

## **A fuga da armadilha da pobreza: por que os países alternam entre os clubes de convergência de renda *per capita*?**

*Amauri de Souza Porto Júnior<sup>1</sup>*  
*Flávio de Oliveira Gonçalves<sup>2</sup>*

### **Resumo:**

Esse artigo considera a hipótese da existência de equilíbrios múltiplos na relação entre crescimento e acumulação de capital físico e humano, acarretando a existência de clubes de convergência de níveis de renda. Existe uma grande probabilidade de permanência no clube através do tempo e uma baixíssima probabilidade de mudança de clubes no período 1970-2003. O artigo estima então um modelo multinomial logístico da probabilidade de transição entre clubes mostrando os efeitos marginais da acumulação dos dois tipos de capital na transição entre o grupo de países com renda baixa para aquele de renda média e finalmente do de renda média para o de renda alta.

**Palavras-chave:** Armadilha da pobreza, clubes de convergência, modelo multinomial logístico.

### **Abstract:**

This paper considers the hypothesis of the existence of multiple equilibria in the relationship between growth and accumulation of physical and human capital, leading to the existence of convergence clubs in income levels. There is a high probability of staying at the club through time and a very low probability of changing clubs during the period 1970-2003. The paper estimates then a multinomial logistic model of probability of transition between clubs showing the marginal effects of the accumulation of two types of capital in the transition between the group of countries with low income to middle income one, and finally the middle income to high income.

**Key-words:** Poverty trap, convergence clubs, multinomial logistic model.

**Área ANPEC:** 5 – Crescimento, Desenvolvimento Econômico e Instituições.

**Classificação JeL:** C13, O47, O57.

---

<sup>1</sup> Aluno do mestrado do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná (PPGDE/UFPR).

<sup>2</sup> Professor Adjunto do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná (PPGDE/UFPR).

## 1. Introdução

Uma pergunta que os economistas tentam responder a um bom tempo é: por que a diferença entre a renda *per capita* dos países persiste ao longo do tempo? Nos últimos anos uma quantidade considerável de trabalhos foi publicada tentando elucidar essa questão, alguns abordando modelos de armadilha da pobreza. Através da análise da dinâmica da acumulação de capital, os modelos de armadilha da pobreza buscam compreender o papel exercido pelas *condições iniciais*, tais como a distância da fronteira tecnológica e a quantidade de capital acumulado, na determinação do nível de renda *per capita* de longo prazo. Nas palavras de Azariadis e Stachurski (2005) a armadilha da pobreza é um mecanismo de auto-reforço que causa a persistência da pobreza.

As evidências empíricas têm demonstrado que não somente as diferenças entre os níveis de renda *per capita* são persistentes como também apresentam uma dinâmica consistente ao longo do tempo. O trabalho de Quah (1997) mostra, em primeiro lugar, a existência de clubes de convergência para o nível de renda *per capita* entre os distintos países e, em segundo lugar, a baixa probabilidade de transição dos países entre os distintos clubes de convergência. O autor observa uma distribuição bimodal para o nível de renda *per capita* ao analisar uma amostra de 105 países.

Outro ponto destacado na análise empírica é o distanciamento verificado nas modas dessas distribuições ao longo do tempo. Parece haver uma clara estagnação do crescimento da renda *per capita* para os países pertencentes ao grupo dos mais pobres, enquanto a renda média dos países mais ricos vem aumentando gradativamente. Em síntese a análise empírica nos permite concluir que a fuga da armadilha da pobreza é um evento raro, pois são escassos os casos de países de baixa renda *per capita* que apresentaram variação de renda crescente e consistente ao ponto de alcançar o mesmo nível dos países membros do grupo rico.

Muito embora esse evento seja raro, alguns poucos países de fato transitaram do grupo de renda *per capita* inferior para o grupo de renda superior. Podemos então enunciar duas questões relevantes nesse debate: é possível determinar os fatores que aumentem a probabilidade de fuga de uma armadilha de pobreza? Sob a hipótese de existência de clubes de convergência de renda *per capita*, qual a probabilidade de transição de um país entre as modas da distribuição, ou seja, entre os clubes de convergência?

Pensar em um modelo que estime a probabilidade de fuga da armadilha da pobreza implica na identificação das variáveis chaves envolvidas no problema. Os modelos que estudam as armadilhas da pobreza descrevem equações dinâmicas de equilíbrio ergódico para a acumulação de capital *per capita*, que por sua vez é um dos determinantes da evolução da renda *per capita*.

O objetivo principal do artigo é compreender os fatores ligados ao fenômeno da alternância entre os clubes de convergência após a década de 1970, mais especificamente o caso dos países que migraram do clube de renda *per capita* baixa para o clube de renda *per capita* alta, observando os resultados de testes empíricos elaborados para a estimação da probabilidade de transição entre os clubes de convergência. Tomaremos como ponto de partida a análise não paramétrica de Catela e Gonçalves (2009) para identificarmos quais países migraram entre os clubes de convergência de renda *per capita* nos últimos quarenta anos. O exercício empírico desses autores demonstra a existência de uma estratificação em três subgrupos de convergência, com *path dependence* e alta probabilidade de permanência do *status quo*.

O estudo no presente artigo será realizado em duas modelagens distintas: primeiro um modelo logístico binário para a estimativa da probabilidade de transição de um país para o clube de convergência de renda alta, distinguindo aqueles países que migraram do grupo de renda média para o de renda alta dos demais países. A segunda modelagem distingue os clubes de convergência em três níveis distintos, conforme sendo mais adequado, portanto, a regressão logística multinomial.

Os resultados obtidos no modelo logístico multinomial apresentaram resultados demonstrando que o processo de *catching up* é mais importante para que um país migre do clube de renda média para o de renda alta e de pouca importância para que um país migre do clube de baixa

renda para o de renda média. Além do mais os modelos estimados apontam que os volumes acumulados para os capitais físico e humano são de suma importância para a transição entre clubes.

O artigo está dividido em quatro seções. Além dessa primeira seção, que introduz e delimita o tema da pesquisa, a segunda seção aborda o tema da alternância entre os clubes de renda *per capita*, bem como a fuga da armadilha da pobreza e a migração para o grupo de alta renda *per capita* verificada em alguns países nos últimos trinta anos. Serão apresentadas evidências empíricas e fatos estilizados encontrados na literatura sobre o problema em questão. Ainda na mesma seção serão abordados os modelos de convergência de renda *per capita* de Solow, a evolução para o modelo de capital humano de Mankiw *et al* (1992) e os modelos que estudam a conseqüente armadilha da pobreza, a fim de especificar os testes econométricos. Na terceira seção as equações especificadas serão testadas e os resultados serão apresentados e analisados. Por fim a quarta seção encerra o artigo com as conclusões oriundas dos testes acrescida dos comentários finais.

## 2. Escapando da armadilha da pobreza

### 2.1. Evidências empíricas e fatos estilizados

Nos últimos anos foram publicados inúmeros trabalhos comparando os níveis e a evolução da renda *per capita* dos países. Boa parte dessa literatura observa um fenômeno bastante peculiar: o acirramento da multimodalidade dessa distribuição ao longo do tempo. Quah (1997) ressalta a existência de, no mínimo, dois distintos clubes aos quais os países pertencem: o primeiro agrupando países com baixos níveis de renda *per capita* e o segundo os países com alto nível de renda *per capita*. O padrão – batizado pelo autor de *picos gêmeos emergentes* – ilustra a polarização entre esses dois distintos clubes de convergência a partir da década de 1960, por meio das densidades das distribuições de renda *per capita* em uma análise *cross-country* ao longo do tempo.

Na figura abaixo observamos a persistência dos picos contidos na distribuição de renda *per capita*, abrangendo um período total de aproximadamente trinta anos. Essa figura apresenta uma série de distribuições de Kernel para as funções de densidade de probabilidade da variável renda relativa *per capita* dos países contidos na amostra de Quah, para cada um dos anos subscritos. Por meio dessa ilustração conseguimos observar a persistência do pico da direita ao longo desse período, que abrange os países de alta renda *per capita*.

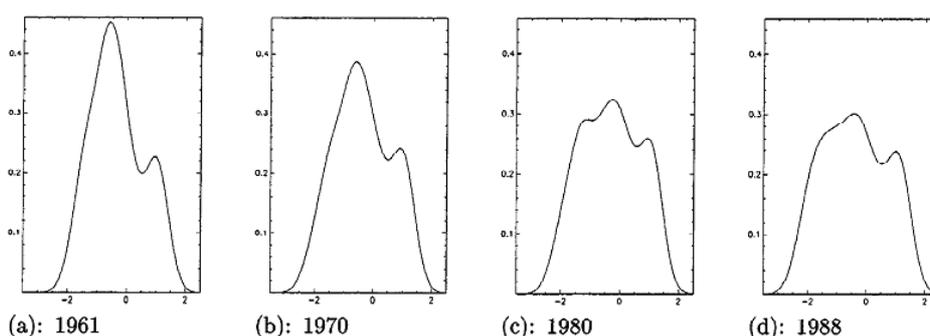


Figura 1. Densidade do log da renda relativa *per capita* entre 105 países. FONTE: QUAH, D. T. (1997). Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs. *Journal of Economic Growth*, 2:27–59, 1997.

Catela e Gonçalves (2009) identificam, em um período maior, três clubes de convergência surgidos a partir da década de 1970: existe um grupo de países de maior renda *per capita* e outros dois grupos com renda *per capita* média e baixa. A diferença fundamental entre esse trabalho e o de Quah (1997) é a divisão do grupo de países pobres em dois. Os autores identificam a transição dos países entre os clubes de renda numa amostra de 134 países, estruturada em painel durante o período

1975-2003, com um modelo de misturas finitas. Demonstram ainda que apenas dez países migraram dos clubes de renda *per capita* inferiores para o clube dos países de alta renda *per capita*, e que apenas sete países seguiram o caminho oposto.

Pela figura 1, observa-se que a dinâmica do grupo contido na parte esquerda da distribuição não possui o comportamento quase estático identificado no grupo da direita. Durante o período em análise ocorreu um achatamento da amplitude dessa distribuição e um ligeiro alargamento do seu comprimento, indicando uma possível convergência para a média relativa. A transição entre os grupos de renda mais baixa é mais comum. Recorrendo novamente os resultados de Catela e Gonçalves (2009) encontramos pelo menos 84 saltos de países do grupo de renda baixa para o de renda média e 22 saltos no sentido oposto. Fica evidente, portanto, um estado de entropia dentro dos grupos de renda *per capita* baixa e média, no qual encontramos alguns países migrando do clube de renda baixa para o de renda média e, algum tempo depois, retornando ao grupo de renda baixa. Esse é o caso de alguns países africanos que apresentaram rápido crescimento de suas rendas *per capita* durante os anos 1980 devido à exploração de petróleo, mas cujo crescimento não foi sustentado a ponto de permitir a permanência no grupo de renda intermediária. Esse fato estilizado ilustra muito bem o fenômeno da baixa probabilidade de transição dos grupos inferiores para os superiores.

Os autores observam também que as médias de renda *per capita* dos dois clubes de convergência mais pobres estão praticamente estagnadas, com variações mínimas no decorrer do tempo, ao passo que o valor dessa mesma variável, para o clube dos mais ricos, apresentou um crescimento constante ao longo do tempo. Em outras palavras, se atribuíssemos uma determinada *velocidade* para observar o deslocamento do valor médio da renda *per capita* dos clubes de convergência, seria demais óbvio concluir que a velocidade do clube dos mais ricos é superior à velocidade dos dois grupos inferiores.

Esses resultados, segundo os autores, apóiam a tese de *path dependence* e também são evidências para a tese da armadilha da pobreza. No primeiro caso porque os países ricos, ao se distanciarem dos mais pobres, o fazem por intermédio do ganho de produtividade oriundo da *inovação exógena*, ou seja, das alterações no estado do conhecimento relevante e no regime regulador institucional (Catela e Gonçalves, 2009). No segundo caso porque justamente há um número significativo de países que permanecem dentro de uma mesma faixa de renda *per capita* ao longo do tempo, enquanto outros continuam crescendo. Os resultados reforçam ainda as hipóteses da inexistência de convergência de renda e dos equilíbrios múltiplos, pois são poucos os países que efetivamente deixaram de ser pobres ou médios para se tornarem ricos no período analisado.

Muito embora seja estimada uma baixa probabilidade para a mobilidade de países entre os clubes de renda média e alta, de fato alguns poucos países transitaram entre esses grupos após a década de 1970. Essas constatações empíricas nos levam a questionar as possíveis condicionantes da transição dos países entre esses clubes de convergência. As perguntas que norteiam o problema da pesquisa são: podemos afirmar que as variáveis ligadas ao crescimento de renda *per capita*, para os países que migraram para o clube dos países ricos, são as mesmas? Por que houve uma *aceleração* no crescimento médio da renda *per capita* dos países pertencentes ao clube dos mais ricos?

## 2.2. Crescimento e armadilha da pobreza

A compreensão das causas da diferença de renda *per capita* entre os países e a sua persistência depende do conhecimento dos modelos de crescimento econômico e suas limitações para a explicação do problema. Esses modelos demonstram como a dinâmica de acumulação do capital físico e do capital humano determinam a trajetória de crescimento econômico de um país.

O modelo de crescimento econômico de Solow (1956) explicava o crescimento por meio dos pressupostos neoclássicos básicos – o retorno decrescente para o capital e a remuneração dos fatores de produção capital e trabalho definidas pelo seu produto marginal –, considerando o efeito positivo da taxa de poupança sobre o crescimento e efeito negativo da taxa de crescimento populacional sobre

o crescimento. As duas últimas variáveis citadas mais o progresso técnico são determinados exogenamente no modelo.

A função que define a quantidade de capital físico acumulado no tempo  $t+1$  depende positivamente do montante de novos investimentos realizados em capital físico, – que são definidos como uma proporção do produto total da economia, dada a taxa de poupança –, e negativamente da quantidade do capital físico acumulado sujeito à taxa de depreciação, conforme vemos na equação abaixo.

$$K_{i,t+1} = sY_{it} + (1 - \delta)K_{it} \quad (1)$$

A dinâmica dessa equação, que está sujeita a retornos decrescentes para o capital físico, terá como resultado a convergência do capital *per capita* para um nível estacionário  $k^*$ , conforme ilustrado na figura abaixo. Por causa dos retornos decrescentes, o capital em países pobres extrairá um maior retorno marginal para cada unidade de estoque de capital investido se comparado com países com abundância de capital (Azariadis e Stachurski, 2005). O modelo teórico permite concluir que, na ausência de limitações para a propagação da tecnologia de produção, havendo livre entrada nos mercados e também na presença de concorrência perfeita, o crescimento econômico é determinado pelas taxas de poupança, crescimento da população e o próprio crescimento da barreira tecnológica.

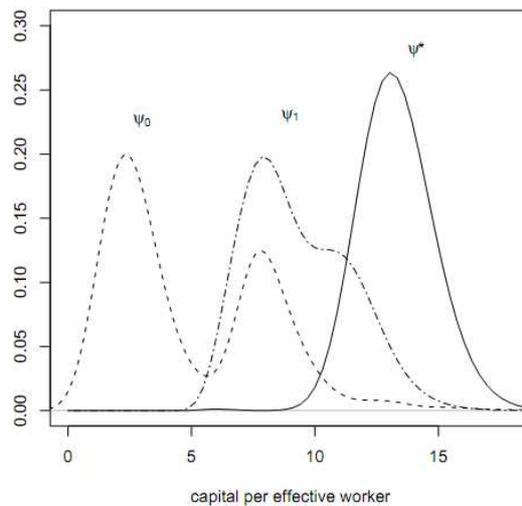


Figura 2. Distribuição de Kernel para a convergência ergódica do capital *per capita*. FONTE: AZARIADIS, C. e STACHURSKI, J. Poverty traps. Handbook of Economic Growth. Elsevier, 2005.

Os pressupostos delineados acima parecem suficientemente afastados da realidade para concluirmos que existe, de fato, convergência ao equilíbrio para todos os países. A crítica de Azariadis e Stachurski (2005) considera que as derivações do modelo neoclássico não permitem identificar empiricamente grandes diferenças entre o nível de renda *per capita*, dada as taxas de poupança e crescimento populacional observadas em diversos países. A equação de Solow para o produto *per capita* segue descrita abaixo:

$$y_t = \frac{Y_t}{L_t} = A_t \left( \frac{s}{k} \right)^{1-\alpha} \quad (2)$$

Partindo da suposição neoclássica de igual produtividade residual para todos os países, ou seja,  $A_t^i = A_t^j$ , para qualquer país  $i, j$  em  $t$ , e não esquecendo que o capital *per capita* depende da taxa de crescimento da população ( $n$ ), do progresso exógeno da tecnologia ( $\gamma$ ) e da depreciação ( $\delta$ ):

$k=n+\gamma+\delta$ . O termo  $\alpha$  representa a *quota* do capital na equação Cobb-Douglas para a renda nacional. Assim podemos deduzir então a equação que compara os valores de produto *per capita* entre os distintos países.

$$\frac{y_i}{y_j} = \left( \frac{s_i k_j}{s_j k_i} \right)^{1-\alpha} \quad (3)$$

O problema apontado pelos autores é que os termos contidos dentro dos parênteses normalmente são números pequenos<sup>3</sup>. Comparando, por exemplo, a renda *per capita* dos Estados Unidos com a da Tanzânia, verifica-se empiricamente que a razão  $y_i/y_j \approx 70$ . Por outro lado se for considerado que a média de investimento em capital físico como proporção da renda nacional igual a 0.2 para os Estados Unidos e 0.24 para a Tanzânia no período 1960-2000; taxa de crescimento populacional médio em torno de 0.01 e 0.03 respectivamente no mesmo período; e ainda supondo que  $\gamma_i=\gamma_j=0.02$  e  $\delta_i=\delta_j=0.05$ , aplicando esses valores à equação (3), o resultado obtido seria aproximadamente igual a um (Azariadis e Stachurski, 2005).

Seguindo ainda a crítica dos autores, mesmo com a inclusão de variáveis que explicitem o impacto do capital não tangível, como o capital humano, a equação (3) adaptada implicaria em resultados próximos a quatro ou cinco no máximo. Realmente um resultado muito distante do  $y_i/y_j$  verificado empiricamente. A convergência implícita na equação de acumulação do capital físico não leva a resultados que nos permita explicar a diferença entre as rendas *per capita* para os distintos países e nem a persistência desse problema ao longo do tempo.

Os modelos de armadilha de pobreza propostos por Azariadis e Drazen (1990) e por Romer (1986) descrevem um processo no qual as condições iniciais das variáveis exógenas podem definir o produto de longo prazo. Na versão simples do modelo, com os parâmetros fixos em  $s>0$  e  $n=\gamma=0$ , e normalizando o trabalho  $L=1$ , então o capital  $k$  representa tanto o capital físico agregado quanto o capital físico por trabalhador. Supõe-se ainda que o parâmetro de produtividade  $A$  pode variar com o estoque de capital. Sendo  $A$  uma função de  $k$ , o retorno agregado é potencialmente crescente ( $k_t \mapsto A(k_t)k_t^\alpha$ ) (Azariadis e Stachurski, 2005).

A interpretação de Romer (1986) para essa causalidade é que investimentos privados geram novos conhecimentos, sendo que alguns desses novos conhecimentos entram em domínio público e são incorporados por outras firmas. Seguindo a mesma linha, Azariadis e Drazen (1990) argumentam que existem *spillovers* oriundos da formação de capital humano.

Aplicando a condição da causalidade do capital físico agregado na produtividade do trabalho à equação (1), obtemos a nova equação da dinâmica de acumulação do capital físico:

$$k_{i,t+1} = sA(k_{it})k_{it}^\alpha \xi_{t+1} + (1-\delta)k_{it} \quad (4)$$

E o modelo calibrado por Azariadis e Stachurski (2005) define a forma funcional de  $A(k_{it})$  como:

$$A(k_{it}) = a \exp(h\Psi(k_{it})) \quad (5)$$

Sendo  $\Psi(k_{it})$  a função de transição que capta o efeito do nível de capital físico *per capita* no tempo  $t$  sobre implícito na produtividade total dos fatores. Essa equação é definida como:

---

<sup>3</sup> Considerando que  $\alpha \in (0,1)$ .

$$\Psi(k_{it}) = \left( 1 + \exp \left( \frac{-\ln \left( \frac{k}{k_T} \right)}{\theta} \right) \right)^{-1} \quad (6)$$

Sendo o parâmetro  $k_T$  um valor de limite para o capital físico (*threshold*). O parâmetro  $k_T$  serve como atrator para a armadilha da pobreza: o seu valor determina no equilíbrio de longo prazo se o país converge para um baixo ou alto nível de capital físico *per capita*, dependendo do valor inicial de capital nessa economia. O parâmetro  $\theta$  determina a suavidade da transição. Essa forma funcional pode explicar a distribuição bimodal para a função de densidade de probabilidade do capital físico. Portanto essa função pode apresentar múltiplos equilíbrios para o nível de capital físico.

A condição de não-convexidade proposta por esses autores para a equação (4) indica que o modelo possui equilíbrio ergódico para a variável capital físico ao longo do tempo, inclusive com a introdução do termo de distúrbio aleatório  $\xi_t \sim N(\mu, \sigma)$ .

A crítica ao modelo neoclássico está construída justamente sobre um dos pressupostos básicos do modelo: o retorno decrescente para o capital. Mankiw *et al* (1992) incorporam a variável *capital humano* ao modelo original de Solow, cuja característica é o retorno crescente ao investimento, para explicar uma parte significativa das dispersões não previstas no modelo original entre as rendas *per capita* para os países. De acordo com essa característica enunciada, países com altas taxas de investimento na formação de capital humano apresentam crescimento do produto *per capita* superior aos países com baixos investimentos nessa variável.

O debate sobre convergência está dividido em dois segmentos principais: o primeiro agregando as teorias que estudam o modelo de *convergência incondicional*, e o segundo os modelos de *convergência condicional*. A convergência condicional está compreendida nos modelos que demonstram como restrições impostas ao modelo original de Solow, tais quais diferenças entre as tecnologias utilizadas nos processos produtivos ou as diferenças nas instituições, levam cada país a um equilíbrio estacionário distinto. A  $\beta$ -convergência, ou seja, o equilíbrio de estado estacionário que cada país atinge de acordo dada suas condições tecnológicas e institucionais, somente seria coincidente caso os países possuíssem padrões similares para essas condições. O modelo de Mankiw *et al* (1992) é um bom exemplo de modelo de convergência condicional.

A convergência em clubes por sua vez apresenta uma similaridade muito sutil se comparada à convergência condicional. Essa abordagem considera a existência de equilíbrios múltiplos, originados de acordo com os estágios iniciais de cada economia. A convergência em clubes acontece para países com as mesmas condições iniciais, havendo também uma grande resistência às mudanças entre os grupos.

A constatação empírica da resistência à mudança está contemplada no trabalho de Catela e Gonçalves (2009), assim como também estão relatados quais países migraram do grupo de renda *per capita* intermediária para o de alta renda *per capita*. O modelo de misturas finitas testa a hipótese nula na qual a função de densidade de probabilidade de uma determinada variável, – nesse caso a renda *per capita* –, possui  $n$  componentes (ou modas) contra a hipótese alternativa na qual o número de componentes da função de densidade de probabilidade é igual a  $n+1$ . O resultado obtido pelos autores apontou a existência três clubes de convergência de renda para o período posterior à década de 1970.

O trabalho dos autores permite então elencar em qual clube de convergência um determinado país pertence para qualquer tempo  $t$  contido na amostra e também traçar quais países alternaram entre os clubes durante o período analisado. Os países que sofreram a transição do clube de renda média para o de renda alta após o ano 1975 constituem um grupo bastante heterogêneo formado por: Bahamas, Bahrain, Chipre, Espanha, Hong Kong, Irlanda, Malta, Porto Rico, Singapura e Taiwan.

### 3. Modelos empíricos para a probabilidade de transição de clubes de convergência

No primeiro momento estimamos a probabilidade de um país migrar para o grupo de alta renda *per capita* através de um modelo *logístico binário*, respeitando os resultados exibidos nas conclusões de Catela e Gonçalves (2009) para a classificação da variável dependente testada. Admitiremos uma hipótese inicial para a construção do nosso modelo empírico: assumimos que os países que transitaram dos grupos de menor renda *per capita* para o grupo de alta renda *per capita* tenham rompido com a armadilha da pobreza. Os testes utilizarão as variações médias das seguintes variáveis: distância da fronteira tecnológica, produtividade parcial dos fatores capital físico e capital humano. Testaremos uma regressão logística dessas variáveis em uma amostra dos 123 países a partir de uma variável binária que indica se o país migrou ou não para o grupo de renda *per capita* superior ao longo do período 1970-2003.

A escolha do modelo logístico binário é adequada à estrutura dos dados adotada para a identificação da migração do clube de renda média para o de renda alta. Além do mais esse teste é superior ao MQO porque esse último não capta a singularidade da variável dependente e nem restringe a probabilidade prevista para um valor entre zero e um (Cameron e Trivedi, 2005).

No segundo momento estimaremos um modelo *logístico multinomial* para estudarmos a dinâmica da alternância entre os grupos, distinguindo os efeitos marginais das variáveis de controle sobre a probabilidade de um determinado país migrar entre os clubes de convergência. Com esse modelo capturamos os efeitos marginais na transição dos países pertencentes ao clube dos mais pobres para o clube dos médios e, por fim, do clube de renda média para o de alta renda.

#### 3.1. Estimação do capital físico, capital humano e a distância da fronteira tecnológica

Como não possuímos uma variável pré-determinada para o volume do capital físico inicial ( $K_0$ ) para os países observados, calcularemos esse valor por meio de uma equação que contemple o investimento bruto em  $t$ , ( $I_t$ ), de acordo com o método do investimento perpétuo (Pessoa *et al*, 2003). Será definido pela seguinte equação:

$$K_0 = \frac{I_0}{(1+g)(1+n) - (1-\delta)} \quad (7)$$

Essa equação pressupõe que a economia se encontra em uma trajetória de crescimento equilibrado balanceado para o período que se estima o  $I_0$ , significando que o investimento estava crescendo à soma dada pelo progresso técnico ( $g$ ) com a taxa de crescimento populacional ( $n$ ). Para o nosso trabalho utilizamos uma média do investimento dos de cinco anos correspondentes ao início da análise, o ano de 1970. A fórmula será definida por:

$$\frac{\bar{I}_{1975}}{L_{1975}} = \frac{1}{5} \left( \frac{I_{1970}}{L_{1970}} + \frac{I_{1971}}{(1+g)L_{1971}} + \frac{I_{1972}}{(1+g)^2 L_{1972}} + \frac{I_{1973}}{(1+g)^3 L_{1973}} + \frac{I_{1974}}{(1+g)^4 L_{1974}} \right) \quad (8)$$

Os valores de  $K_{it}$  são calculados por meio da equação (1) depois de estimados os valores do investimento e do capital no período, sendo necessário apenas possuir um valor determinado para a depreciação ( $\delta$ ). Pessoa *et al* (2003) utilizam os valores da taxa de depreciação obtidos a partir dos dados da economia americana por causa da qualidade<sup>4</sup> dos dados disponíveis para o seu computo. O resultado obtido pelos autores foi de  $\delta = 0.035$  ao ano como média do período 1950-2001. Utilizaremos o mesmo valor como *proxy* para a taxa média de depreciação da economia para o

<sup>4</sup> “As Contas Nacionais dos Estados Unidos (NIPA) calculam o estoque de capital avaliado a preços de mercado a partir do apuração dos investimentos passados para cada um dos tipos de unidade de capital com grande desagregação.” (PESSOA *et al*, 2003).

período em análise (1970-2003), supondo que esse parâmetro pode ser estendido para todos os países inclusos na amostra. No entanto podemos argumentar que a depreciação é em certa medida fruto das decisões econômicas de cada país. Para minimizar esse problema estimaremos modelos utilizando também valores de 1,85% e 9% para esse parâmetro, seguindo os limites observados na literatura de ciclos reais de negócios.

O cálculo do capital humano, por sua vez, segue a abordagem minceriana (Bils e Klenow, 2000) conforme a equação abaixo:

$$H_{it} = \exp(\phi(h_{it})) \quad (9)$$

Essa equação supõe que a educação – observada nos anos médios de escolaridade da população ( $h$ ) – afeta a produtividade de trabalho. A função  $\phi(h)$  é côncava, pois supostamente existe uma relação decrescente entre a escolaridade média e a taxa de retorno da escolaridade. Essa função é descrita por:

$$\phi(h_{it}) = \frac{\theta}{1-\psi} h^{1-\psi} \quad (10)$$

Sendo  $\theta > 0$  e  $0 < \psi < 1$ . Utilizamos os mesmos parâmetros sugeridos por Bils e Klenow (2000) para calibrar os valores de  $\theta=0.32$  e  $\psi=0.58$ .

A fronteira tecnológica ( $\lambda_t$ ) é mensurada através da taxa de crescimento de longo prazo do produto por trabalhador da economia americana ( $g_{USA}$ ), considerando que este país apresentou o maior nível de produto *per capita* ao longo do intervalo de tempo analisado (Pessoa *et al*, 2003), (Acemoglu *et al*, 2006). A equação que define a fronteira é determinada por:

$$\lambda_t = (1 + g_{USA})^t Y_{USA,0} \quad (11)$$

O tempo  $t$  corresponde novamente ao período em análise (1970-2003). Consideramos essa variável em um modelo alternativo a fim de testar seu impacto marginal na probabilidade de transição de grupo de renda *per capita*.

Para cumprirmos esses objetivos será necessário estimar justamente cada uma das variáveis acima mencionadas para os países contidos na amostra. Os 123 países utilizados na nossa amostra são alguns dos mesmos contidos na análise não paramétrica de Catela e Gonçalves (2009)<sup>5</sup>. Serão utilizados os dados contidos na Penn World Table (PWT), versão 6.3, aos preços constantes de 2005<sup>6</sup>. Os dados da escolaridade média, utilizados para o cálculo do capital humano, foram extraídos de Barro e Lee (2000). Essa base de dados contempla 123 dos 131 países contidos na amostra de Catela e Gonçalves (2009).

### 3.2. O modelo logístico binário

Depois de calculadas as variáveis de capital físico acumulado ( $k_{it}$ ), capital humano acumulado ( $H_{it}$ ) e a distância da fronteira tecnológica ( $DFT_{it}$ ) para o período em análise, podemos então calcular as variáveis de controle que serão utilizadas no modelo logístico binário: as médias da produtividade parcial dos fatores capital físico *per capita* e do capital humano. Essas variáveis são definidas através das médias das equações abaixo para o período 1970-2003:

$$DFT_{it} = \frac{(1 + g_i)^t Y_{i,0}}{(1 + g_{USA})^t Y_{USA,0}} ; \quad PPFk_{it} = \frac{\frac{y_t}{k_t}}{\frac{y_{t-1}}{k_{t-1}}} ; \quad PPFH_{it} = \frac{\frac{y_t}{H_t}}{\frac{y_{t-1}}{H_{t-1}}} \quad (12)$$

<sup>5</sup> Alguns países foram descartados em virtude da falta de dados para o cálculo do capital físico e do capital humano.

<sup>6</sup> De acordo com o *Power Purchase Parity* (PPP).

A variável  $DFT_{it}$  é um resultado contido no intervalo fechado entre zero e um, sendo que quanto maior for o valor (ou seja, tender a um), menor será a distância da fronteira tecnológica.

O modelo é adequado para o teste de hipótese no qual as médias das variáveis definidas em (12) servem como regressores da probabilidade  $P$  de ocorrência do evento “migração para o clube de convergência de alta renda”. No modelo logístico binário a estimativa é realizada pelo método da máxima verossimilhança, considerando que as distribuições dos dados são definidas em um modelo de Bernoulli (Cameron e Trivedi, 2005).

O teste empírico realizado computa as médias dessas variáveis ao longo do período 1970-2003 para cada um dos países contidos na amostra. O objetivo dessa transformação é observar se países com maior variação para as produtividades parciais para os fatores de capital físico e humano estão mais propensos a migrarem entre os grupos de convergência de alta renda *per capita*.

A variável dependente binária elenca quais países migraram do grupo de convergência de renda média para o de renda alta ( $y=1$ ), sendo que os demais países na amostra recebem o valor ( $y=0$ ), independente de permanecerem no mesmo grupo de convergência ou migrarem para outros grupos que não o de interesse. A amostra não contém nenhum caso de país que tenha migrado diretamente do grupo de convergência de baixa renda para o de alta renda, portanto podemos descartar essa espécie de convergência na composição da nossa variável independente.

O modelo logístico binário nos retorna uma equação linear que estima o logaritmo natural da razão de probabilidade de ocorrência de um determinado evento. Para o nosso caso específico as equações que estimaremos em ambos os modelos serão definidos por:

$$L_i^{MOD.1} = \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 PPFk_i^{MÉDIO} + \beta_2 PPFH_i^{MÉDIO} + u_i^{MOD.1} \quad (13)$$

e

$$L_i^{MOD.2} = \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 PPFk_i^{MÉDIO} + \beta_2 PPFH_i^{MÉDIO} + \beta_3 DFT_i^{MÉDIO} + u_i^{MOD.2} \quad (14)$$

Sendo  $P_i$  a probabilidade de um país migrar para o grupo de alta renda *per capita*,  $PPFk_i^{MÉDIO}$  a média da produtividade parcial do fator capital físico,  $PPFH_i^{MÉDIO}$  a média da produtividade parcial do fator capital humano e  $DFT_i^{MÉDIO}$  a média da distância da fronteira tecnológica, cada uma delas para o país  $i$ .

As funções de distribuição logística acumulada, que estimam a probabilidade de transição entre os grupos de renda *per capita* considerando as variações das produtividades do capital físico e humano ao longo do tempo e, ainda para os modelos alternativos – que incluem a variável da fronteira tecnológica – são definidas abaixo:

$$P_i^{MOD.1} = \frac{1}{1 + \exp\left(-\left(\beta_0 + \beta_1 PPFk_i^{MÉDIO} + \beta_2 PPFH_i^{MÉDIO} + u_i^{MOD.1}\right)\right)} \quad (15)$$

$$P_i^{MOD.2} = \frac{1}{1 + \exp\left(-\left(\beta_0 + \beta_1 PPFk_i^{MÉDIO} + \beta_2 PPFH_i^{MÉDIO} + \beta_3 DFT_i^{MÉDIO} + u_i^{MOD.2}\right)\right)} \quad (16)$$

A tabela abaixo apresenta os resultados obtidos nos testes econométricos em seis modelos distintos. A equação (15) foi utilizada nas estimativas dos coeficientes nos modelos (1), (3) e (5), e para os modelos restantes utilizamos a equação (16).

<b>Tabela 1 - Resultados dos modelos logísticos binários</b>						
Variável	Modelos					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$PPFk_i^{MÉDIO}$	66.8480 (30.3567) 2.20**	50.4127 (35.3476) 1.43	74.5273 (32.6504) 2.28**	59.8330 (38.1736) 1.57	51.5820 (24.3622) 2.12**	37.7842 (28.1487) 1.34
$PPFH_i^{MÉDIO}$	38.8407 (18.9967) 2.04**	48.3401 (24.6864) 1.96*	33.2293 (19.9257) 1.67*	42.2621 (26.1190) 1.62	47.6966 (18.6787) 2.55**	56.3438 (23.1049) 2.44**
$DFT_i^{MÉDIO}$	- - -	-5.9300 (7.6910) -0.77	- - -	-5.9399 (7.5954) -0.78	- - -	-6.1319 (7.7694) -0.79
$\beta_0$	-108.6151 (36.2301) -3.00***	-101.5621 (35.3020) -2.88***	-110.6591 (35.7621) -3.09***	-104.8709 (35.2278) -2.98***	-102.2111 (35.3402) -2.89***	-96.9470 (33.9525) -2.86***
Log Likelihood	-29.0999	-28.2531	-28.7958	-28.0002	-29.4360	-28.4017
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1609	0.1853	0.1696	0.1926	0.1512	0.1810
LR Chi <sup>2</sup>	11.16***	12.85***	11.76***	13.36***	10.48***	12.55**

O número de observações é igual a 123 para todos os modelos.  
Os testes foram realizados para os valores médios das variáveis no período 1970-2003.  
Depreciação para os testes (1) e (2):  $\delta = 0.035$ ; testes (3) e (4):  $\delta = 0.0185$ ; testes (5) e (6):  $\delta = 0.09$ .  
Os valores abaixo dos coeficientes indicam o desvio padrão (entre parênteses) e o z-valor.  
\*\*\*: Significativo até 1%.  
\*\*: Significativo até 5%.  
\*: Significativo até 10%.

FONTE: Elaborado pelo autor a partir dos resultados do Stata.

O efeito marginal exercido por uma variável  $X_{ki}$  contida em cada modelo na probabilidade de transição de clube de renda *per capita* será definido através da função derivada da esperança condicionada da probabilidade de transição ( $P_i$ ) em relação a cada uma das variáveis. A esperança condicionada é definida por:

$$E(P_i|X_i) = 0 \left( \frac{1}{1 + \exp(X_i'\beta)} \right) + 1 \left( \frac{\exp(X_i'\beta)}{1 + \exp(X_i'\beta)} \right) = \frac{\exp(X_i'\beta)}{1 + \exp(X_i'\beta)} \quad (17)$$

E a função derivada:

$$\frac{\partial E(P_i|X_i)}{\partial X_{ki}} = \frac{\exp(X_i'\beta)}{(1 + \exp(X_i'\beta))^2} \beta_k \quad (18)$$

Nesse trabalho utilizaremos o critério da chance proporcional para calcularmos o termo  $\rho$ , que entra no cálculo do efeito marginal. Substituindo  $\rho$  na equação (18), obtemos:

$$\frac{\partial E(P_i = 1|X_i)}{\partial X_{ki}} = \rho(1 - \rho)\beta_k \quad (19)$$

Sendo:

$$\rho = \frac{\exp(X_i'\beta)}{1 + \exp(X_i'\beta)} \quad (20)$$

O cálculo da chance proporcional ( $\eta$ ), por sua vez, é definido por:

$$\eta = \vartheta^2 + (1 - \vartheta)^2 \cong \rho(1 - \rho) \quad (21)$$

Sendo  $\vartheta$  a proporção de elementos do grupo  $y=1$ , ou seja, dos elementos que migraram para o grupo de alta renda *per capita*. A tabela abaixo expõe os valores calculados conforme o método.

Variável	Modelos					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$PPFk_i^{MÉDIO}$	0.3729	0.2812	0.4158	0.3338	0.2878	0.2108
$PPFH_i^{MÉDIO}$	0.2167	0.2697	0.1854	0.2358	0.2661	0.3143
$DFT_i^{MÉDIO}$	-	-0.0331	-	-0.0331	-	-0.0342
$\eta = 0.005579$ ; $\vartheta = 10/123 = 0.0813$						

FONTE: Elaborado pelo autor.

De acordo com as estatísticas exibidas na primeira tabela, obtivemos resultados não significativos para a média da variável  $DFT_i$  nos testes em que ela esteve presente, ou seja, os modelos estimados por meio da equação (16). Optamos então pela rejeição dessas estimativas. Por outro lado, as variáveis que mensuram o impacto das variações das produtividades médias parciais dos fatores capital físico e capital humano,  $PPFk_i$  e  $PPFH_i$  respectivamente, apresentaram resultados significativos ao nível de rejeição de 5% para todos os testes não descartados, com exceção do terceiro teste que apresentou o p-valor da variável  $PPFH_i$  entre o intervalo de rejeição de 5% a 10%. O pseudo- $R^2$  para os modelos logísticos não rejeitados apresentaram valores entre 0.1512 e 0.1810, indicando as limitações explicativas dos modelos propostos. Os testes da razão de verossimilhança para todos os modelos apresentaram resultados significativos ao intervalo de 5%. Lembramos que os testes econométricos foram realizados considerando três distintos valores para a depreciação média do capital físico no período analisado.

Por fim os resultados exibidos na segunda tabela são os resultados das funções derivadas para o cálculo do efeito marginal das variáveis de controle sobre a probabilidade de um país migrar para o grupo de alta renda *per capita*. Encontramos resultados indicando que a variação marginal  $PPFk_i$  média pode influenciar de 21.08% a 41.58% na razão de probabilidade de transição para o grupo dos países ricos enquanto a  $PPFH_i$  média influencia de 18.54% a 31.43% nessa razão de probabilidade.

### 3.3. O modelo logístico multinomial

O teste multinomial exige a definição da variável dependente  $y$  em categorias distintas. Para o teste proposto elencamos a divisão da nossa variável dependente em três categorias: a primeira na qual são incluídos os países de baixa renda; a segunda incluindo os países de renda média e a terceira incluindo os países de alta renda. Novamente o período de análise dos dados tem início em 1975 e fim em 2003. Conforme o tempo passa e os países migram entre os grupos de convergência, sua classificação também se altera.

A tabela abaixo sintetiza a estatística descritiva da base de dados utilizada para o teste. Os dados estão organizados em um painel, e os testes econométricos analisam um painel *pooled* com 982 observações.

Tabela 3: Estatística descritiva para o teste multinomial					
Variável	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
$PPFk_{it} (\delta = 0.035)$	982	0.9945	0.0590	0.5988	1.5009
$PPFk_{it} (\delta = 0.0185)$	982	0.9943	0.0574	0.5956	1.4689
$PPFk_{it} (\delta = 0.09)$	982	0.9950	0.0677	0.6095	1.6189
$PPFH_{it}$	982	1.0033	0.0605	0.5917	1.5320
$DFT_{it}$	964	0.0813	1.2518	2.52e-10	38.7277 <sup>1</sup>
$k_{it} (\delta = 0.035)$	982	76471.89	89488.09	378.8941	401410.6
$k_{it} (\delta = 0.0185)$	982	102860.3	123626.6	497.2128	565893.8
$k_{it} (\delta = 0.09)$	982	41294.53	47040.33	194.4466	201431.6
$H_{it}$	982	3.954711	2.117279	1.0000	8.733844

Nota: 1 - O resultado ocorre por causa da presença de um único *outlier* na amostra.

FONTE: Elaborado pelo autor com dados extraídos da PWT 6.3.

Sendo  $k$  o capital físico *per capita* e  $H$  o nível de capital humano mensuradas para cada país da amostra.

O teste multinomial no permite compreender os efeitos das variáveis de controle sobre a probabilidade de um país migrar para um determinado grupo de convergência durante o período de análise. Nesse modelo ampliamos o rol de variáveis a fim de incluir testadas no modelo logístico<sup>7</sup>, já descritas na Tabela 3. O modelo gera a seguinte forma funcional:

$$\Pr[y_i = j] = \frac{\exp(\alpha_j + \beta_{ij} X_{ij})}{\sum_{k=1}^3 \exp(\alpha_k + \beta_{ik} X_{ik})}, \quad j = 1, 2, 3. \quad (22)$$

Sendo  $\alpha_j$  o intercepto para cada  $j$  grupo de convergência e  $X_i$  o vetor das variáveis testadas. O modelo exige a escolha de um subgrupo como base para o computo dos estimadores. Escolhemos como base o valor  $y=1$ , que representa os países de baixa renda. Através dessa escolha podemos então compreender a migração de algum país no clube de convergência  $j$  em relação aos países que estão contidos no clube dos países pobres. O resultado do teste segue abaixo:

<sup>7</sup> Porém, diferentemente do modelo anterior, testaremos o modelo utilizando o valor gerado conforme o cálculo exibido nas equações em (12) e não através da média para o período 1970-2003.

**Tabela 4 - Resultados dos modelos logísticos multinomiais: base Renda Baixa**

Grupo	Variável	Modelos					
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Renda Baixa	<i>Base Outcome</i>	-	-	-	-	-	-
Renda Média	$PPFk_{it}$	-1.4577 -0.66	-5.1603 -2.04**	-1.7396 -0.69	-6.4378 -2.24**	-0.7710 -0.52	-2.3029 -1.28
	$PPFH_{it}$	2.5038 1.12	7.1336 2.82***	2.7563 1.12	8.1319 2.91***	1.9047 1.10	4.8850 2.37**
	$k_{it}$	- -	4.87e-05 10.20***	- -	3.58e-05 9.91***	- -	9.49e-05 10.65***
	$H_{it}$	- -	0.4572 6.84***	- -	0.4591 6.93***	- -	0.4517 6.63***
	$DFT_{it}$	-2.0263 2.73***	-1.6755 -1.78*	-2.0280 -2.74***	-1.6155 -1.76**	-2.0211 -2.73***	-1.7943 -1.84*
	$\alpha_k$	-0.8636 -0.67	-4.8124 -2.97***	-0.8369 -0.64	-4.4839 -2.81***	-0.9452 -0.74	-5.5016 -3.29***
Renda Alta	$PPFk_{it}$	-3.4904 -1.31	-21.8429 -3.94***	-3.6969 -1.22	-24.0905 -4.17***	-2.4811 -1.34	-13.3044 -3.00***
	$PPFH_{it}$	5.1316 1.94*	20.6232 4.00***	5.3509 1.83*	22.4372 4.26***	4.2128 2.01**	13.8147 2.98***
	$k_{it}$	- -	7.29e-05 13.79***	- -	5.23e-05 13.30***	- -	1.43e-04 14.35***
	$H_{it}$	- -	0.8076 7.72***	- -	0.8065 7.76***	- -	0.8324 7.81***
	$DFT_{it}$	-0.0368 -0.63	0.0069 0.04	-0.0396 -0.67	-0.0173 -0.11	-0.0298 -0.51	0.0527 0.35
	$\alpha_k$	-2.3295 -1.42	-7.8755 -2.48**	-2.3444 -1.42	-7.1098 -2.28**	-2.4113 -1.49	-10.0801 -3.06***
Log Likelihood		-1006.2921	-499.2740	-1006.3944	-511.5441	-1006.2396	-480.6330
Pseudo R <sup>2</sup>		0.0072	0.5074	0.0071	0.4953	0.0073	0.5258
LR Chi <sup>2</sup>		14.63**	1028.67***	14.43**	1004.13***	14.74**	1065.95***

O número de observações é igual a 964 para todos os modelos.

Depreciação para os testes (1) e (2):  $\delta = 0.035$ ; testes (3) e (4):  $\delta = 0.0185$ ; testes (5) e (6):  $\delta = 0.09$ .

Os valores abaixo dos coeficientes representam o z-valor.

\*\*\*: Significativo até 1%.

\*\* : Significativo até 5%.

\* : Significativo até 10%.

FONTE: Elaborado pelo autor a partir dos resultados do Stata.

Em primeiro lugar cabe uma simples comparação entre os resultados exibidos na Tabela 4: nos modelos (1), (3) e (5) as variáveis de capital físico *per capita*, capital humano e renda *per capita* são omitidas. Os resultados foram pouco significantes para as variáveis  $PPFk_{it}$  e  $PPFH_{it}$  quando o país pertence ao grupo de renda média e  $PPFk_{it}$  e  $DFT_{it}$  quando o país pertence ao grupo de renda alta. Em outros termos, os modelos sugerem que essas variáveis não são relevantes no processo estocástico relevantes para a probabilidade do país migrar para do clube de convergência de baixa renda para os clubes superiores.

Os modelos (2), (4) e (6) sugerem relações com sinais idênticos aos dos modelos (1), (3) e (5), porém com considerável ganho no nível de significância dos parâmetros estimados. Um resultado interessante é o sinal negativo para a variável  $DFT_{it}$ : quanto maior a distância da fronteira tecnológica, maior a probabilidade de um país migrar do clube dos países pobre para o clube dos países médios. Muito embora o nível de significância do parâmetro estimado seja significativo até 10% quando o país migra do clube de renda baixa para o de renda média, o resultado mostra que o processo de *catching up* não é tão importante para a migração entre esses clubes quanto o processo de acumulação dos capitais físico e humano.

O sinal negativo para o parâmetro estimado da  $PPFk_{it}$  indica um resultado contra-intuitivo: é esperado que países com menor variação da produtividade parcial do capital físico tenham mais chance de migrar do grupo de baixa renda para o de renda intermediária. O resultado para o parâmetro da variável  $PPFH_{it}$  por sua vez é positivo, indicando que países pobres com maior variação na produtividade parcial do capital humano apresentam maior propensão à migração para o clube dos países de renda média.

Conforme retratado por Catela e Gonçalves (2009), não existem países que migraram diretamente do clube de convergência de renda baixa para o de renda alta, e tampouco países seguindo o caminho inverso. Portanto os parâmetros estimados para o grupo “Renda Alta” servem apenas para um exercício teórico sobre a propensão dos efeitos das variáveis de controle sobre a probabilidade de um país de baixa renda migrar diretamente para esse clube de alta renda.

A análise do fenômeno da migração entre clubes de convergência se torna mais completa quando observamos os fenômenos relacionados à migração do clube de renda média para o de alta renda. A Tabela 5 contém os resultados tomando como base os países de renda média ( $y=2$ ). Para simplificar a análise omitimos os resultados obtidos para os estimadores do clube de renda baixa.

Grupo	Variável	Modelos					
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Renda Média	<i>Base Outcome</i>	-	-	-	-	-	-
Renda Alta	$PPFk_{it}$	-2.0326 -0.80	-16.6826 -3.24***	-1.9573 -0.68	-17.6526 -3.33***	-1.7100 -0.96	-11.0014 -2.65***
	$PPFH_{it}$	2.6277 1.05	13.4896 2.82***	2.5945 0.94	14.3053 2.96***	2.3081 1.15	8.9297 2.09**
	$k_{it}$	- -	2.42e-05 10.89***	- -	1.66e-05 10.78***	- -	4.85e-05 10.96***
	$H_{it}$	- -	0.3504 4.23***	- -	0.3473 4.21***	- -	0.3806 4.54***
	$DFT_{it}$	1.9894 2.68***	1.6825 1.79*	1.9884 2.68***	1.5981 1.75*	1.9912 2.68***	1.8471 1.89*
	$\alpha_k$	-1.4659 -0.91	-3.0630 -1.09	-1.5074 -0.93	-2.6258 -0.95	-1.4660 -0.92	-4.5784 -1.57
Log Likelihood		-1006.2921	-499.2740	-1006.3944	-511.5441	-1006.2396	-480.6330
Pseudo R <sup>2</sup>		0.0072	0.5074	0.0071	0.4953	0.0073	0.5258
LR Chi <sup>2</sup>		14.63**	1028.67***	14.43**	1004.13***	14.74**	1065.95***

O número de observações é igual a 964 para todos os modelos.

Depreciação para os testes (1) e (2):  $\delta = 0.035$ ; testes (3) e (4):  $\delta = 0.0185$ ; testes (5) e (6):  $\delta = 0.09$ .

Os valores abaixo dos coeficientes representam o z-valor.

\*\*\*: Significativo até 1%.

\*\*: Significativo até 5%.

\*: Significativo até 10%.

FONTE: Elaborado pelo autor a partir dos resultados do Stata.

Na tabela 5 o sinal para a  $DFT_{it}$  é positivo em todos os testes com significância de até 10% para os modelos (2), (4) e (6) e altamente significativo para os demais modelos. Esse resultado indica que para um país migrar para o clube de convergência de renda alta é necessário que ele se aproxime da fronteira tecnológica. O resultado ilustra o impacto do processo de *catching up* como variável explicativa para o fenômeno da migração entre os clubes.

Os níveis acumulados de capital físico e humano ( $k_t$  e  $H_t$ ) apresentaram o maior nível de significância para a probabilidade de migração entre os clubes de convergência, e ambos com os sinais positivos. Essas variáveis apresentaram os mesmos sinais e níveis de significância similares para todos os testes multinomiais nos quais foram utilizados, independente da convergência ser no

sentido clube de renda baixa → clube de renda média ou clube de renda média → clube de renda alta.

#### 4. Conclusão

O presente trabalho retoma a discussão da persistência das diferenças entre as rendas *per capita* dos países ao longo do tempo. No presente trabalho foi destacada a contribuição dos modelos que estudam a armadilha da pobreza e dos trabalhos empíricos que estimam a relativa rigidez para da transição dos países entre os clubes de convergência de renda *per capita*. Dentro desse contexto teórico estimamos equações, por modelos de regressão logística binária, para a probabilidade de transição de um país do grupo de baixa renda *per capita* para o grupo de alta renda *per capita*. Foram encontrados resultados significativos para as médias das produtividades parciais dos fatores capital físico e humano de acordo com os parâmetros calibrados para o cômputo desses modelos.

Os modelos logísticos multinomiais aplicados aos dados estruturados em um painel *pooled* para o período 1970-2003 nos permitiram avaliar o impacto dos níveis dos capitais físico e humano, ambos em termos *per capita*, das variações das produtividades parciais dos fatores capital físico e capital humano e também da distância da fronteira tecnológica sobre a probabilidade de um país alternar entre os clubes de convergência de renda. Comparado os resultados obtidos nesses modelos com os modelos logísticos binários, os modelos logísticos multinomiais permitem uma análise mais rica, pois é possível elencar em qual clube de convergência um país pertence em um determinado tempo *t*. Além do mais destacamos os resultados observados do impacto do processo de *catching up* na probabilidade de alternância entre os clubes de convergência.

Os modelos estimados nesse artigo foram elaborados à luz de três distintos valores estimados para a depreciação do capital físico, ancorada na literatura vigente. Em função dessa calibragem foram encontrados valores discrepantes para a estimação dos efeitos marginais exercidos pelas variáveis de controle no modelo que estimava a probabilidade de transição. Fica aberta então a possibilidade de novas pesquisas que contemplem estimativas mais precisas para a depreciação do capital físico, a fim de minimizar o problema exposto.

#### 5. Referências

ACEMOGLU, D., AGHION, P. e ZILIBOTTI, F. **Distance to frontier, selection, and economic growth**. Journal of the European Economic Association, Vol. 4, No. 1 (March), 37–74. 2006.

ATEN, B., HESTON, A. e SUMMERS, R. **Penn world table version 6.3**. Technical report, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania. Disponível em: <http://pwt.econ.upenn.edu/>, janeiro de 2011.

AZARIADIS, C. e DRAZEN, A. **Threshold externalities in economic development**. Quarterly Journal of Economics, 105, 501–526. 1990.

AZARIADIS, C. e STACHURSKI, J. **Poverty traps**. Handbook of Economic Growth. Elsevier, 2005.

BARRO, R. J. e LEE, J. W. **International data on education attainment: updates and implications**. CID Working Paper n° 42. 2000.

BARRO, R. J. e SALA-I-MARTIN, X. **Convergence**. Journal of Political Economy, 100:223–251, 1992.

- BILS, M. e KLENOW, P. J. **Does schooling cause growth?** American Economic Review, v. 90, n. 5, p 1.160-1.183, 2000.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: Methods and Applications.** Cambridge University Press. 2005.
- CATELA, E. Y. S. e GONÇALVES, F. **Convergência, para onde?** Uma análise da dinâmica de distribuição de renda *per capita* a partir do modelo de misturas finitas. Revista de Economia Aplicada, v. 13, p. 249-275, 2009.
- MANKIWI, N., ROMER, D. e WEIL, D. **A contribution to the empirics of economic growth.** Quartely Journal of Economics, 107:207–237, 1992.
- PESSOA, S. A., GOMES, V., VELOSO, F. **Evolução da Produtividade Total dos Fatores na Economia Brasileira: Uma Análise Comparativa.** Pesquisa e Planejamento Econômico, volume 33, n.3. Rio de Janeiro, 2003.
- QUAH, D. T. **Empirical Cross-section Dynamics in Economic Growth.** European Economic Review 37: 426–434, 1993.
- \_\_\_\_\_. **Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs.** Journal of Economics Growth, 2: 27–59, 1997.
- ROMER, P. **Increasing returns and long run growth.** Journal of Political Economy, 94: 1002–1037, 1986.
- SOLOW, R. M. **A contribution to the theory of economic growth.** Quartely Journal of Economics, 70: 65–94, 1956.