cujo coeficiente será o valor aproximado da velocidade de convergência<sup>45</sup>. As variáveis utilizadas para o vector  $Z$  serão representativas do conjunto de dimensões que usualmente se verificam como influenciadoras do crescimento, sendo a escolha baseada principalmente em Barro e Sala-i-Martin [2004, cap. 12] e Barro (2012)<sup>46</sup>.

A base de dados é de painel, tendo sido calculadas médias a cinco anos. Não existe nenhuma previsão teórica que postule qual o número óptimo de períodos temporais para calcular as médias (Durlauf *et al.* (2004)). A escolha do valor de cinco anos prende-se com as práticas habituais na bibliografia, resultando do *trade-off* entre expurgar as evoluções cíclicas e a manutenção de um número aceitável de períodos temporais. Para a estimação desta equação, dada a escolha de  $T$  e o horizonte temporal de 1970 a 2010, tem-se em conjunto de 8 períodos temporais e 99 indivíduos<sup>47</sup>. Finalmente, não se controlou para efeitos fixos temporais de forma a evitar a perda de graus de liberdade adicionais. Apesar de tudo, há que ter em consideração os possíveis efeitos da recente crise, tendo portanto sido adicionada em ambas as equações uma variável binária igual à unidade caso a observação seja referente ao último período, 2006-2010.

O segundo grupo de equações a estimar prende-se com a convergência tecnológica:

$$\frac{\Delta \ln ptf_{it}}{T} = \beta_0 + \beta_1 \ln cptf_{it-1} + \beta_2 canal_{it} \ln cptf_{it-1} + \beta_3 inn_{it} + \beta'_{[4...p]} X_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (13)$$

Como explicitado no âmbito das estatísticas descritivas, dada a disponibilidade de dados mais limitada, o número de países é mais reduzido, sendo 74, e o horizonte temporal exclui a década de 70, ficando seis períodos temporais. A variável dependente é a taxa média de crescimento da variável  $tfpna$ . Captando a ideia de convergência, surge o logaritmo da variável  $ctfp$ , que, como está normalizada de modo a que os EUA tenham um valor unitário, e uma vez que faz sentido assumir este país como líder, esta variável será interpretada como um medida do hiato<sup>48</sup>. A segunda variável é um termo de interacção, como explicitado na revisão empírica. De seguida, *proxies* da capacidade inovadora (*inn*), como a taxa de investimento em I&D (*rd*), o número de patentes

<sup>45</sup>Como a equação estimada constitui a versão em tempo discreto da equação em tempo contínuo que apresenta a definição de velocidade de convergência, o seu valor implicado é aproximadamente igual ao coeficiente estimado do produto inicial. Uma transposição rigorosa implicaria derivar  $\hat{\lambda} = -(\ln(1-\hat{\beta}_1 T))/T$  e estimar o seu erro-padrão através do método delta.

<sup>46</sup>O Anexo 1 apresenta uma síntese com a designação das variáveis, metodologia de construção das mesmas, e respectiva fonte.

<sup>47</sup>Para a lista de países, consultar apêndice.

<sup>48</sup>De notar que em alguns horizontes temporais há países com um valor superior à unidade, no entanto, será mais coerente supor os EUA como líder tecnológico.

registadas (*pat*) e a quantidade de artigos científicos (*lja*). A capacidade de absorção encontra-se no vector  $X$  isoladamente, com vários candidatos como o capital humano ou o grau de abertura ao comércio externo. Finalmente, *proxies* do quadro político e institucional também serão incluídas em  $X$ . No âmbito das estimações associadas aos modelos de convergência tecnológica, uma base de dados que providencia um conjunto interessante de variáveis consiste naquela construída por Castellacci e Natera (2011) (CANA)<sup>49</sup>.

## 4 Resultados

### 4.1 Convergência Absoluta

As primeiras regressões efetuadas estimam uma equação associada ao conceito de beta convergência absoluta, ou seja, consistem apenas numa regressão da taxa de crescimento do PIB *per capita* ou PTF sobre uma constante e o valor inicial. A mesma equação é estimada controlando para a existência de efeitos fixos, utilizando o estimador proposto por Canay (2011)<sup>50</sup>. Um dos testes que é pertinente de ser efectuado consiste em verificar se existe um diferencial de efeitos marginais entre os vários percentis que seja estatisticamente significativo, ou seja, constatar se há ou não heterogeneidade dos coeficientes, no sentido em que diferentes quantis respondem de forma distinta a alterações nas variáveis explicativas. Um dos gráficos mais usuais de ser explicitado no âmbito da exposição dos resultados das regressões por quantis consiste na evolução do coeficiente da variável em causa para todos os percentis, com o respectivo intervalo de confiança a 5%, comparando com a estimativa para a média condicional. Este gráfico constitui uma forma muito intuitiva de analisar os resultados e permite obter uma ideia geral do que acontece ao longo de toda a função densidade.

O Quadro 10 apresenta uma súmula dos valores dos respectivos coeficientes do produto inicial *per capita*, com e sem controlo para a existência de efeitos fixos e a Figura 1 materializa-os num gráfico. Em primeiro lugar, constata-se que se mantém o padrão geral apresentado na bibliografia: à medida que se eleva o quantil condicional, o coeficiente no produto inicial diminui. Os resultados para os valores sem controlo para efeitos fixos também revelam que a relação na média condicional é positiva e estatisticamente significativa, ou seja, não existe beta convergência absoluta. Este resultado na média mantém-se para os quantis inferiores até à mediana, com os últimos decis a

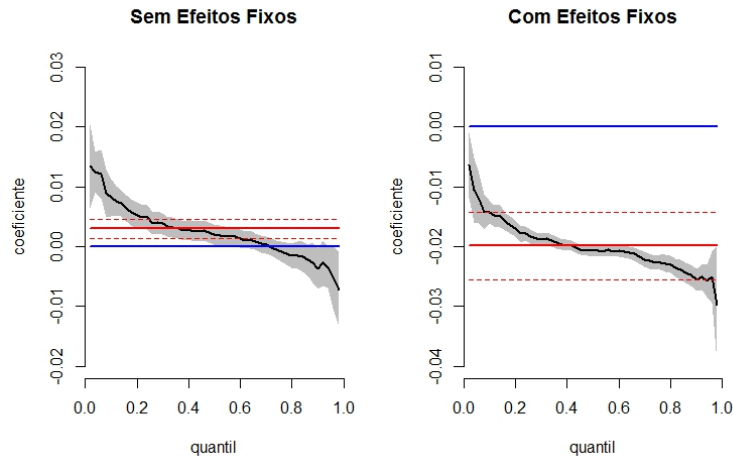
---

<sup>49</sup>Mais uma vez, verificar no Anexo 1 a lista total das variáveis e a sua respectiva fonte.

<sup>50</sup>Ver Apêndice 2 sobre a metodologia, cálculo dos erros padrão e intervalo de confiança.



Figura 1: Evolução dos coeficientes estimados para o modelo de beta convergência absoluta para o produto, com e sem controlo de efeitos fixos



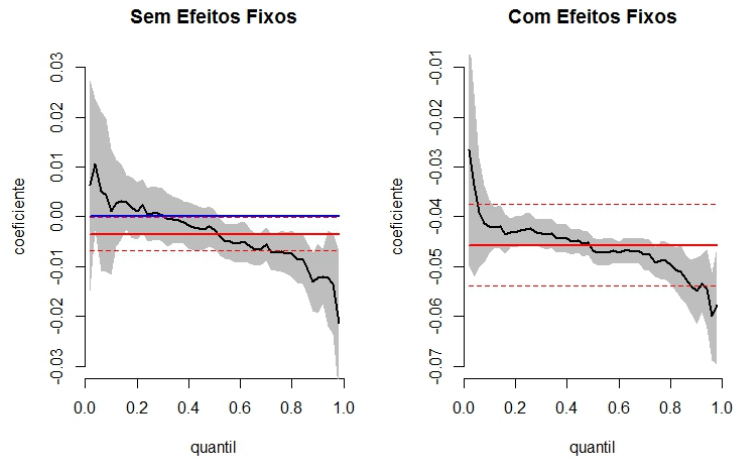
demonstrarem uma relação negativa, apesar de apresentarem significância estatística unicamente a 10%. Assim, tendo em consideração a taxonomia apresentada na secção 2, corrobora-se a existência de Q convergência absoluta para os últimos percentis da função densidade condicional, apesar de ocorrer a velocidades muito baixas.

Controlando para efeitos fixos, a imagem é totalmente diferente. Sendo plausível assumir que as variações nas *proxies* do *steady state* para um dado país ao longo do tempo são reduzidas, controlar para os efeitos individuais será uma forma aproximada de controlar para os diferenciais de estados estacionários e, conseqüentemente, o coeficiente no produto inicial já estará próximo daquele existente na população, mesmo não inserindo variáveis de controlo adicionais. De facto, os resultados para a média condicional revelam uma velocidade curiosamente (ou não) próxima da “*iron law*”. Por sua vez, esta convergência na média corresponde<sup>51</sup> a um processo de aproximação do equilíbrio que é mais célere na parte direita da função densidade condicional.

O output do mesmo tipo de estimações aplicadas à regressão entre a taxa de crescimento da PTF e o logaritmo do seu valor inicial expõe um padrão muito similar àquele apresentado para o produto. Mais uma vez, sem controlar para efeitos fixos tem-se a evolução supracitada do coeficiente no valor inicial ao longo dos quantis, com a diferença de, neste caso, a média condicional revelar um valor negativo e estatisticamente significativo. A grande novidade em relação à PTF consiste no facto de os efeitos marginais dos valores iniciais sofrerem uma queda substancial quando se eliminam as idiosincrasias individuais, levando a valores da velocidade de convergência de 4%, o

<sup>51</sup>De facto, a utilização deste verbo insinua que a média é igual à integração do inverso da função distribuição, como apresentado em Koenker (2012A).

Figura 2: Evolução dos coeficientes estimados para o modelo de beta convergência absoluta para a PTF, com e sem controlo de efeitos fixos



que constitui um valor relativamente elevado. De realçar que nos dois casos os efeitos fixos são significativos (Quadro 12) e que se rejeita sempre a igualdade dos coeficientes ao longo dos quantis.

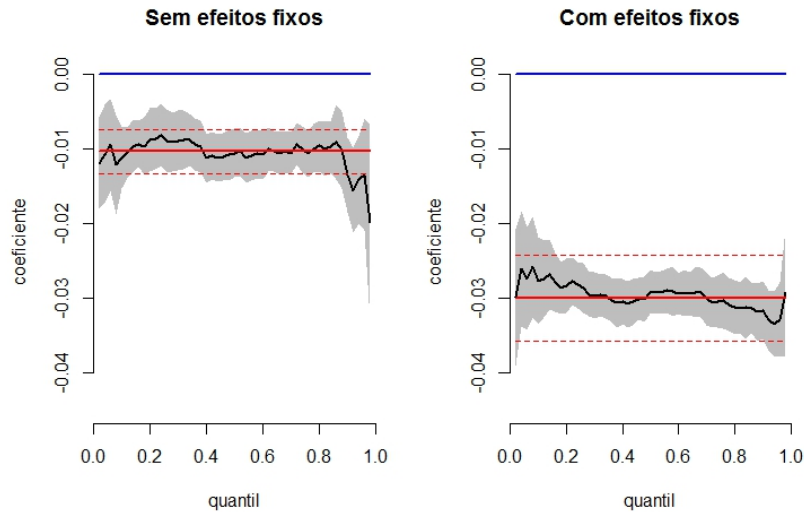
## 4.2 Convergência Condicional

Passando para as equações que adicionam mais variáveis, a abordagem consistiu em inicialmente incluir todas as supracitadas para cada uma das duas famílias de equações, tendo sido retiradas aquelas que não possuíam significância estatística para qualquer quantil ou apresentavam sinais totalmente diferentes do previsto teoricamente, de modo a conseguir-se obter modelos mais parcimoniosos. Em algumas situações, mesmo que isto aconteça, decidiu-se manter a variável devido à importância teórica que possui ou devido a alterações substanciais entre as estimações de regressão por quantis com e sem efeitos fixos.

O quadro geral apresentado para o controlo de outras *covariates* (Quadro 13), sem contabilizar efeitos fixos demonstra, em relação à anterior subsecção, uma maior velocidade de convergência, à volta de 1%. Tendo em consideração os resultados para a Q convergência absoluta sem efeitos fixos, controlar adicionalmente para outro conjunto de variáveis independentes leva a um aumento da velocidade de convergência estimada. Para além disso, o padrão decrescente do coeficiente do produto inicial com o quantil suaviza-se consideravelmente, o que se materializa na não rejeição da igualdade dos coeficientes.

No entanto, será mais relevante que se se debruce sobre os resultados obtidos con-

Figura 3: Evolução do coeficiente do produto *per capita* inicial para o modelo de beta convergência condicional.

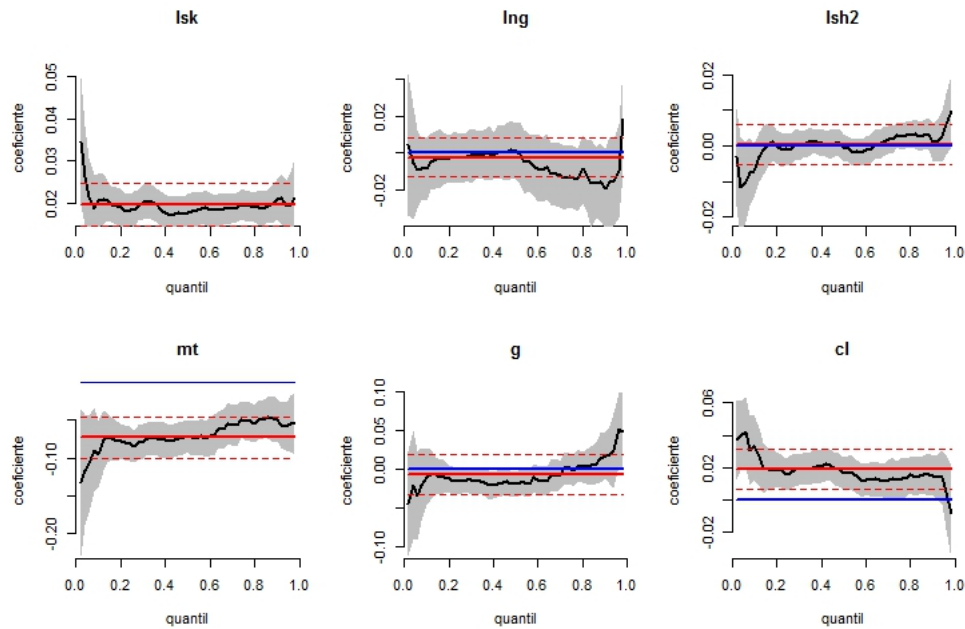


trolando para os efeitos individuais, pois os mesmos são claramente estatisticamente significativos (Quadro 12). Como se pode verificar, o controlo de efeitos fixos e inclusão de *proxies* do *steady state* (Quadro 14) confirma uma maior suavização do padrão decrescente do coeficiente do produto inicial ao longo dos quantis, não se rejeitando a hipótese nula de igualdade dos coeficientes entre os quantis *benchmark*. Para além disso, a estimativa para a média condicional encontra-se sempre dentro do intervalo de confiança a 5% da estimativa dos efeitos marginais para todos os quantis. Em termos quantitativos, a velocidade de convergência implicada ronda os 3%, dois pontos percentuais acima daquela decorrente do modelo sem controlo para efeitos individuais (Quadros 13 e 14; Figura 3). Curiosamente, a “*iron law*” corresponde ao valor a meia distância entre as duas estimativas.

Apesar de este trabalho se centrar no coeficiente do produto inicial, será pertinente realizar uma análise dos resultados para as restantes variáveis explicativas (Quadros 13 e 14; Figuras 4 e 11). A taxa de investimento em capital físico (*lsk*) apresenta um coeficiente positivo e estatisticamente significativo, sendo que a estimativa associada mantém-se estável ao longo dos percentis. As restantes *proxies* decorrentes directamente do modelo de Solow aumentado, isto é, a taxa de crescimento da população (*lng*) e a taxa de inscrição bruta no ensino secundário (*lsh2*)<sup>52</sup> como medida do investimento em capital humano, não apresentam significância estatística. A taxa de mortalidade (*mt*)

<sup>52</sup>Experimentou-se utilizar a mesma variável para o ensino primário, mas não ocorreram alterações significativas.

Figura 4: Evolução dos coeficientes das restantes variáveis incluídas na regressão de beta convergência condicional para o produto, com controlo para efeitos fixos.



apresenta um coeficiente negativo e estatisticamente significativo, com uma tendência ligeiramente crescente, demonstrando que possui um impacto mais negativo nos países<sup>53</sup> com taxas mais baixas após a dedução das restantes variáveis explicativas.

Uma variável que possui uma configuração interessante consiste no peso do consumo público no PIB ( $g$ ), que apresenta um impacto negativo para os quantis inferiores e positivo para os percentis superiores. Neste sentido, a interpretação económica poderá estar relacionada com os dois efeitos opostos que o Estado pode possuir na economia (Barro (1990)), ora promovendo uma afectação de recursos mais eficiente via a colmatação de falhas de mercado, fornecimento de uma estrutura que garanta a regulação do mercado e promoção da concorrência, ora via um efeito repressivo que se prende com a necessidade de financiamento do orçamento governamental via impostos e consequente redução do rendimento disponível dos agentes. Mais uma vez, o controlo de efeitos fixos leva a uma suavização desta padrão, e consequentemente infere-se a não rejeição da hipótese nula de igualdade dos coeficientes.

Algo similar sucede com as *proxies* utilizadas para a dimensão associada ao regime político. Das três medidas testadas, o índice relativo às liberdades civis ( $cl$ )<sup>54</sup>, que atri-

<sup>53</sup>Ver nota de rodapé 30, sobre esta transposição para o país.

<sup>54</sup>Esta variável foi normalizada para a unidade e colocada numa escala de modo a que um aumento implique mais liberdades civis. As restantes duas variáveis testadas são um índice de direitos políticos ( $pr$ ), proveniente da mesma base de dados, e uma variável compósita para medição da intensidade

bui uma pontuação nas dimensões associadas à capacidade de organização e iniciativa privada, foi a variável com configuração mais interessante. Enquanto o coeficiente na média condicional se apresenta positivo e marginalmente significativo, o efeito marginal é superior nos quantis mais baixos, demonstrando-se não significativo nos percentis superiores. De certa forma, esta evidência poderá ser interpretada à luz da ideia dos efeitos não lineares que a democracia possui sobre o crescimento (Barro (2012)), se as observações na parte esquerda da função densidade condicional apresentarem uma estrutura política e institucional mais deteriorada, e portanto melhorias neste índice constituírem um estímulo de maior magnitude sobre a iniciativa e investimento privado

55.

Passando para as equações de *catch-up* tecnológico, apesar de a lista de variáveis candidatas a pontuar na equação ser extensa, existiu um número considerável que apresentou coeficientes estatisticamente não significativos ou com um sinal diferente do esperado teoricamente, nomeadamente o número de subscritores de internet, a quantidade de patentes registadas, o custo associado à coersão para cumprimento de contratos, entre outras variáveis testadas presentes na base de dados CANA.

Uma variável que demonstrou insignificância estatística e um coeficiente de sinal contrário ao expectável teoricamente consiste no capital humano, quer medido pelo número médio de anos de ensino terciário, quer o número global (proveniente da base Barro e Lee (2010)), quer a medida para esta variável da PWT 8.0 (lhc). No entanto, decidi manter-se esta variável na regressão, principalmente pelo facto de o padrão presente na *pooled quantile regression* (Figura 11) revelar um efeito negativo do mesmo nos decis inferiores e positivo e estatisticamente significativo nos quantis superiores, o que poderá indiciar que somente os indivíduos na parte superior estão a realizar um devido aproveitamento do capital humano para expansão da capacidade produtiva. Apesar disso, esta evidência desaparece quando se contabilizam os efeitos individuais, sendo o coeficiente sempre negativo. Esta dificuldade de encontrar um coeficiente positivo e estatisticamente significativo está em linha com a literatura económica. Bosworth e Collins (2003) tentam destrinçar a justificação para esta evidência em três dimensões: o diferencial entre retornos sociais e privados; a existência de erros de medida nas *proxies*

---

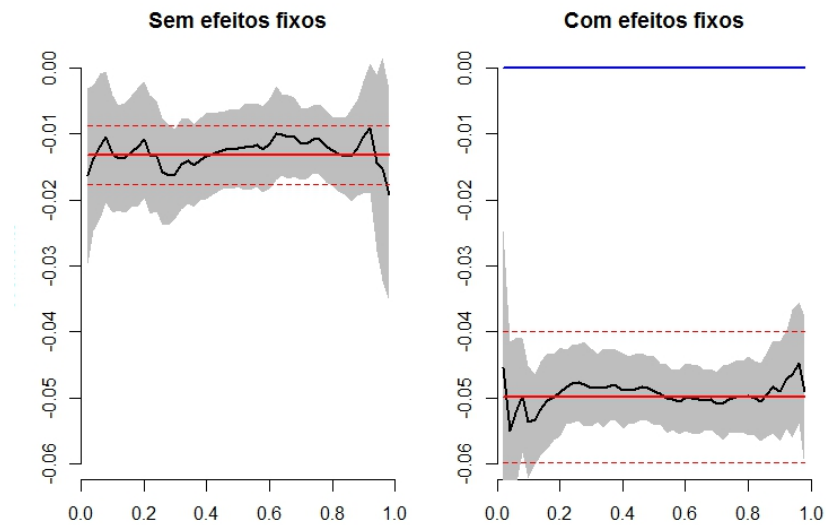
democrática denominada *Pol2*, proveniente da base de dados Polity4. Apesar disso, os resultados para estas três variáveis apresentavam semelhanças substanciais, o que demonstra a enorme correlação entre os três índices.

<sup>55</sup>É interessante verificar as diferentes formas de captar não linearidades, se as entendermos como efeitos marginais que dependem dos valores das variáveis do modelo. Assim, especificações quadráticas e termos de interação abarcam efeitos marginais de dependem do nível da variável em causa e de uma terceira variável, respetivamente; por sua vez, a regressão por quantis averigua um efeito marginal que difira consoante a localização da variável dependente na sua função densidade condicional.

para o capital humano; e, finalmente, uma questão que se prende com a falta de ajustamentos para a qualidade, dado que a abordagem usual assume implicitamente que um ano escolar nos EUA fornece um acréscimo das capacidades e conhecimentos similar ao mesmo ano num país africano, o que se trata de uma assunção deveras irrealista<sup>56</sup>.

Por outro lado, os termos de interacção do hiato ora com o capital humano, grau de abertura ou peso do investimento directo estrangeiro também não se revelaram significativos, tendo sido retirados de modo a não constituir um “ruído” para o coeficiente do hiato isolado. Por sua vez, esta estimativa demonstra uma enorme suavização quando se controlam para variáveis explicativas adicionais, deixando de apresentar o padrão decrescente (Figura 5). Tal como verificado na Q convergência absoluta, controlando para efeitos fixos, a velocidade de convergência passa de um valor ligeiramente acima de 1% (Quadro 15) para uma magnitude associada aos 5% (Quadro 16).

Figura 5: Evolução dos coeficiente do hiato tecnológico inicial para o modelo de beta convergência condicional para a PTF.

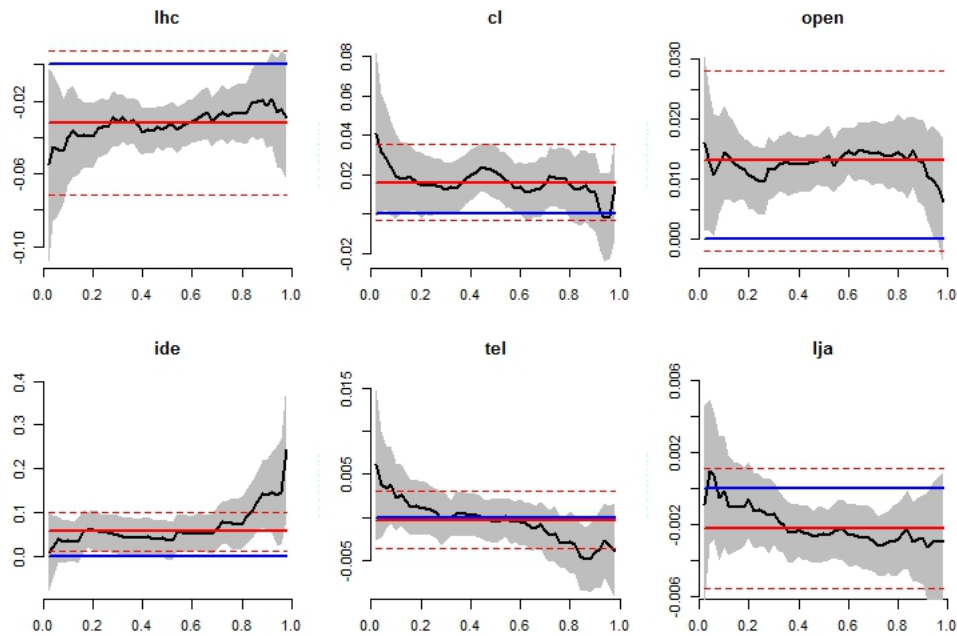


Sobre as restantes variáveis incluídas (Quadros 15 e 16; Figuras 6 e 12), comece-se por aquelas com significância estatística residual. Para além do capital humano, incluem-se nesta lista os artigos científicos e o número de subscritores de telefones fixos ou móveis. De realçar que esta última variável apresenta coeficientes positivos para os quantis iniciais, aspecto indiciador de que as infraestruturas tecnológicas fornecem uma base importante para a difusão nos decis mais reduzidos da função densidade condicional. Quanto às restantes, tem-se que a escolha da medida para o quadro institucional

<sup>56</sup>Neste sentido, uma abordagem interessante consistirá em utilizar *proxies* diferentes daquelas que se baseiam numa quantificação dos anos de frequência escolar, como por exemplo resultados em testes internacionais, tal como Hanushek e Woessmann (2012) realizam.

e político recai mais uma vez na variável *cl*, que, controlando para efeitos fixos, apresenta uma evolução suave ao longo dos percentis, bem como um coeficiente positivo e marginalmente significativo, tal como previsto teoricamente. Finalmente, há claros indícios de que a intensidade dos fluxos económicos com economias estrangeiras constitua um catalisador de uma evolução positiva da PTF, pois, controlando para as idiosincrasias individuais, o grau de abertura (*open*) e as entradas líquidas de investimento directo estrangeiro em percentagem do PIB (*ide*) apresentam coeficientes positivos e estatisticamente significativos, transversalmente a todos os percentis (Figura 6; Quadro 16). Para além disso, de salientar que a evolução crescente do coeficiente do *ide* revela que esta variável possui um maior impacto nas partes superiores da função densidade condicional da taxa de crescimento da PTF<sup>57</sup>.

Figura 6: Evolução dos coeficientes das restantes variáveis excetuando a *dummy* temporal, no modelo de beta convergência condicional para a PTF, com controlo de efeitos fixos.



Há ainda a salientar também que a *dummy* relativa ao último período temporal perde significância quando se controla para efeitos fixos (Quadro 16). No entanto,

<sup>57</sup>Convém referir que, ao longo desta subsecção, a interpretação de padrões crescentes ou decrescentes para os coeficientes deve ser realizada com cautelas, dado o facto de em nenhuma variável se rejeitar a hipótese nula de igualdade dos coeficientes (Quadros 14 e 16). Todavia, quer o facto de haver padrões que persistem quer controlando ou não para os efeitos individuais, quer a a expectável penalização da variância por estimação dos efeitos fixos, constituem dois pontos que justificam a leitura dos padrões mencionados.

continuam a existir indícios que o quinquênio 2006-2010 afectou principalmente as observações situadas nos decis mais reduzidos da função densidade condicional da PTF.

### 4.3 Confirmação da Falácia de Galton

Como se pôde verificar, os modelos associados à Q convergência condicional revelam que não se pode rejeitar a hipótese nula de igualdade dos coeficientes ao longo dos quantis. Contudo, principalmente para o produto, esta rejeição pode ser decorrente do facto de a contabilização dos efeitos fixos levar à necessidade de estimar uma constante para cada país, e conseqüentemente a estimação de um número elevado de parâmetros levar a uma penalização na variância do estimador. Este ponto é suportado pelo facto de nunca se rejeitar a hipótese nula para nenhuma variável quando se incluem os efeitos fixos (Quadros 14 e 16). Para além disso, os resultados do teste estatístico também estarão dependentes do grupo de quantis escolhido e da "desagregação" do teste, isto é, se o mesmo é efetuado conjuntamente para todos os quantis ou dois a dois. Adicionalmente, o facto de se demonstrar que a Q convergência absoluta ocorre de forma estatisticamente significativa a velocidades diferentes, bem como a questão de manutenção de uma tendência decrescente da velocidade de convergência na Q convergência condicional para o produto, aliada à existência, de forma coerente, deste padrão na literatura que realiza a abordagem de regressão por quantis, torna pertinente que se analise com um pouco mais de rigor a interligação entre os vários conceitos de convergência, o que se insere nos objectivos deste trabalho.

Será a descoberta de existência de Q convergência condicional para todos os quantis incoerente com a Falácia de Galton no caso que estamos a tratar? A inexistência de sigma convergência é compatível com a verificação de Q convergência? Em termos intuitivos, se os países implicitamente associados à parte superior da função densidade condicional estão a convergir mais depressa e apresentarem *steady states* superiores, então o aumento da dispersão é coerente com o facto de os países ricos apresentarem variações relativas superiores no produto, não havendo portanto qualquer paradoxo.

Para se compreender melhor a interacção entre os conceitos de beta, sigma e Q convergência, será pertinente realizar um pequeno exercício similar àquele que se costuma empregar para explicar a interacção entre convergência para a média condicional e dispersão seccional do produto *per capita*. Para isso, por conveniência, assumase uma equação em que a variável dependente é o nível (e não a taxa) contemporâneo. A existência de uma velocidade de convergência diferente poderá ser materializada sobre a forma de um padrão de heteroscedasticidade, isto é:



$$y_{it} = \alpha + \beta y_{it-1} + h(y_{it-1})\epsilon_{it} \quad (14)$$

Assim, para obter a variância de  $y$  no período  $t$ , utiliza-se a fórmula segundo a qual a variância incondicional é igual à esperança da variância condicional somada da variância da esperança condicional (Greene (2012)):

$$\begin{aligned} \text{Var}(y_t) &= E[\text{Var}(y_t|y_{t-1})] + \text{Var}[E(y_t|y_{t-1})] = \\ &= E[h(y_{t-1})^2 \text{Var}(\epsilon_t)] + \text{Var}[\alpha + \beta y_{t-1}] = \\ &= E[h(y_{t-1})^2] \sigma_\epsilon^2 + \beta^2 \sigma_{t-1}^2 \end{aligned} \quad (15)$$

Repare-se como a análise usual é um caso particular, com  $h(y_{t-1}) = 1$ . Assim, o facto de os efeitos marginais diferirem entre quantis, como no caso associado à existência de um padrão de heteroscedasticidade, leva a que o nível da variável explicativa influencie a variância do termo de erro. Para poder elucidar de forma mais clara este aspecto, pressuponha-se que  $h(y_{it-1}) = \delta + \gamma y_{t-1}$ , resultando:

$$\sigma_t^2 = \beta^2 \sigma_{t-1}^2 + \sigma_\epsilon^2 [\delta + \gamma E(y_{t-1})]^2 + \gamma^2 \sigma_\epsilon^2 \sigma_{t-1}^2 \quad (16)$$

Assim, pode-se concluir que a existência do padrão de heteroscedasticidade provoca duas alterações na variância incondicional: em primeiro lugar, o valor médio do produto desfasado irá afectar o valor de equilíbrio do qual a variância do termo de erro dependerá; para além disso, surge um termo de interacção entre as duas variâncias. Assim, pode-se concluir que a existência de Q convergência é coerente com a verificação de sigma convergência, sendo uma condição necessária mas não suficiente. Para além disso, o sinal de  $\gamma$  possui um impacto unicamente sobre o primeiro aspecto e confirmando-se que é positivo, então uma maior esperança induzirá uma maior dispersão dos choques aleatórios; deste modo, assumindo que a dimensão do número de indivíduos da amostra é suficiente para que a média amostral esteja próxima da esperança populacional (Barro e Sala-i-Martin (1992)), então a verificação da deslocação para a direita da média incondicional do produto *per capita* corrobora, no quadro da demonstração, que não exista sigma convergência.

De salientar que a assunção de um padrão de heteroscedasticidade linear, bem como a materialização do diferencial de efeitos marginais entre os vários quantis sob a forma de uma variância condicional do termo de erro dependente das variáveis explicativas são somente casos particulares pressupostos para elucidar de forma mais icástica a interligação entre os conceitos, podendo em primeiro lugar o padrão de heteroscedasticidade não

ser linear, assim como a evolução da função densidade condicional comportar também alterações na simetria ou outras deslocações menos convencionais.

## 5 Comentários Finais

Em relação à literatura existente, este trabalho acrescenta a utilização da regressão por quantis para uma estrutura de dados de painel, controlando para efeitos fixos. Para além disso, a disponibilidade de uma nova versão da PWT e a base de dados CANA também constituem algum valor acrescentado em relação à investigação realizada até à data actual.

Após uma revisão da literatura teórica e empírica associada aos modelos de cariz neoclássico e de convergência tecnológica, que apresentam os dois mecanismos que postulam convergência, são estimadas equações que derivam implicitamente dos modelos teóricos associados, através de regressão por quantis *pooled* e controlando para efeitos fixos, utilizando a metodologia proposta por Canay (2011). Os resultados revelam a existência de Q convergência absoluta para os quantis superiores das funções densidades condicionais do produto e PTF. O controlo para variáveis explicativas adicionais evidencia uma suavização do padrão decrescente entre taxa e nível em ambas as variáveis, sendo que este padrão desaparece completamente para a produtividade total dos factores e existindo Q convergência condicional para todos os quantis. Quanto aos resultados quantitativos para as velocidades de convergência, tem-se que a PTF converge a uma velocidade de 5% com controlo para efeitos fixos, consideravelmente acima daquela para o produto, que se fixa nos 3%. Curiosamente, a “*iron law*” é o ponto médio entre as velocidades médias com e sem contabilização das idiosincrasias individuais.

Para além disso, o horizonte temporal analisado demonstra que se verificou um aumento na dispersão seccional. No entanto, a não verificação de sigma convergência não é contraditório com existência de Q convergência condicional para todos os quantis, como é demonstrado na subsecção 4.3.

Sugestões para investigação futura consistirão em cruzar estes resultados com estimativas decorrentes da aplicação da metodologia alternativa para controlo de efeitos fixos proposta em Koenker (2004). Canay (2011) compara este estimador com aquele que o próprio introduz, verificando que não existe supremacia evidente para nenhum dos estimadores. Para além disso, parece ser interessante realizar o prenúncio de o roteiro de investigação em crescimento económico para a regressão por quantis seguir um trajecto similar àquele efectuado para a média condicional, como é retratado na secção 2. Isto é, a interpretação da equação de crescimento como um painel dinâmico e

consequente análise da regressão por quantis, bem como a aplicação de variáveis instrumentais neste campo poderá conferir mais ilações sobre o que ocorre não só em termos do coeficiente no produto inicial, como também nas restantes variáveis explicativas. Neste âmbito, artigos como Chernozhukov e Hansen (2006) e Galvao (2009) poderão constituir bases econométricas bastante interessantes. Uma aplicação num contexto intrinsecamente relacionado com o crescimento económico, controlando para efeitos fixos com a metodologia de Koenker (2004) e utilizando variáveis instrumentais é Alexander *et al.* (2011). É bastante empolgante pensar que este *paper* e o trabalho a que esta conclusão pertence constituam estudos pioneiros na área de crescimento económico com uma base de dados de painel e regressão por quantis.

Desde o século XVIII que a “disputa” entre o estimador de mínimos quadrados e o estimador de mínimos absolutos se verifica. Grandes críticas surgiram durante o período compreendido entre o primeiro combate e a actualidade (Koenker[2005, cap.1]). Aliás, Koenker (2005), parafraseando Galton (1886), fala na regressão por quantis como capaz de captar um “*charm of variety*” que a regressão para a média condicional não possibilita. Para além disso, refere, metaforicamente, que se esta última metodologia analisasse a estrutura topográfica, ignoraria a existência de lagos e montanhas. Actualmente, as abordagens que vão para além da média condicional vão ganhando terreno, tendo como principal catalisador a capacidade computacional. Para além de fornecer modelos estatísticos mais próximos daqueles que se verificam no processo que gera os dados, esta abordagem pode ser pertinente para verificar a diferenciação de impactos das *covariates* consoante a localização da variável dependente na função densidade condicional. Assim, articulando com a respectiva teoria económica, poderão ser prescritas medidas de política económica que permitam aumentar o produto *per capita* de forma mais efectiva, e deste modo contribuir para o fim último da economia: melhorar o bem estar das pessoas que se encontram atrás dos números.

# Apêndices

## Apêndice 1

A metodologia baseada para construção das matrizes de transição (Quadros 4 a 9) baseou-se na interligação que os quantis possuem com as posições relativas. Assim, seja  $\{y_{it}\}_{i=1}^n$  um vector  $n - dimensional$  com as observações da variável  $y$  para  $n$  indivíduos no período  $t$ . Para além disso, seja  $\zeta = \{\tau_0, \tau_1, \dots, \tau_p, \tau_{p+1}\}$  o conjunto dos percentis onde se realizará a "partição", com  $\tau_0 = 0$  e  $\tau_{p+1} = 1$ . Então a matriz de transição  $p - dimensional$   $\iota$  terá como elemento genérico:

$$\{\iota_{kj}\} = \sum_{k=1}^{p+1} \sum_{j=1}^{p+1} \sum_{i=1}^n I\left(\tau_{k-1} < \frac{r_{it-1}}{n} \leq \tau_k \wedge \tau_{j-1} < \frac{r_{it}}{n} \leq \tau_j\right) \quad (17)$$

Em que  $r_{it}$  é o valor correspondente à posição relativa do elemento  $y_{it}$ , isto é,  $r_{it} = \sum_{l=1; l \neq i}^n I[(y_{lt} < y_{it}) + \frac{1}{2}I(y_{lt} = y_{it})]$ . De forma a colocar os elementos em percentagem, deflacionou-se cada elemento pelo somatório dos elementos da respectiva linha, ficando com a matriz apresentada  $\iota^*$ :

$$\{\iota_{kj}^*\} = \frac{\{\iota_{kj}\}}{\sum_{i=1}^{p+1} \{\iota_{ij}\}} \quad (18)$$

## Apêndice 2

O cálculo das estimativas que controlam para efeitos fixos foi baseado num *script* para o *software* R com a metodologia de Canay (2011), feito pelo próprio autor. Canay (2011) propõe duas alternativas para cálculo dos erros-padrão: uma primeira baseia-se na matriz de variâncias-covariâncias assintótica; a segunda consiste no *bootstrap*. A abordagem escolhida foi esta última, pois é mais intuitiva para realizar o cálculo da matriz de variâncias-covariâncias (VCV) entre coeficientes associados a quantis diferentes, de forma a que os testes estatísticos não fiquem restritos a um único quantil.

Foram acrescentados dois aspectos ao *script*: em primeiro lugar, na construção do *bootstrap*, realizou-se um acréscimo de modo a que a metodologia acomodasse a estimação de para vários quantis ao mesmo tempo. Assim, é possível construir a matriz VCV para mais que um quantil, através da formula:

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{R} \sum_{i=1}^R (\beta_i^* - \bar{\beta}^*)(\beta_i^* - \bar{\beta}^*)' = \beta^* M^0 \beta^{*'} \quad (19)$$

Em que R é o número de replicações e  $\beta_i^* = [\beta_i^*(\tau_1)' \beta_i^*(\tau_2)' \dots \beta_i^*(\tau_p)']'$ , e  $M^0$  é uma matriz simétrica R por R, igual à subtracção entre a identidade e uma matriz composta por  $\frac{1}{R}$ . A escolha do número R de replicações baseou-se numa decisão *ad hoc*, sendo de 1000 para os quadros apresentados e de 200 para os gráficos dos efeitos fixos, pois o tempo computacional era elevado. Os erros-padrão apresentados para a metodologia de efeitos fixos correspondem à raiz quadrada dos elementos da diagonal da matriz VCV, e os intervalos de confiança são apresentados a partir do pressuposto de normalidade dos estimadores

58.

Tendo a matriz VCV para vários quantis, será possível realizar o teste de Wald (Koenker e Basset

---

<sup>58</sup>Uma alternativa consistiria em utilizar a função de distribuição empírica dos coeficientes, baseada na distribuição das R replicações do *bootstrap*

(1982a, 1982b); Koenker[2005, cap. 3]; Greene (2012)) para igualdade de efeitos marginais. De forma a testar a hipótese nula  $H_0 : C\beta = r$ , a estatística de teste virá dada por:

$$(C\hat{\beta} - r)'[C\hat{\Sigma}C']^{-1}(C\hat{\beta} - r) \stackrel{a}{\sim} \chi_q^2 \quad (20)$$

Sendo  $q$  o *rank* da matriz  $C$ . As estimações sem controlo para efeitos fixos utilizam o package apresentado em Koenker (2012a, 2012b). Os erros-padrão calculados utilizaram o *design matrix bootstrap*, porque esta variante prova ser a mais adequada (Buchinsky (1998)) e está em consonância com a metodologia utilizada no controlo para efeitos fixos.

## Referências Bibliográficas

- ALEXANDER, M.; HARDING, M.; LAMARCHE, C. (2011) *Quantile Regression for Time-Series-Cross-Section Data*, International Journal of Statistics and Management System, 6, 47-72.
- ARELLANO, M.; BOND, S. (1991) *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations*, Review of Economic Studies, 58, 277-297.
- ANDRADE, J. S.; DUARTE, A.; SIMÕES, M. (2012) *Convergence and Growth: Portugal in the EU 1986-2010*, Grupo de Estudos Monetários e Financeiros.
- AZARIADIS, C.; DRAZEN, A. (1990) *Threshold Externalities in Economic Development*, Quarterly Journal of Economics, 105, 501-526.
- BARRETO, R.; HUGHES, A. (2004) *Under Performers and Over Achievers: A Quantile Regression Analysis of Growth*, The Economic Record, 80 (248), 17-35.
- BARRO, R. J. (1990) *Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth*, NBER Working Papers 2588, National Bureau of Economic Research.
- BARRO, R. J. (1991) *Economic Growth in a Cross Section of Countries*, Quarterly Journal of Economics, 106, 407-443.
- BARRO, R. J. (2012) *Convergence Revisited*, NBER Working Paper Series, 18295, National Bureau of Economic Research.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. (1992) *Convergence*, Journal of Political Economy, 100, 223-251.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. (1997) *Technological Diffusion, Convergence and Growth*, Journal of Economic Growth, 1, 1-26.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. (2004) *Economic Growth*, MIT Press, Cambridge.
- BARRO, R.; LEE, JONG-WHA (2010) *A New Data Set of Educational Attainment in the World*, NBER Working Paper No. 15902.
- BAUMOL, W. J. (1986) *Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show*, American Economic Review, 76, 1072-1085.
- BASU, S.; WEIL, D. N. (1998) *Appropriate Technology and Growth*, Quarterly Journal of Economics, 113(4), 1025-54.
- BENHABIB, J.; SPIEGEL, M. (1994) *The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data*, Journal of Monetary Economics, 34, 143-173
- BENHABIB, J.; SPIEGEL, M. (2002) *Human Capital and Technology Diffusion*, Working Papers in Applied Economic Theory 2003-02, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. (1998) *Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models*, Journal of Econometrics, 87, 115-143.
- BOSWORTH, B. M.; COLLINS, S. M. (2003) *The Empirics of Growth: An Update*, Brookings Institution, Washington, D.C.

- BUCHINSKY, M. (1998) *Recent Advances in Quantile Regression Models: a Practical Guideline for Empirical Research*, Journal of Human Resources, 33, 88-126.
- CANARELLA, G.; POLLARD, S. (2003) *The Augmented Solow Model and the OECD Sample*, International Business & Economics Journal, 2, 89-102.
- CANARELLA, G.; POLLARD, S. (2004) *Parameter Heterogeneity in the Neoclassical Growth Model: A Quantile Regression Approach*, Journal of Economic Development, 29, 1-31.
- CANAY, I. (2011) *A Simple Approach to Quantile Regression for Panel Data*, The Econometrics Journal, 14 (3): 368-86.
- CASELLI, F.; ESQUIVEL, G.; LEFORT, F. (1996) *Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics*, Journal of Economic Growth, 1, 363-389.
- CASS, D. (1965) *Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation*, Review of Economic Studies, 32, 233-240.
- CASTELLACCI, F. (2011) *Closing the Technology Gap?*, Review of Development Economics, Wiley Blackwell, 15(1), 180-197.
- CASTELLACCI, F.; NATERA, J. M. (2011) *A New Panel Dataset for Cross-Country Analyses of National Systems*, Growth and Development (CANA), Innovation and Development, 1 (2).
- CHAMBERLAIN, G. (1984) Panel Data, in Z. Griliches and M. D. Intrilligator (eds.), *Handbook of Econometrics* (vol.2), Amsterdão: Elsevier, 1247-1313.
- CHERNOZHUKOV, V.; HANSEN, C. (2006) *Instrumental Quantile Regression Inference for Structural and Treatment Effect Models*, Journal of Econometrics, 132, 491-525.
- COE, D. T.; HELPMAN, E. (1995) *International R&D Spillovers*, European Economic Review, 39, 59-887.
- CRESPO-CUARESMA, J.; FOSTER, N.; STEHRER, R. (2011) *The Determinants of Regional Economic Growth by Quantile*, Regional Studies 45 (6): 809-26.
- DE LA FUENTE, A. (2000) *Convergence Across Countries and Regions: Theory and Empirics*, Instituto de Análisis Económico, WP 447.00.
- DE LONG, J. B. (1988) *Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment*, American Economic Review, 78, 1138-1154.
- DOPPELHOFER, G.; SALA-I-MARTIN, X.; MILLER, R. (2004) *Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach*, American Economic Review, 94, 813-835.
- DOWRICK, S.; ROGERS, M. (2002) *Classical and Technological Convergence: Beyond the Solow-Swan Growth Model*, Oxford Economic Papers, 54, 369-385.
- DURLAUF, S. N.; JOHNSON, P. A. (1995) *Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behaviour*, Journal of Applied Econometrics, 10, 365-84.
- DURLAUF, S. N.; QUAH, D. T. (1999) The New Empirics of Economic Growth, in Taylor, John and Michael Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1A, Amsterdão, Holanda.

- DURLAUF, S.; JOHNSON, P.; TEMPLE, J. (2004) Growth Econometrics, in P. Aghion e S. Durlauf, (eds.) *Handbook of Economic Growth*, Amsterdão, Holanda.
- FEENSTRA, R.; INKLAAR, R.; TIMMER, M. P. (2013) *PWT 8.0 – A User Guide*, Groningen Growth and Development Centre, University of Groningen.
- FEENSTRA, R., INKLAAR, R.; TIMMER, M. P. (2013) *The Next Generation of the Penn World Table*, Groningen Growth and Development Centre, University of Groningen.
- FERNANDEZ, C.; LEY, E.; STEEL, M. F. (2001) *Model Uncertainty in Cross-Country Growth Regressions*. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 563–76.
- FOSTER, N. (2008) *The Impact of Trade Liberalisation on Economic Growth: Evidence From a Quantile Regression Analysis*, *Kyklos* 61, 543-67.
- FRIEDMAN, M. (1992) *Do old fallacies ever die?*, *Journal of Economic Literature*, 30(4), 2129–2132.
- GALOR, O. (1996) *Convergence? Inferences from Theoretical Models*, *Economic Journal*, 106, 1056-1069.
- GALTON, F. (1886) *Regression towards Mediocrity in Hereditary Stature*, *Journal of the Anthropological Institute of Great Britain and Ireland*, 15, 246-263.
- GREENE, W. (2012) *Econometric Analysis*, New Jersey, Pearson Education Inc..
- HALL, R. E.; JONES, C. I. (1999) *Why Do Some Countries Produce So Much More Output than Others?* *Quarterly Journal of Economics*, 114, 83-116.
- HANUSHEK, E.; WOESSMANN, L. (2012) *Do better schools lead to more growth? Cognitive skills, economic outcomes, and causation* *Journal of Economic Growth*, 17, 267-321.
- INKLAAR, R.; TIMMER, M. P. (2013) *Capital, Labor and TFP in PWT 8.0*, Groningen Growth and Development Centre, University of Groningen.
- ISLAM, N. (1995) *Growth Empirics: A Panel Data Approach*, *Quarterly Journal of Economics*, 110, 1127-1170.
- JONES, C. (1997) *On the Evolution of the World Income Distribution*, *Journal of Economic Perspectives*, 11, 19–36.
- KLENOW, P.; RODRIGUEZ-CLARE, A. (1997) The Neoclassical Revival in Growth Economics: Has It Gone Too Far?, in Ben S. Bernanke e Julio Rotemberg (eds) *National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual 1997*, Cambridge, MIT Press, 73-103.
- KNIGHT, M.; LOAYZA, N.; VILLANUEVA, D. (1993) *Testing the Neoclassical Theory of Economic Growth*, *IMF Staff Papers*, 40, 512-541.
- KOENKER, R. (2004) *Quantile Regression for Longitudinal Data*, *Journal of Multivariate Analysis*, 91, 74-89.
- KOENKER, R. (2005) *Quantile Regression*, *Econometric Society Monograph*, Cambridge, Cambridge University Press.
- KOENKER, R. (2012A) *Quantile regression in R: A vignette*, R package.



- KOENKER, R. (2012B) *Quantreg: Quantile regression*, R package.
- KOENKER, R.; BASSETT, G. JR (1978) *Regression Quantiles*, *Econometrica*, 46, 33–50.
- KOENKER, R. ; BASSETT, G. W. (1982) *Robust Tests for Heteroscedasticity Based on Regression Quantiles*, *Econometrica*, 50, 43–61.
- KOENKER, R.; BASSETT, G. JR (1982) *Tests of Linear Hypotheses and L1 Estimation*, *Econometrica*, 50, 1577–83.
- KOENKER, R.; HALLOCK, K. (2001) *Quantile Regression*, *Journal of Economic Perspectives*, 15, 143-156.
- KOOPMANS, T. C. (1965) *On the Concept of Optimal Economic Growth*, in *The Econometric Approach to Development Planning*, Amesterdão, Holanda.
- LEVINE, R.; RENELT, D. (1992) *A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions*, *American Economic Review*, 82, 942-963.
- LOAYZA, N. (1994) *A Test of the International Convergence Hypothesis Using Panel Data*, Policy Research Working Paper, 1333, Banco Mundial.
- LUCAS, R. E. (1988) *On the Mechanics of Economic Development*, *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. (1992) *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, *Quarterly Journal of Economics*, 107, 407-437.
- MELLO, M.; NOVO, Á. (2002) *The New Empirics of Economic Growth: Quantile Regression Estimations of Growth Equations*, Manuscript, University of Illinois, Department of Economics.
- MELLO, M.; PERRELLI, R. (2003) *Growth Equations: A Quantile Regression Exploration*. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 43 (4): 643-67.
- MILES, W. (2004) *Human Capital and Economic Growth: A Quantile Regression Approach*, *Applied Econometrics and International Development* 4 (2): 5-18.
- OSBORNE, E. (2006) *The Sources of Growth at Different Stages of Development*, *Contemporary Economic Policy* 24 (4): 536-47.
- SAÇILDI, I. S. (2009) *Economic Growth in OECD Countries: Quantile Regression Approach*, Marmara University.
- QUAH, D. (1993A) *Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth*, *European Economic Review* 37, 426-434
- QUAH, D. (1993B) *Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis*, *Scandinavian Journal of Economics*, 95, 427-443.
- QUAH, D. (1996) *Empirics for Economic Growth and Convergence*, *European Economic Review*, 40, 1353–1375.
- QUAH, D. (1997) *Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization and Convergence Clubs*, *Journal of Economic Growth*, 2, 1, 27-59.

- RAM, R. (2008) *Parametric Variability in Cross-Country Growth Regressions: An Application of Quantile Regression Methodology*, *Economic Letters*, 99, 387-389
- RAMSEY, F. (1928) *A Mathematical Theory of Saving*, *Economic Journal*, 38, 543-559.
- RODRIK, D. (2011) *Unconditional Convergence*, NBER Working Paper Series, 17546, National Bureau of Economic Research.
- ROGERS, M. (2004) *Absorptive Capability and Economic Growth: How do Countries Catch-Up?*, *Cambridge Journal of Economics*, 28, 577-596.
- ROMER, P. M. (1986) *Increasing Returns and Long-Run Growth*, *Journal of Political Economy*, 94, 1002-1037.
- SALA-I-MARTIN, X., (1995) *The Classical Approach to Convergence Analysis*, CEPR Discussion Papers 1254.
- SALA-I-MARTIN, X., (1997) *I Just Ran Two Million Regressions*, *American Economic Review*, 87, 178-83.
- SALA-I-MARTIN, X. (2006) *The World Distribution of Income: Falling Poverty and... Convergence Period*, *Quarterly Journal of Economics*, 121, 351-397
- SOLOW, R. M. (1956) *A Contribution to the Theory of Economic Growth*, *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.
- SOLOW, R. M. (1957) *Technical Change and the Aggregate Production Function*, *The Review for Economics and Statistics* 39, No.3 (1957), 312-320.
- TEMPLE, J. (1999) *The New Growth Evidence*, *Journal of Economic Literature*, 37(1), 112-156.

# Apêndices

## Apêndice 1

A metodologia baseada para construção das matrizes de transição (Quadros 4 a 9) baseou-se na interligação que os quantis possuem com as posições relativas. Assim, seja  $\{y_{it}\}_{i=1}^n$  um vector  $n - dimensional$  com as observações da variável  $y$  para  $n$  indivíduos no período  $t$ . Para além disso, seja  $\zeta = \{\tau_0, \tau_1, \dots, \tau_p, \tau_{p+1}\}$  o conjunto dos percentis onde se realizará a "partição", com  $\tau_0 = 0$  e  $\tau_{p+1} = 1$ . Então a matriz de transição  $p - dimensional$   $\iota$  terá como elemento genérico:

$$\{\iota_{kj}\} = \sum_{k=1}^{p+1} \sum_{j=1}^{p+1} \sum_{i=1}^n I\left(\tau_{k-1} < \frac{r_{it-1}}{n} \leq \tau_k \wedge \tau_{j-1} < \frac{r_{it}}{n} \leq \tau_j\right) \quad (21)$$

Em que  $r_{it}$  é o valor correspondente à posição relativa do elemento  $y_{it}$ , isto é,  $r_{it} = \sum_{l=1; l \neq i}^n I[(y_{lt} < y_{it}) + \frac{1}{2}I(y_{lt} = y_{it})]$ . De forma a colocar os elementos em percentagem, deflacionou-se cada elemento pelo somatório dos elementos da respectiva linha, ficando com a matriz apresentada  $\iota^*$ :

$$\{\iota_{kj}^*\} = \frac{\{\iota_{kj}\}}{\sum_{i=1}^{p+1} \{\iota_{ij}\}} \quad (22)$$

## Apêndice 2

O cálculo das estimativas que controlam para efeitos fixos foi baseado num *script* para o *software* R com a metodologia de Canay (2011), feito pelo próprio autor. Canay (2011) propõe duas alternativas para cálculo dos erros-padrão: uma primeira baseia-se na matriz de variâncias-covariâncias assintótica; a segunda consiste no *bootstrap*. A abordagem escolhida foi esta última, pois é mais intuitiva para realizar o cálculo da matriz de variâncias-covariâncias (VCV) entre coeficientes associados a quantis diferentes, de forma a que os testes estatísticos não fiquem restritos a um único quantil.

Foram acrescentados dois aspectos ao *script*: em primeiro lugar, na construção do *bootstrap*, realizou-se um acréscimo de modo a que a metodologia acomodasse a estimação para vários quantis ao mesmo tempo. Assim, é possível construir a matriz VCV para mais do que um quantil, através da fórmula:

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{R} \sum_{i=1}^R (\beta_i^* - \bar{\beta}^*)(\beta_i^* - \bar{\beta}^*)' = \beta^* M^0 \beta^{*'} \quad (23)$$

Em que R é o número de replicações e  $\beta_i^* = [\beta_i^*(\tau_1)' \beta_i^*(\tau_2)' \dots \beta_i^*(\tau_p)']'$ , e  $M^0$  é uma matriz simétrica R por R, igual à subtracção entre a identidade e uma matriz composta por  $\frac{1}{R}$ . A escolha do número R de replicações baseou-se numa decisão *ad hoc*, sendo de 1000 para os quadros apresentados e de 200 para os gráficos dos efeitos fixos, pois o tempo computacional era elevado. Os erros-padrão apresentados para a metodologia de efeitos fixos correspondem à raiz quadrada dos elementos da diagonal da matriz VCV, e os intervalos de confiança são apresentados a partir do pressuposto de normalidade dos estimadores

59.

Tendo a matriz VCV para vários quantis, será possível realizar o teste de Wald (Koenker e Basset (1982a, 1982b); Koenker[2005, cap. 3]; Greene (2012)) para igualdade de efeitos marginais. De forma

---

<sup>59</sup>Uma alternativa consistiria em utilizar a função de distribuição empírica dos coeficientes, baseada na distribuição das R replicações do *bootstrap*.

a testar a hipótese nula  $H_0 : C\beta = r$ , a estatística de teste virá dada por:

$$(C\hat{\beta} - r)'[C\hat{\Sigma}C']^{-1}(C\hat{\beta} - r) \stackrel{a}{\sim} \chi_q^2 \quad (24)$$

Sendo  $q$  o *rank* da matriz  $C$ . A estimação sem controlo para efeitos fixos utilizam o package apresentado em Koenker (2012a, 2012b). Os erros-padrão calculados utilizaram o *design matrix bootstrap*, porque esta variante prova ser a mais adequada (Buchinsky (1998)) e está em consonância com a metodologia utilizada no controlo para efeitos fixos.

# Anexos

## Anexo 1 - Lista das variáveis, descrição e respectiva fonte

Equações de Convergência Neoclássica		
Designação	Descrição	Fonte
$\Delta \ln y$	Taxa média de crescimento do produto <i>per capita</i> , sendo o PIB medido pelas contas nacionais (nome original na fonte: rgdpna)	PWT 8.0
$ly_{inicial}$	Valor do produto <i>per capita</i> no período inicial, medido pela variável rgdp0	PWT 8.0
$lsk$	Logaritmo do peso da formação bruta de capital fixo no PIB	PWT 8.0
$lng$	Logaritmo da soma entre a taxa média de crescimento da população e 0.05 (taxa de depreciação somada da taxa de progresso técnico)	PWT 8.0
$lsh1; lsh2$	Logaritmo das taxas brutas de inscrição no ensino primário e secundário, respectivamente	Banco Mundial e CANA
$mt$	Taxa de mortalidade, construída pelo inverso da esperança de vida à nascença	PWT 8.0
$infe$	Taxa média de inflação, baseada no índice de preços do PIB do lado da procura (rgdpe)	Banco Mundial
$open$	Grau de abertura, calculado pela soma do peso das importações e exportações no PIB	PWT 8.0
$tt$	Taxa média de crescimento dos termos de troca, medido pelo rácio entre o nível de preços das importações e exportações	PWT 8.0
$g$	Peso do consumo público no PIB	PWT 8.0
$cl$	Índice de liberdades civis	Freedom House
$pr$	Índice que capta direitos políticos	Freedom House
$pol2$	Índice de intensidade democrática	Polity 4
Equações de convergência tecnológica (algumas variáveis já explicitadas nas linhas acima)		
$\Delta \ln ptf$	Taxa de crescimento da PTF, medida pela contabilidade de crescimento para um dado país ao longo do tempo (rtfpna)	PWT 8.0
$lptfi$	Logaritmo do valor inicial da PTF, medida pela contabilidade de crescimento num dado período temporal entre vários países (ctfp)	PWT 8.0
$lrd$	Logaritmo da taxa de investimento em I& D	CANA
$lhc$	Índice para o capital humano, que resulta do cruzamento do número médios de anos escolares por nível de ensino e respectivo retorno (hc)	PWT 8.0
$lavg3$	Número médio de anos escolares no ensino superior	Barro e Lee (2010)
$ide$	Peso do investimento directo estrangeiro no PIB, calculado pelo rácio entre o valor do investimento directo em dólares correntes deflacionado pelo nível de preços da medida do pib utilizada e o pib do lado da oferta (rgdp0)	PWT 8.0 e Banco Mundial
$tel$	Número total de subscritores de telefones móveis e fixos por mil habitantes	CANA
$lja$	Logaritmo do número de artigo científicos	CANA
$dum10$	Variável binária que vale 1 caso o quinquénio seja 2006-2010, e 0 caso contrário	Construção do autor

**Nota:** Ocasionalmente, foram realizadas algumas imputações quando para um dado país existia uma observação temporal em falta, por interpolação linear.

## Anexo 2 - Lista com os países pertencentes à amostra.

Países				
África do Sul*	China* Hungria*	Moçambique*	Ruanda*	
Albânia	Colômbia*	Índia*	Mongólia*	Senegal*
Alemanha*	Costa do Marfim*	Indonésia*	Namíbia*	Serra Leoa*
Argentina*	Costa Rica*	Irlanda*	Nepal	Singapura*
Austrália*	Dinamarca*	Israel*	Níger*	Sri Lanka*
Áustria*	Egipto*	Itália*	Noruega*	Sudão
Bangladeche	El Salvador	Jamaica*	Nova Zelândia*	Suécia*
Bélgica*	Espanha*	Japão*	Panamá*	Suíça*
Benim*	Etiópia	Jordânia*	Paquistão	Tailândia*
Burkina Faso	EUA*	Laos	Paraguai*	Taiwan
Bolívia*	Filipinas*	Lesoto*	Peru*	Tanzânia*
Botswana*	Finlândia*	Líbano	Polónia*	Togo*
Brasil*	França*	Madagáscar	Portugal*	Tunísia*
Bulgária*	Gâmbia	Malásia*	Quênia*	Turquia*
Burundi*	Gana	Malawi	Reino Unido*	Uganda
Camarões*	Grécia*	Mali	Rep. Centro Africana	Uruguai*
Camboja	Guatemala*	Marrocos*	Rep. da Coreia*	Vietname
Canadá*	Guiné	Maurícias*	Rep. Dem. do Congo	Zâmbia
Chade Holanda*	Mauritânia*	Rep. Dominicana*	Zimbabué*	
Chile*	Honduras*	México*	Roménia	

**Nota:** \* indica que o país em causa possui dados para as equações de convergência tecnológica.

## Anexo 3 - Quadros

Quadro 1: Estatísticas descritivas para as médias do logaritmo do produto *per capita* a 10 anos

Data	Média	DP	Decil									Env.	Curt.	J-B	A-D
			1	2	3	4	5	6	7	8	9				
1976	8.07	1.13	6.71	7.00	7.23	7.62	7.92	8.35	8.67	9.35	9.76	0.22	-1.11	5.32%	0.14%
1986	8.18	1.20	6.61	6.96	7.35	7.70	8.17	8.54	8.80	9.47	9.90	0.12	-1.15	5.89%	0.25%
1996	8.32	1.33	6.57	7.00	7.34	7.93	8.20	8.79	9.15	9.94	10.13	-0.02	-1.17	6.04%	0.19%
2006	8.48	1.41	6.67	7.13	7.46	8.04	8.37	8.99	9.30	10.14	10.39	-0.05	-1.12	7.24%	0.15%

**Nota:** DP: Desvio-Padrão; Env.: Enviesamento; Curt.: Curtose; J-B: Teste Jarque-Bera; A-D: Teste Anderson-Darling.

Quadro 2: Estatísticas descritivas para a PTF

Data	Média	DP	Decil									Env.	Curt.	J-B	A-D
			1	2	3	4	5	6	7	8	9				
1980	0.70	0.28	0.29	0.44	0.52	0.61	0.73	0.83	0.88	0.97	1.02	-0.13	-0.86	27.60%	2.16%
1990	0.64	0.26	0.28	0.36	0.50	0.56	0.67	0.76	0.84	0.88	0.96	-0.29	-1.06	10.13%	0.87%
2000	0.59	0.32	0.17	0.27	0.33	0.46	0.57	0.70	0.81	0.93	1.00	0.16	-1.17	6.04%	0.34%
2010	0.59	0.31	0.21	0.31	0.37	0.47	0.57	0.68	0.81	0.85	0.95	0.78	1.55	0.05%	3.39%

**Nota:** DP: Desvio-Padrão; Env.: Enviesamento; Curt.: Curtose; J-B: Teste Jarque-Bera; A-D: Teste Anderson-Darling.

Quadro 3: Resultados do teste de Spearman aplicado ao produto *per capita* e PTF

Transição	Produto <i>per capita</i>				PTF			
	76-86	86-96	96-06	76-06	80-90	90-00	00-10	80-10
$\rho$	0.98	0.98	0.98	0.93	0.88	0.89	0.96	0.73
valor p	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***

Quadro 4: Matriz de transição para os produtos *per capita*, de 1976 a 1986

	Decil em 1986									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	67%	22%	11%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
2	30%	50%	10%	10%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
3	0%	20%	60%	20%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
4	0%	10%	20%	40%	30%	0%	0%	0%	0%	0%
5	0%	0%	0%	30%	60%	10%	0%	0%	0%	0%
6	0%	0%	0%	0%	10%	60%	20%	10%	0%	0%
7	0%	0%	0%	0%	0%	30%	50%	20%	0%	0%
8	0%	0%	0%	0%	0%	0%	30%	60%	10%	0%
9	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	10%	80%	10%
10	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	10%	90%

**Nota:** A metodologia de construção está presente no Apêndice 1. Variável rgdpo (PWT 8.0).

Quadro 5: Matriz de transição para os produtos *per capita*, de 1986 a 1996

	Decil em 1996									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	67%	33%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
2	30%	40%	20%	10%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
3	0%	20%	80%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
4	0%	10%	0%	70%	20%	0%	0%	0%	0%	0%
5	0%	0%	0%	20%	40%	30%	10%	0%	0%	0%
6	0%	0%	0%	0%	40%	50%	10%	0%	0%	0%
7	0%	0%	0%	0%	0%	20%	70%	10%	0%	0%
8	0%	0%	0%	0%	0%	0%	10%	90%	0%	0%
9	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	70%	30%
10	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	30%	70%

**Nota:** A metodologia de construção está presente no Apêndice 1. Variável rgdpo (PWT 8.0).

Quadro 6: Matriz de transição para os produtos *per capita*, de 1996 a 2006

		Decil em 2006									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Decil em 1996	1	89%	11%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	2	10%	50%	40%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	3	0%	20%	40%	40%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	4	0%	20%	20%	50%	10%	0%	0%	0%	0%	0%
	5	0%	0%	0%	0%	60%	30%	10%	0%	0%	0%
	6	0%	0%	0%	10%	30%	50%	10%	0%	0%	0%
	7	0%	0%	0%	0%	0%	20%	60%	20%	0%	0%
	8	0%	0%	0%	0%	0%	0%	20%	60%	20%	0%
	9	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	20%	60%	20%
	10	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	20%	80%

**Nota:** A metodologia de construção está presente no Apêndice 1. Variável rgdpo (PWT 8.0).

Quadro 7: Matriz de transição para a PTF, de 1980 a 1990

		Decil em 1990									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Decil em 1980	1	71%	29%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	2	25%	38%	13%	25%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	3	0%	43%	43%	14%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	4	0%	0%	13%	13%	50%	13%	0%	13%	0%	0%
	5	0%	0%	25%	38%	13%	0%	13%	13%	0%	0%
	6	0%	0%	0%	14%	0%	14%	43%	14%	0%	14%
	7	0%	0%	0%	0%	25%	38%	0%	13%	13%	13%
	8	0%	0%	0%	0%	14%	14%	43%	14%	14%	0%
	9	0%	0%	0%	0%	0%	13%	13%	13%	25%	38%
	10	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	13%	50%	38%

**Nota:** A metodologia de construção está presente no Apêndice 1. Variável ctfp (PWT 8.0).

Quadro 8: Matriz de transição para a PTF, de 1980 a 1990

		Decil em 2000									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Decil em 1990	1	71%	29%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	2	13%	50%	38%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	3	0%	0%	29%	29%	29%	14%	0%	0%	0%	0%
	4	0%	25%	13%	38%	25%	0%	0%	0%	0%	0%
	5	13%	0%	13%	38%	13%	25%	0%	0%	0%	0%
	6	0%	0%	0%	0%	29%	29%	29%	14%	0%	0%
	7	0%	0%	0%	0%	13%	0%	13%	25%	38%	13%
	8	0%	0%	0%	0%	0%	14%	57%	0%	14%	14%
	9	0%	0%	0%	0%	0%	0%	13%	38%	25%	25%
	10	0%	0%	0%	0%	0%	13%	0%	13%	25%	50%

**Nota:** A metodologia de construção está presente no Apêndice 1. Variável ctfp (PWT 8.0).



Quadro 9: Matriz de transição para a PTF, de 2000 a 2010

	Decil em 2010									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	71%	29%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
2	25%	38%	25%	13%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
3	0%	29%	29%	43%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
4	0%	13%	38%	38%	13%	0%	0%	0%	0%	0%
5	0%	0%	0%	13%	50%	38%	0%	0%	0%	0%
6	0%	0%	0%	0%	43%	43%	0%	14%	0%	0%
7	0%	0%	0%	0%	0%	13%	63%	13%	0%	13%
8	0%	0%	0%	0%	0%	0%	43%	43%	0%	14%
9	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	13%	63%	25%
10	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	13%	38%	50%

**Nota:** A metodologia de construção está presente no Apêndice 1. Variável ctfp (PWT 8.0).

Quadro 10: Resultados do coeficiente no produto inicial, para uma regressão de beta convergência absoluta, com e sem controlo para efeitos fixos

	OLS	Quantil					Teste de Igualdade
		$\tau = 10\%$	$\tau = 25\%$	$\tau = 50\%$	$\tau = 75\%$	$\tau = 90\%$	
Sem Efeitos	0.0030***	0.0082***	0.0047***	0.0020**	-0.0006	-0.0037*	9.479
Fixos	(0.0008)	(0.0011)	(0.0009)	(0.0009)	(0.0008)	(0.0022)	(0.000)***
Com Efeitos	-0.0199***	-0.0142***	-0.0180***	-0.0207***	-0.0228***	-0.0255***	39.654
Fixos	(0.0029)	(0.0011)	(0.0006)	(0.0004)	(0.0006)	(0.0011)	(0.000)***

**Nota:** Erros padrão entre parênteses. Para o teste de igualdade, tem-se a estatística de teste e o respetivo valor p entre parênteses.

Quadro 11: Resultados do coeficiente na PTF inicial, para uma regressão de beta convergência absoluta, com e sem controlo para efeitos fixos

	OLS	Regressão por quantis					Teste de Igualdade
		$\tau = 10\%$	$\tau = 25\%$	$\tau = 50\%$	$\tau = 75\%$	$\tau = 90\%$	
Sem Efeitos	-0.0035**	0.0010	0.0008	-0.0025	-0.0069***	-0.0123***	2.967
Fixos	(0.0017)	(0.0036)	(0.0024)	(0.0021)	(0.0017)	(0.0035)	(0.0186)**
Com Efeitos	-0.0458***	-0.0419***	-0.0425***	-0.0467***	-0.0489***	-0.0549***	12.202
Fixos	(0.0042)	(0.0030)	(0.0014)	(0.0014)	(0.0017)	(0.0030)	(0.0159)**

**Nota:** Erros padrão entre parênteses. Para o teste de igualdade, tem-se a estatística de teste e o respetivo valor p entre parênteses.

Quadro 12: Estatísticas de teste e respectivos valor p para a significância conjunta dos efeitos fixos dos quatro modelos estimados

Estatística	Conv. Absoluta		Conv. Condicional	
	valor p	3.84	3.29	3.73
	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***

Quadro 13: Resultados das regressões de beta convergência condicional para o produto *per capita*, estimação por *pooled quantile regression*

	OLS	Quantil					Teste de Igualdade
		$\tau = 10\%$	$\tau = 25\%$	$\tau = 50\%$	$\tau = 75\%$	$\tau = 90\%$	
const	-0.2074*** (0.0372)	-0.3227*** (0.1049)	-0.1923*** (0.0724)	-0.2015*** (0.0540)	-0.1366*** (0.0467)	-0.0764 (0.0641)	
ly	-0.0103*** (0.0015)	-0.0112*** (0.0028)	-0.0085*** (0.0026)	-0.0105*** (0.0019)	-0.0105*** (0.0016)	-0.0135*** (0.0034)	1.084 (0.362)
lsk	0.0134*** (0.0019)	0.0147*** (0.0048)	0.0119*** (0.0029)	0.0117*** (0.0030)	0.0143*** (0.0027)	0.0177*** (0.0036)	1.255 (0.285)
lng	-0.0054 (0.0048)	-0.0163 (0.0113)	-0.0051 (0.0084)	-0.0069 (0.0108)	-0.0204* (0.0108)	0.0063 (0.0131)	5.122 (0.000)***
lsh2	0.0001 (0.0021)	-0.0045 (0.0055)	0.0020 (0.0037)	0.0016 (0.0024)	0.0024 (0.0026)	0.0075 (0.0049)	1.642 (0.161)
mt	-0.0765*** (0.0098)	-0.0951*** (0.0294)	-0.0638*** (0.0182)	-0.0730*** (0.0143)	-0.0537*** (0.0120)	-0.0610*** (0.0161)	1.460 (0.212)
g	0.0055 (0.0088)	-0.0377* (0.0220)	-0.0173 (0.0165)	-0.0055 (0.0136)	0.0089 (0.0185)	0.0514** (0.0240)	3.703 (0.005)***
cl	0.0008 (0.0051)	0.0292*** (0.0101)	0.0075 (0.0101)	0.0010 (0.0055)	-0.0168*** (0.0061)	-0.0184** (0.0091)	7.099 (0.000)***

**Nota:** Erros padrão entre parênteses. Para o teste de igualdade, tem-se a estatística de teste e o respetivo valor p entre parênteses. Ver o Anexo 1 para descrição das variáveis.

Quadro 14: Resultados das regressões de beta convergência condicional para o produto *per capita*, estimação com controlo para efeitos fixos

	OLS	Quantil					Teste de Igualdade
		$\tau = 10\%$	$\tau = 25\%$	$\tau = 50\%$	$\tau = 75\%$	$\tau = 90\%$	
ly	-0.0301*** (0.0030)	-0.0277*** (0.0030)	-0.0286*** (0.0017)	-0.0292*** (0.0016)	-0.0306*** (0.0018)	-0.0316*** (0.0020)	1.8636 (0.7608)
lsk	0.0196*** (0.0026)	0.0207*** (0.0034)	0.0184*** (0.0021)	0.0179*** (0.0021)	0.0199*** (0.0019)	0.0210*** (0.0025)	2.0334 (0.7296)
lng	-0.0023 (0.0053)	-0.0086 (0.0089)	-0.0026 (0.0070)	0.0012 (0.0082)	-0.0141 (0.0090)	-0.0193 (0.0117)	4.4688 (0.3463)
lsh2	0.0003 (0.0028)	-0.0072* (0.0042)	-0.0012 (0.0023)	-0.0002 (0.0020)	0.0032 (0.0019)	0.0011 (0.0026)	6.1696 (0.1868)
mt	-0.0734*** (0.0136)	-0.0954*** (0.0220)	-0.0838*** (0.0115)	-0.0719*** (0.0117)	-0.0485*** (0.0130)	-0.0494*** (0.0146)	6.7573 (0.1493)
g	-0.0077 (0.0133)	-0.0110 (0.0194)	-0.0168** (0.0085)	-0.0196** (0.0093)	0.0003 (0.0103)	0.0171 (0.0164)	6.0018 (0.1990)
cl	0.0188*** (0.0065)	0.0326*** (0.0105)	0.0164*** (0.0054)	0.0164*** (0.0051)	0.0126** (0.0062)	0.0151** (0.0064)	3.7346 (0.4431)

**Nota:** Erros padrão entre parênteses. Para o teste de igualdade, tem-se a estatística de teste e o respetivo valor p entre parênteses. Ver o Anexo 1 para descrição das variáveis.

Quadro 15: Resultados das regressões de beta convergência condicional para a PTF, estimação por *pooled quantile regression*

	OLS	Quantil					Teste de Igualdade
		$\tau = 10\%$	$\tau = 25\%$	$\tau = 50\%$	$\tau = 75\%$	$\tau = 90\%$	
const	-0.0314** (0.0129)	-0.0403 (0.0288)	-0.0402* (0.0228)	-0.0109 (0.0134)	-0.0140 (0.0137)	-0.0250 (0.0179)	
lptfi	-0.0132*** (0.0023)	-0.0130*** (0.0046)	-0.0142*** (0.0044)	-0.0121*** (0.0031)	-0.0110*** (0.0027)	-0.0105** (0.0045)	0.181 (0.948)
lhc	0.0033 (0.0069)	-0.0250 (0.0202)	-0.0012 (0.0118)	0.0018 (0.0073)	0.0111 (0.0076)	0.0318*** (0.0107)	3.885 (0.004)***
cl	0.0117* (0.0064)	0.0287* (0.0157)	0.0145 (0.0088)	0.0093 (0.0082)	0.0066 (0.0075)	-0.0077 (0.0105)	1.956 (0.099)*
open	0.0011 (0.0024)	0.0036 (0.0030)	-0.0006 (0.0024)	-0.0015 (0.0028)	0.0018 (0.0031)	0.0009 (0.0025)	1.171 (0.322)
ide	0.0301 (0.0227)	-0.0143 (0.0270)	0.0081 (0.0220)	0.0340 (0.0272)	0.0690*** (0.0228)	0.1026*** (0.0358)	2.626 (0.033)**
tel	0.0030*** (0.0011)	0.0072*** (0.0024)	0.0052*** (0.0019)	0.0017 (0.0013)	-0.0003 (0.0013)	-0.0010 (0.0019)	4.252 (0.002)***
lja	0.0001 (0.0008)	0.0021 (0.0017)	0.0010 (0.0014)	0.0009 (0.0009)	-0.0006 (0.0009)	-0.0019 (0.0012)	1.790 (0.128)
dum10	-0.0076** (0.0031)	-0.0112*** (0.0034)	-0.0114*** (0.0030)	-0.0070** (0.0032)	-0.0076*** (0.0028)	-0.0061 (0.0044)	0.932 (0.445)

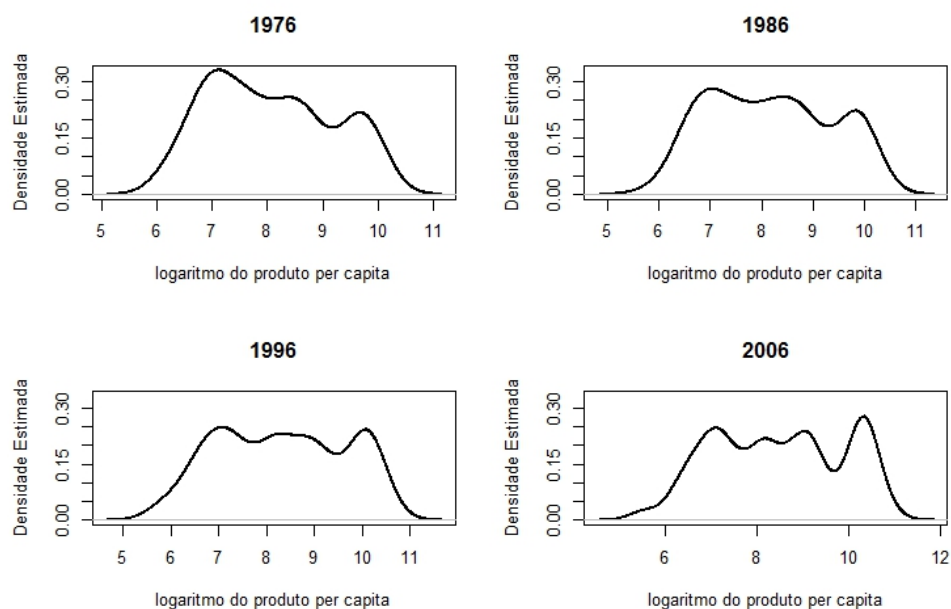
**Nota:** Erros padrão entre parênteses. Para o teste de igualdade, tem-se a estatística de teste e o respetivo valor p entre parênteses. Ver o Anexo 1 para descrição das variáveis.

Quadro 16: Resultados das regressões de beta convergência condicional para a PTF, estimação com regressão por quantis, controlando para efeitos fixos com metodologia de Canay (2011)

	OLS	Quantil					Teste de Igualdade
		$\tau = 10\%$	$\tau = 25\%$	$\tau = 50\%$	$\tau = 75\%$	$\tau = 90\%$	
lptfi	-0.0499*** (0.0051)	-0.0537*** (0.0042)	-0.0479*** (0.0032)	-0.0490*** (0.0025)	-0.0503*** (0.0026)	-0.0490*** (0.0039)	3.0539 (0.5489)
lhc	-0.0323 (0.0202)	-0.0401*** (0.0131)	-0.0343*** (0.0075)	-0.0336*** (0.0063)	-0.0282*** (0.0079)	-0.0228* (0.0126)	0.8911 (0.9258)
cl	0.0160 (0.0098)	0.0192* (0.0105)	0.0144** (0.0070)	0.0211*** (0.0064)	0.0187** (0.0077)	0.0111 (0.0099)	1.9786 (0.7397)
open	0.0131* (0.0076)	0.0144*** (0.0041)	0.0097*** (0.0025)	0.0134*** (0.0023)	0.0141*** (0.0028)	0.0127*** (0.0038)	4.0788 (0.3955)
ide	0.0556** (0.0226)	0.0354 (0.0256)	0.0527** (0.0217)	0.0362 (0.0231)	0.0748*** (0.0271)	0.1396*** (0.0427)	6.6029 (0.1584)
tel	-0.0003 (0.0017)	0.0023 (0.0021)	0.0007 (0.0014)	-0.0005 (0.0013)	-0.0018 (0.0016)	-0.0042** (0.0021)	5.7450 (0.2190)
lja	-0.0022 (0.0017v)	-0.0002 (0.0015)	-0.0013 (0.0010)	-0.0025*** (0.0008)	-0.0033 *** (0.0009)	-0.0028** (0.0013)	3.4452 (0.4863)
dum10	-0.0027 (0.0031)	-0.0081* (0.0048)	-0.0063* (0.0036)	-0.0054 (0.0033)	-0.0019 (0.0041)	0.0026 (0.0059)	2.7183 (0.6060)

**Nota:** Erros padrão entre parênteses. Para o teste de igualdade, tem-se a estatística de teste e o respetivo valor p entre parênteses. Ver o Anexo 1 para descrição das variáveis.

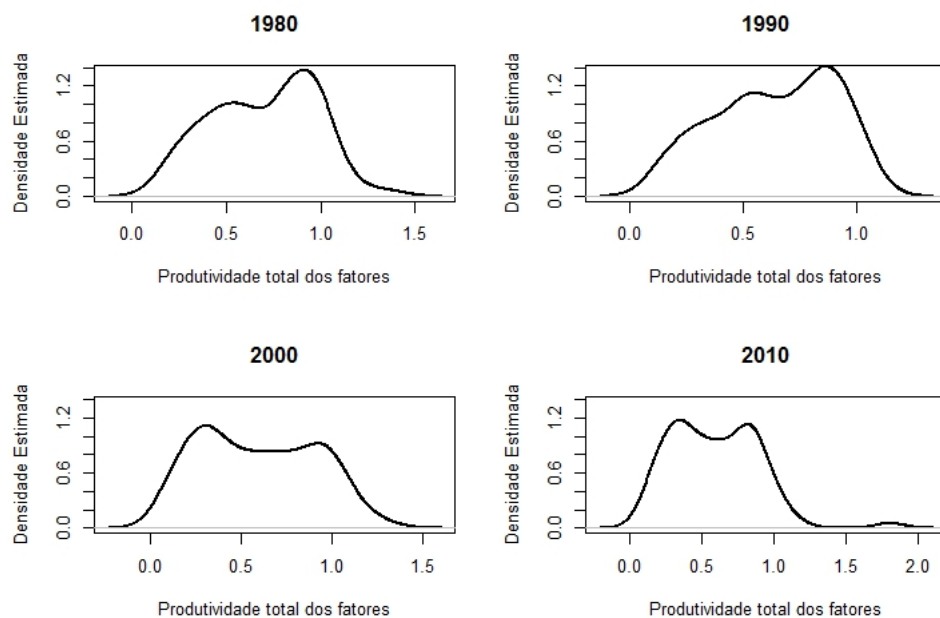
Figura 7: Evolução das funções densidade estimada das médias a dez anos do produto *per capita*



**Fonte:** Elaborado pelo autor com base na variável rgdpo (PWT 8.0).

**Nota:**A função de ponderação é Gaussiana e a banda é a de Sheater e Jones.

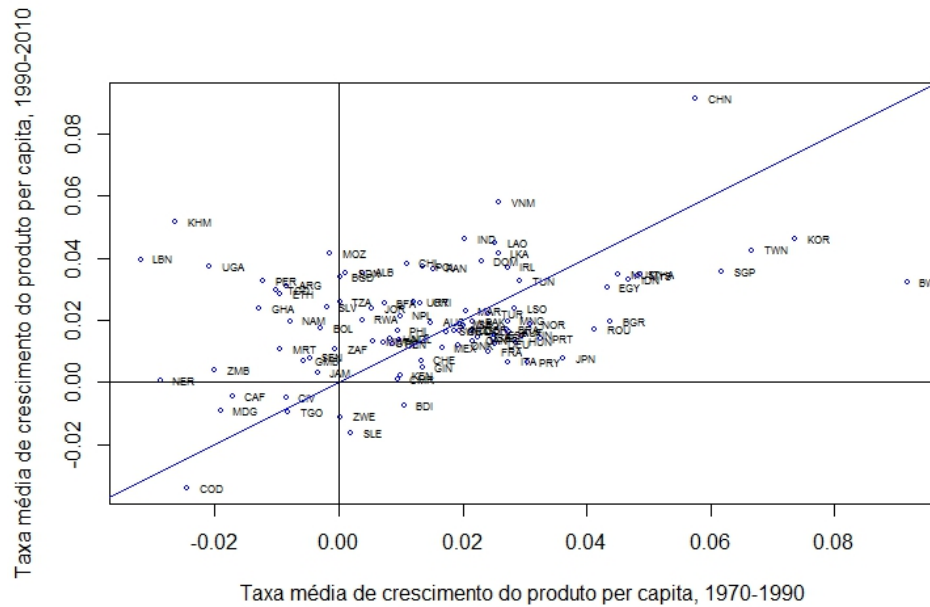
Figura 8: Evolução das funções densidade estimada para a PTF



**Fonte:** Elaborado pelo autor com base na variável ctfp (PWT 8.0).

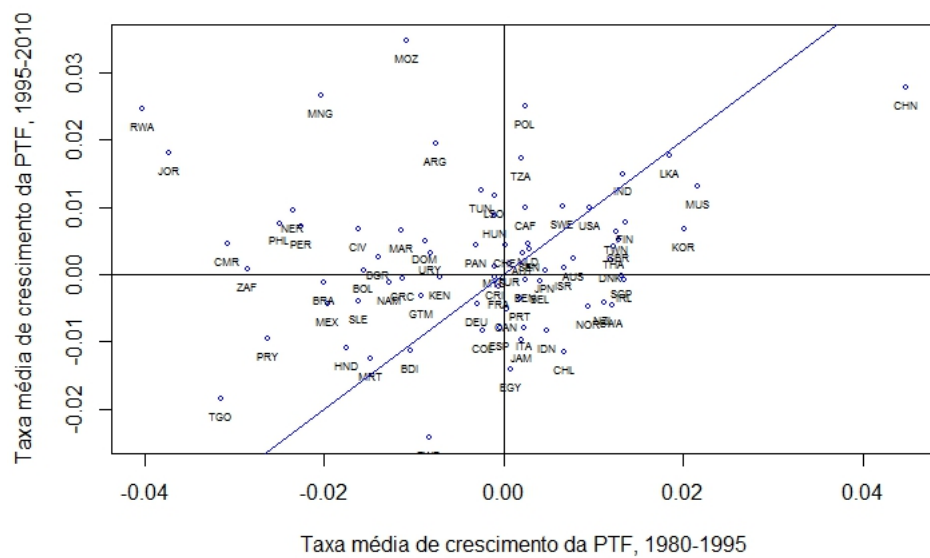
**Nota:**A função de ponderação é Gaussiana e a banda é a de Sheater e Jones.

Figura 9: Gráfico de dispersão das taxas médias de crescimento do produto per capita para os subperíodos 1970-90 e 1990-2010



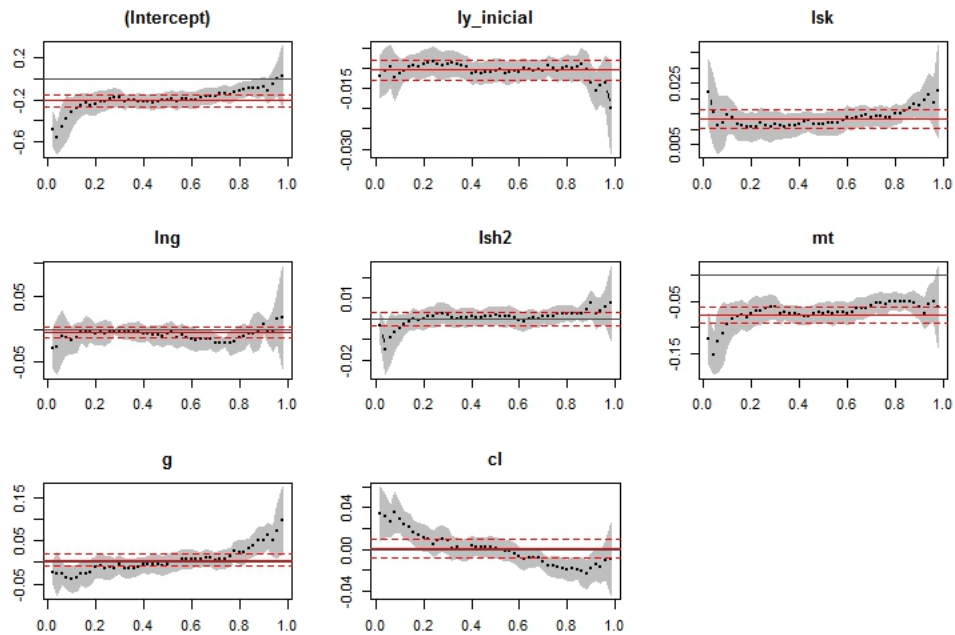
Fonte: Elaborado pelo autor com base na variável rgdpna (PWT 8.0).

Figura 10: Gráfico de dispersão das taxas médias de crescimento da PTF para os subperíodos 1980-95 e 1995-2010



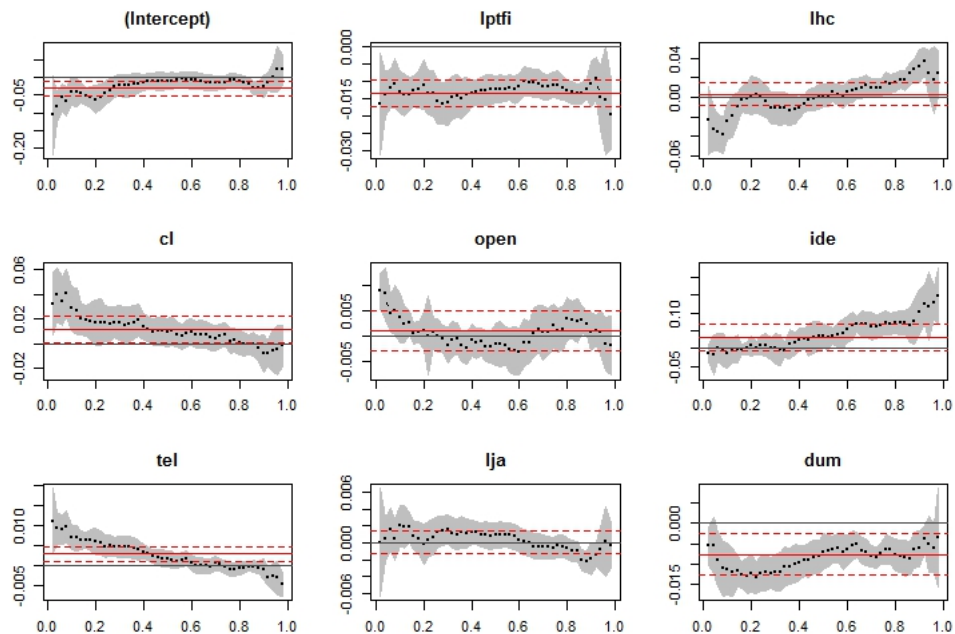
Fonte: Elaborado pelo autor com base na variável tfpna (PWT 8.0).

Figura 11: Evolução dos coeficientes estimados para o modelo de beta convergência condicional para o produto, sem controlo de efeitos fixos



Fonte: Output obtido através do software R.

Figura 12: Evolução dos coeficientes estimados para o modelo de beta convergência condicional para a PTF, sem controlo de efeitos fixos



Fonte: Output obtido através do software R.