



Nova Economia

ISSN: 0103-6351

ISSN: 1980-5381

Nova Economia

Lima, Sergiany da Silva; Ruiz, Ana Urraca
Clubes de convergência e *drivers de catching-up* dos municípios brasileiros 2000-2010
Nova Economia, vol. 30, núm. 2, 2020, Maio-Agosto, pp. 455-481
Nova Economia

DOI: 10.1590/0103-6351/4872

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=400465623004>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais informações do artigo
- Site da revista em redalyc.org

redalyc.org
UAEM

Sistema de Informação Científica Redalyc

Rede de Revistas Científicas da América Latina e do Caribe, Espanha e Portugal

Sem fins lucrativos acadêmica projeto, desenvolvido no âmbito da iniciativa
acesso aberto

Clubes de convergência e *drivers de catching-up* dos municípios brasileiros 2000-2010

Convergence clubs and catching up drivers in Brazilian municipalities 2000-2010

Sergiany da Silva Lima ⁽¹⁾

Ana Urraca Ruiz ⁽²⁾

⁽¹⁾Universidade Federal Rural de Pernambuco

⁽²⁾Universidade Federal Fluminense

Abstract

This paper aims to analyze the process of growth convergence between 2000 and 2010 using two neoclassical models: intra-club β -convergence and inter-clubs β -catching-up. Both models estimate parameters with endogenized residue using a set of variables related to technological drivers. The intra-club β -convergence model determines the convergence clubs among municipalities. The inter-clubs β -catching-up model estimates the change in convergence probability between each club and the following upper one. The more relevant results are: a) there is a process of convergence among municipalities in clubs; b) there is a process of divergence between clubs; c) the main variables that explain the probability of a club to catch the upper one are the technological drivers. That result means that, as long as the higher technological capability concentrates in the most advanced municipalities, the economic inequalities originated by technology gaps trend to remain.

Keywords

growth, municipalities, Brazil, catching-up, convergence clubs.

JEL Codes O10, O30, O40.

Resumo

Esse trabalho tem como objetivo analisar o processo de convergência municipal entre 2000 e 2010 à luz de 2 modelos de inspiração neoclássica: β -convergência introclube e β -catching-up interclubes. Ambos são estimados a partir de uma função de crescimento neoclássica com resíduo endogeneizado por variáveis relativas a drivers tecnológicos. O β -convergência introclube determina os clubes de convergência municipal. Já o β -catching-up estima mudanças na probabilidade de convergência dos clubes Atrasado e Intermediário com respeito ao Clube Avançado. Os resultados mais relevantes são: a) formação de clubes de convergência municipais; b) constatação de um processo de divergência entre clubes; c) as principais variáveis que explicam a probabilidade de catching-up dos municípios retardatários são as relativas aos drivers tecnológicos. Isso significa que, à medida que a capacitação tecnológica se concentra nos clubes mais avançados, as desigualdades econômicas derivadas dos gaps tecnológicos tendem a permanecer.

Palavras-chave

crescimento, catching-up, Brasil, municípios, clubes de convergência.

Códigos JEL O10, O30, O40.

1 Introdução

O crescimento econômico regional do Brasil se caracteriza, historicamente, por fortes desigualdades geográficas. Só no primeiro terço do século XX iniciaram-se diversas intervenções governamentais de apoio ao desenvolvimento das regiões mais deprimidas (Furtado, 2007; Prado Junior, 2008). Essas desigualdades regionais alcançam tanto os estados quanto os municípios (Ribeiro, 2010; Casali *et al.*, 2010; Gonçalves *et al.*, 2011; Firme; Freguglia 2013).

Até o final dos anos de 1990, os estudos sobre desigualdade territorial revelavam convergência de renda regional dentro de grupos específicos de crescimento (ou clubes), mas mantendo as desigualdades entre os grupos de menor e maior crescimento ao longo do tempo (Andrade *et al.*, 2002). Estudos recentes revelaram a polarização do crescimento (divergência) entre as regiões mais ricas e as mais pobres do Brasil (Figueiredo; Pôrto Júnior, 2015). Novas estimativas do ganho de eficiência produtiva nacional mostraram que houve uma tendência à convergência entre os estados brasileiros no início dos anos 2000, especialmente em relação à indústria. Contudo, a competitividade das regiões periféricas do Brasil ainda é limitada pelos diferenciais de infraestrutura em relação ao centro econômico do país (Schettini; Azzoni, 2015).

Entre as possíveis explicações para a persistência do crescimento desigual no Brasil destacam-se as desigualdades institucionais, tecnológicas e de infraestrutura (Azzoni *et al.*, 2000; Chein *et al.*, 2007; Casali *et al.*, 2010; Barros, 2011; Barros Neto e Nakabashi, 2011; Gonçalves *et al.*, 2011; Firme; Freguglia, 2013). A primeira, em consonância com as novas contribuições institucionalistas, é relativa à qualidade das instituições que dependem de características climáticas e geográficas de cada região (Acemoglu *et al.*, 2001; Albouy, 2012). A segunda está vinculada a algum tipo de *lock-in* tecnológico derivado de assimetrias na dotação de fatores de crescimento (*drivers*), como o capital humano, as infraestruturas físicas ou a alocação de recursos à inovação.

O principal motor de desigualdade no crescimento é o progresso técnico, dado que são normalmente as regiões tecnologicamente melhor capacitadas as que contam também com maior capacidade de crescer ou de sustentar seu ritmo de crescimento por longos períodos (Castellaci, 2011). Diversos estudos sugerem que, entre os fatores determinantes da conver-

gência em clubes brasileiros, os *spillovers* tecnológicos não são significativos, nem entre setores econômicos nem entre estados vizinhos (Ribeiro, 2010; Chein *et al.*, 2007; Notini, 2006; Silveira Neto, 2001).

A ausência de transbordamentos da inovação tecnológica e as deficiências na qualificação da força de trabalho [capital humano] reforçam a hipótese de que os *spillovers* internos não foram relevantes para redução das desigualdades tecnológicas até fins do século XX (Salgueiro, 2012). Os *spillovers* de tecnologias internacionais se mostraram importantes para o crescimento econômico dos estados brasileiros, entretanto o seu efeito tem sido no sentido de ampliar as desigualdades econômicas, dado que são melhor absorvidos pelas regiões mais desenvolvidas do país (Gonçalves *et al.*, 2011; Galeano, 2012).

A partir da primeira década dos anos 2000, o governo brasileiro introduz uma série de políticas econômicas com importantes efeitos esperados sobre a distribuição da renda regional. Entre estas, destacamos o aumento salarial e o aumento de investimento em infraestrutura (PAC), educação (Reuni) e em ciência e tecnologia (PAC, 2012; MEC, 2012; De Negri; Cavalcante, 2013; Bastos, 2012). No mesmo período, a estabilidade inflacionária e as políticas de transferências de renda também exerceram efeitos redistributivos da renda agregada a favor das famílias das regiões Norte e Nordeste (Silveira Neto; Azzoni, 2011).

As políticas governamentais de investimentos estruturantes e os programas sociais de estímulo à demanda da primeira década do século XXI podem ter pressionado a geração de infraestrutura e, com isso, reduzido uma das principais fontes de desigualdade regional do país. Contudo, a factibilidade dessa política é insustentável com o novo cenário de crise fiscal do país (Schettini; Azzoni, 2018).

Nesse contexto, este trabalho tem dois objetivos: (1) analisar a formação de clubes de convergência municipais entre os períodos de 2000 e 2010, condicionada à dotação de fatores e a um conjunto de determinantes tecnológicos (*drivers*) sob a hipótese de existência de múltiplos regimes de crescimento; e (2), estimar as mudanças na probabilidade de mobilidade municipal entre clubes de convergência (*catching-up*) e o papel dos *drivers* tecnológicos e da dotação de fatores nesse processo.

Para isso, o artigo compara as estimativas do β -convergência intraclube e do β -*catching-up* interclubes dos municípios agrupados em clubes de convergência. Ambas as estimativas são elaboradas a partir do modelo de

crescimento Solow com progresso técnico endógeno. O β -convergência intraclube é estimado usando o modelo de regressão threshold para identificar os clubes de convergência municipais. Já o β -catching-up interclubes é estimado mediante um Probit ordenado para identificar mudanças na probabilidade de transição municipal entre os clubes. Ambas as estimativas são condicionadas a vetores de dotação de fatores e tecnológicos.

Este trabalho representa uma contribuição para o estudo da evolução da desigualdade territorial do Brasil em vários sentidos. Em primeiro lugar, porque relaciona os *drivers* tecnológicos com a probabilidade de realizar *catch-up*. Em segundo lugar, o trabalho traz novas evidências acerca da evolução recente da distribuição de renda territorial no Brasil num período definido por políticas públicas ativas que incidem diretamente nos *drivers* tradicionais do crescimento, como são o capital humano e a infraestrutura. Nesse sentido, algumas conclusões podem ser extraídas acerca do papel das políticas públicas no crescimento e na redução das desigualdades regionais (Casali *et al.*, 2010).

2 Convergência condicional em clubes e método de estimação

O modelo de crescimento original de Solow pressupõe progresso tecnológico exógeno, rendimentos marginais decrescentes do capital e semelhanças estruturais na taxa de investimento e de difusão de tecnologias (Barro; Sala-i-Martin, 1992). Sob essas condições, regiões com maior renda *per capita* entrariam em retornos decrescentes do capital e, portanto, cresceriam menos que as de menor renda *per capita*, sujeitas a retornos maiores. Dessa forma, todas as economias acabariam convergindo para o mesmo estado estacionário ou crescimento da renda *per capita* de longo prazo que coincidiria exatamente com o ritmo de progresso técnico.

Trabalhos posteriores alteraram esses pressupostos em dois sentidos fundamentais. O primeiro se refere à endogeneidade do progresso técnico. A alteração desse suposto significou que aspectos vinculados com o progresso técnico, como qualificação da força de trabalho e investimentos em inovação, passassem a ser endógenos às escolhas individuais dos agentes econômicos. Assim, os indivíduos maximizam sua função de utilidade mediante a escolha de qualificação profissional (Lucas, 1988; Schultz,

1963; Becker 1964), e as empresas maximizam o lucro mediante a realização de investimentos em novos bens de capital não homogêneos e quase exclusivos (Romer, 1990).

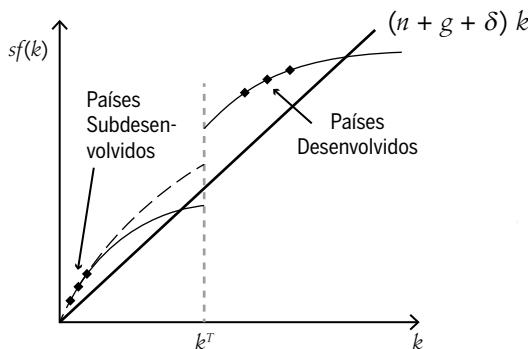
O segundo pressuposto se refere à homogeneidade estrutural entre países. Como as medidas de convergência são estimadas a partir de funções de produção agregadas, o crescimento desigual seria explicado pela desigualdade na dotação de fatores [capital e trabalho] e o que qualifica essa dotação, como o papel do estado ou a qualidade das instituições. Outros elementos igualmente importantes na determinação das desigualdades diriam respeito às condições iniciais de produtividade, como o capital humano, demografia, estabilidade macroeconômica e abertura comercial (Lin; Monga, 2010).

Dessa forma, as economias diferem em capacidade de produção, e seu crescimento está condicionado a diferentes estados estacionários (convergência condicionada) (Mankiw *et al.*, 1992; Barro; Sala-i-Martin, 1992). A condicionalidade poderia ainda se referir a um grupo de países ou regiões com capacidades produtivas similares (clubes de convergência), de forma que cada região tenderia para a mesma renda *per capita* de equilíbrio do clube ao qual pertencem, coexistindo múltiplos equilíbrios (Quah, 1996).

Assumir a existência de múltiplos equilíbrios no estado estacionário significa que haverá diferentes valores threshold [limiares ou limites máximos] do estoque de capital nos quais a função de produção agregada altera sua produtividade. Esses limiares separam as economias avançadas das retardatárias. A acumulação de capital estaria sujeita a produtividade marginal decrescente até o valor threshold (Azariadis; Drazen, 1990; Durlauf; Johnson, 1995; Durlauf *et al.*, 2005). As mudanças de produtividade podem ocorrer pelos efeitos da evolução do conhecimento ou pelos *spillovers* tecnológicos a partir das interações entre empresas e indústrias (Romer, 1990; Murphy *et al.*, 1989; Boldrin, 1992).

Assim, regiões economicamente semelhantes em termos de poupança, crescimento de população, localização geográfica etc., podem seguir trajetórias de crescimento diferentes. A descontinuidade da produtividade pode ocorrer pelas diferenças nas condições iniciais de renda ou pelas diferenças de expectativas sobre o futuro, que podem ser alteradas mediante reformas institucionais e políticas públicas (Krugman, 1991).

Figura 1 Regime de crescimento com múltiplos equilíbrios



Fonte: Durlauf et al. (2005, p. 96).

No modelo de crescimento com equilíbrios múltiplos as diferenças de renda observadas entre economias avançadas e atrasadas devem vir dadas pelo nível threshold do estoque de capital (k^T) não observado. No modelo, o estoque de capital *per capita* (k) depende do crescimento da população (n), da depreciação (δ) e da taxa de progresso técnico (g), em quanto o crescimento do investimento *per capita* [$sf(k)$] é masculino: côncavo para baixo devido aos retornos decrescentes do capital antes e depois do valor threshold. No ponto threshold, haverá um salto no nível de produtividade da função agregada, o que distingue as economias desenvolvidas das subdesenvolvidas (Figura 1).

A evidência mostrou que a probabilidade de transição dos clubes econômicos atrasados para os desenvolvidos é baixa, dado o distanciamento dos valores modais das distribuições de probabilidade ao longo do tempo (Quah, 1997). Essa evidência aponta a existência de *path dependence* e *lock-in* no processo de crescimento, isto é, a vantagem de crescimento das economias avançadas tende a se perpetuar em relação às economias retardatárias (Catela; Gonçalves, 2009).

2.1 Metodologia de estimação de clubes de convergência

O crescimento com equilíbrios múltiplos é tipicamente não linear, isto é, a estimativa de regressões lineares comuns gera resultados mal-especificados de convergência econômica global, dado que a convergência linear estima

um equilíbrio único, mesmo havendo múltiplos regimes de crescimento (equilíbrios) (Bernard; Durlauf, 1994; Durlauf; Johnson, 1995). Desse modo, o modelo de regressão threshold consiste numa regressão não linear com especificações lineares por partes denominadas “regimes de crescimento”. Para cada número m de valores threshold, há $m + 1$ regimes de crescimento. A não linearidade dos parâmetros estimados é determinada nos momentos em que o estoque de capital ultrapassa os limites threshold¹ desconhecidos *a priori*. A literatura sugere que esses valores threshold sejam determinados através dos valores iniciais da taxa de educação e da renda (Durlauf e Johnson, 1995; Hansen, 2000).

A regressão threshold de crescimento econômico é condicionada a um vetor de variáveis (x) com parâmetros específicos por regimes de crescimento econômico. Os parâmetros estimados mudam de acordo com o valor γ da variável threshold (q) com $m + 1$ regimes de crescimento (Hansen, 2000).

$$y_j = \mu_j + \beta_1' x_j I(q_j \leq \gamma) + \beta_2' x_j I(q_j > \gamma) + \varepsilon_j \quad (1)$$

Onde:

$$y_j = \begin{cases} \mu_j + \beta_1' x_j + \varepsilon_j, & q_j \leq \gamma \\ \mu_j + \beta_2' x_j + \varepsilon_j, & q_j > \gamma \end{cases}$$

A Equação Threshold caracteriza os grupos municipais brasileiros de convergência denominados “Clubes de convergência”, assumindo que o efeito das variáveis explicativas sobre o crescimento econômico municipal será diferente em cada clube. O vetor de variáveis X no modelo teórico é decomposto no modelo empírico entre um subvetor x de dotação de fatores com renda inicial, um subvetor w dos drivers tecnológicos, e um subvetor variáveis dummy de controle regional (d_{n-1}).

$$y_j = \begin{cases} \mu_j + \beta_0' y_{0j} + \beta_1' x_j + \beta_2' w_j + \beta_3' d_{n-1} + \varepsilon_j, & q_j < \gamma_1 \\ \mu_j + \beta_4' y_{0j} + \beta_5' x_j + \beta_6' w_j + \beta_7' d_{n-1} + \varepsilon_j, & \gamma_1 \leq q_j < \gamma_2 \\ \mu_j + \beta_8' y_{0j} + \beta_9' x_j + \beta_{10}' w_j + \beta_{11}' d_{n-1} + \varepsilon_j, & q_j \geq \gamma_2 \end{cases} \quad (2)$$

1 A variável threshold é determinada pela minimização da soma dos quadrados do resíduo (Bai; Perron, 1998).

Os valores threshold do estoque de capital são obtidos a partir da regressão com as seguintes variáveis q : (1) a taxa de alfabetização (ALFA), determinada pela participação da população alfabetizada com mais de 5 anos na população total em 2000; (2) a taxa de ensino fundamental (FUND), medida pela participação da população maior de 25 anos com o ensino fundamental concluído sobre a população total em 2000; e (3) o produto interno bruto municipal em 2000 (PIB). Uma vez realizada a regressão, a variável threshold escolhida é a que corresponde ao menor valor do critério de informação *Akaike*.

3 Modelos de β -convergência e β -catching-up (intra/interclubes)

O modelo β -catching-up interclube estima mudanças na probabilidade de transição dos municípios entre os clubes de convergência. A significância estatística dos *drivers* tecnológicos no modelo β -catching-up frente à não significância dos parâmetros da dotação de fatores contrastaria a hipótese de que o processo de *catch* viria determinado pela redução das desigualdades tecnológicas entre clubes.

Os modelos β -catching-up interclubes e β -convergência intraclube são estimados a partir da abordagem clássica de convergência (Durlauf; Johnson, 1995; Hansem, 2000). Nesses modelos, a função de produção agregada exibe retornos constantes de escala, rendimentos decrescentes do capital e progresso técnico endógeno (Romer, 1990; Aghion; Howitt, 1992; Abramovitz, 1986; Gerschenkron, 1962; Castellacci, 2011; Urraca-Ruiz; Laguna, 2014). A análise conjunta dos modelos consiste em observar como muda a probabilidade de *catching-up* dos municípios em clubes de convergência em decorrência da redução dos diferenciais nos *drivers* tecnológicos.

O modelo β -catching-up transforma a taxa de crescimento econômico numa variável ordenada discreta (CD_{ji}) de clubes de convergência municipais com base na estimativa threshold da convergência intraclube. Concretamente, o modelo ordena os clubes estimados em variáveis categóricas de 1, ..., c , desde o grupo mais atrasado (1), até o mais avançado (c) (Equação 3).

$$CD_{ji} = \beta \ln y_{0j} + \theta x + \delta w + \varphi d_{n-1} + \varepsilon_j; \quad CD_{ji} \begin{cases} 1 & \text{if } CD_j^* \leq \gamma_1 \\ \vdots & \vdots \\ c & \text{if } \gamma_{c-1} CD_j^* \leq \gamma_c \end{cases} \quad (3)$$

O modelo se estima mediante um Probit ordenado, isto é, a estimação de uma função de probabilidade condicional com variável dependente categórica ordenada ($CD_{ji} = 1, \dots, c$). O Probit se mostra um estimador adequado devido à natureza discreta e ordenada da variável explicada. Além disso, exibe os melhores parâmetros de ajuste com base nos critérios de *AIC* e *BIC*, *pseudo R²* e predição, quando comparado ao Logit ordenado². Os coeficientes estimados ($\beta, \theta, \delta, \varphi$) maximizam a função de verossimilhança do modelo, indicando o sentido da variação na probabilidade de mobilidade municipal condicionado aos choques exógenos sobre os fatores de produção e os *drivers* tecnológicos. O efeito marginal das variáveis do modelo sobre a probabilidade de *catching-up* municipal se calcula mediante as derivadas parciais (Cameron; Trivedi, 2005).

O coeficiente β mede o sentido da mudança na probabilidade de transição (*catch*) em relação ao nível de renda inicial. Um valor de $\beta < 0$ indica que quanto menor a renda *per capita* no ano inicial maior a probabilidade de transitar para o clube superior, confirmando a hipótese de convergência. Alternativamente, um valor de $\beta > 0$ mostra que quanto maior a renda *per capita* inicial maior a probabilidade de mudar para o clube superior, confirmando a hipótese de divergência entre clubes. Os parâmetros estimados das variáveis relativas aos vetores x e w permitem identificar os efeitos da dotação fatorial e dos *drivers* tecnológicos sobre a probabilidade de transição entre clubes. As variáveis d_{n-1} são dummies de controle da heterogeneidade regional em relação ao Nordeste, sendo esta a região de referência escolhida por ser historicamente a de menor renda *per capita* do país.

A definição das variáveis e as fontes de informação são apresentadas no Quadro 1. As variáveis são introduzidas em taxas de crescimento mediante a diferença dos logaritmos naturais entre os anos de 2000 e 2010, com exceção da variável qualidade institucional apoiada na hipótese de inércia institucional (Barros Neto; Nakabashi, 2011).

As variáveis endógenas nos modelos β -convergência (intraclube) e β -*catching-up* (interclube) são, respectivamente, a taxa de crescimento eco-

.....
2 Os resultados do Logit ordenado foram omitidos por não serem relevantes para esta análise.

nômico da renda *per capita* municipal (\hat{y}_i) e os clubes de desenvolvimento i dos municípios j ($CD_{ij} - 1, \dots, n$). As variáveis exógenas dos dois modelos são as seguintes:

- a renda interna bruta *per capita* dos municípios em 2000 é a proxy da renda inicial do modelo assim como em Barro; Sala-i-Martin (1992) e Mankiw *et al.* (1992), cujo parâmetro é o valor β -convergência;
- o vetor de variáveis relativas à dotação de fatores é constituído pelas proxies taxa de crescimento do capital físico municipal (\hat{k}_i), medida pelo crescimento da participação do valor agregado industrial na renda interna municipal; investimento público municipal *per capita* (\hat{g}_i), medido como o crescimento do gasto municipal em investimento; e capital humano (\hat{h}_i), medido pelo crescimento da participação da população maior de 25 anos com nível educacional fundamental concluído na população total do município. Essas variáveis de investimentos e a taxa de educação de educação são usualmente empregadas nos trabalhos empíricos sobre convergência (Gonçalves *et al.*, 2011; Durlauf; Johnson, 1995);
- o vetor de variáveis tecnológicas relativas à capacidade de inovação e absorção de tecnologias, inclui a taxa de infraestrutura tecnológica (\hat{i}_i), medida pelo crescimento *per capita* do componente principal do número de domicílios permanentes com iluminação elétrica, microcomputador, linha telefônica instalada ou telefone celular e existência de televisão; a taxa de investimento em pesquisa e desenvolvimento (\hat{r}_i), medida como o crescimento do número de profissionais técnicos envolvidos em atividades de Pesquisa e Desenvolvimento (P&D) sobre a população municipal;³ o hiato

de produtividade industrial, medido pela variável $gap_i = \left[1 - \frac{\hat{g}_i}{\hat{g}_{Max}} \right]$, ou

seja, pela diferença entre as taxas de crescimento da produtividade industrial dos municípios (\hat{g}_i) em relação ao crescimento máximo

.....

3 Foram selecionadas as seguintes categorias profissionais: químicos; físicos; engenheiros agrônomos, florestais e de pesca; engenheiros civis e arquitetos; engenheiros de operações, desenhistas industriais; engenheiros; profissionais da biotecnologia; profissionais da metrologia; engenheiros mecatrônicos; profissionais da matemática; profissionais de estatística; físicos; químicos; profissionais do espaço e da atmosfera; geólogos e geofísicos; engenheiros ambientais e afins; arquitetos; engenheiros civis e afins; engenheiros eletrônicos e afins; engenheiros mecânicos; engenheiros químicos; engenheiros metalurgistas e de materiais; engenheiros de minas; engenheiros agrimensores e engenheiros cartógrafos; engenheiros industriais, de produção e segurança; biólogos e afins; biomédicos; engenheiros agropecuários; engenheiros de alimentos e afins.

(\hat{g}_{Max}) da razão entre produto e emprego industrial; a taxa de crescimento da transferência de tecnologia incorporada importada (\hat{t}_j), medida pelo crescimento da importação de produtos de médio e alto conteúdo tecnológico procedente de países da OCDE;⁴ *spillovers* externos de tecnologias (\hat{l}_j), calculados como uma variável de interação entre a (\hat{t}_j) e a população com ensino superior em 2000 (\hat{h}_{j2000}); e qualidade institucional (\hat{q}_j), medida através do “Índice de qualidade institucional municipal”. A qualidade institucional é disponibilizada pelo Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão (MPOG) apenas para o ano de 2000 (BRASIL, 2016).

Quadro 1 Definição de variáveis e fontes de informação

Variáveis	Definição das variáveis do modelo β -convergência e β -catching-up	Período	Fonte
\hat{y}_j	Taxa de crescimento da renda <i>per capita</i> dos municípios <i>j</i> a preços constantes de 2000	2000-2010	IBGE
CD_{ij}	Clube de desenvolvimento <i>i</i> do município <i>j</i>	2000-2010	Estimado
$\ln y_{j2000}$	Renda <i>per capita</i> do município <i>j</i> em 2000	2000	IBGE
Vetor da dotação de fatores			
\hat{k}_j	Taxa de crescimento da participação da renda industrial na renda municipal a preços constantes de 2000	2000-2010	IBGE
\hat{g}_j	Taxa de crescimento dos gastos <i>per capita</i> em investimento dos municípios <i>j</i> a preços constantes de 2000	2000-2010	Secretaria do Tesouro Nacional (STN)
\hat{h}_j	Taxa de crescimento do número de pessoas de 25 anos ou mais com o ensino fundamental concluído <i>per capita</i>	2000-2010	IBGE
Vetor de inovação e absorção tecnológica			
\hat{t}_j	Taxa de crescimento da infraestrutura tecnológica composta pelo componente principal das seguintes variáveis: número de domicílios particulares com iluminação elétrica, com microcomputadores, número de linhas telefônicas instaladas ou de telefones móveis e número de domicílios com televisão	2000-2010	IBGE
\hat{r}_j	Taxa de crescimento do investimento em P&D composto pelo número de profissionais correlacionados com atividades intensivas em P&D em termos <i>per capita</i>	2000-2010	RAIS

4 Os produtos de médio e médio-alto conteúdo tecnológico são definidos com base em ISIC (2011).

Variáveis	Definição das variáveis do modelo β -convergência e β -catching-up	Período	Fonte
\hat{g}_{β_j}	Taxa de crescimento da diferença de produtividade industrial entre a economia de maior produtividade industrial e as demais	2000-2010	IBGE
\hat{t}_j	Taxa de crescimento da transferência tecnológica decorrente da importação de máquinas e equipamentos de alta e média-alta intensidade tecnológica vindos dos países da OCDE	2000-2010	MDIC
\hat{l}_j	<i>Spillover</i> de conhecimento composto pela interação entre a \hat{t}_j e a população com ensino superior concluído em 2000	2000-2010	MDIC IBGE
\hat{q}_j	Logaritmo natural do índice de qualidade institucional dos municípios	2000	MPLAN

Nota: Todas as variáveis monetárias foram introduzidas a preços constantes do ano 2000.

4 Resultados e discussão

4.1 Clubes de convergência municipais

A regressão threshold permite escolher a variável threshold mais ajustada à equação com base no critério de informação Akaike. Nesse caso, a melhor proxy de variável threshold da estimativa da equação de crescimento agregado dos municípios brasileiros é a taxa de educação fundamental do ano inicial, ou seja, em 2000.⁵ O teste sequencial de quebras estruturais de Bai e Perron (1998) determina os valores threshold ao longo da função de produção agregada. Nesses pontos limiares do estoque de capital, a função perde a sua concavidade de retorno descendente do estoque de capital, ou seja, ela é descontínua e não diferenciável, e o produto incremental do capital na função de crescimento agregada dos municípios brasileiros é não decrescente.

A estatística F do teste sequencial de Bai e Perron (1998) confirma a existência de dois valores threshold, testando a existência de zero contra um threshold, um contra dois thresholds e dois contra três thresholds. O teste rejeita até a sequência um contra dois, mas não rejeita dois contra três (Tabela 1). Portanto, aceita-se a hipótese de que existem dois valores

.....

5 A estimativa da regressão threshold usando a renda inicial como variável threshold gera um problema denominado matriz singular em pelo menos uma subamostra, por essa razão a variável de renda inicial passa a não ser usada na especificação da regressão threshold estimada. Para saber mais sobre matriz singular em subamostras, perquisar Hansen (1999; 2011).

threshold a 5% de significância, isto é, existem dois limites na taxa de educação fundamental inicial, proxy do estoque de capital não observável, que demarcam mudanças de produtividade na função de produção agregada dos municípios.

A existência de 2 valores threshold significa que há três regimes de crescimento ou clubes de convergência municipais. Como os grupos diferem em função da taxa de educação fundamental no tempo inicial, o grupo de municípios com a menor taxa de educação é denominado Clube Atrasado, o grupo com a segunda melhor taxa de educação é o Clube Intermediário, e o Clube Avançado é composto pelo grupo municipal com a maior taxa de educação fundamental em 2000. Desse modo, a variável de clubes de desenvolvimento municipal (CD_{ji}) pode ser modelada em categorias ordenadas de desenvolvimento hierarquizando os clubes $i = 1,2,3$ em que 1 é Atrasado, 2 é Intermediário e 3 é Avançado.

Tabela 1 Teste Bai-Perron dos valores threshold

Teste Threshold	Estatística F	Estatística F escalada	Valor crítico**
0 vs. 1*	4,9965	74,9476	27,03
1 vs. 2*	2,5728	38,5920	29,24
2 vs. 3	1,6693	25,0408	30,45

Nota: * Significância a 5%; ** Valores críticos por Bai-Perron (Econometrics Journal, 2003).

A Tabela 2 apresenta a estatística descritiva das variáveis explicativas para cada um dos clubes CD_{ji} . Em média, o crescimento econômico dos municípios (\hat{y}_i) é maior para o clube mais Atrasado, seguido do Intermediário. O Clube Avançado tem a pior taxa de crescimento. O fato de o Clube Atrasado crescer em média mais que o avançado pode estar induzindo a uma interpretação equivocada de *catching-up*. Assumindo a existência de múltiplos equilíbrios associados a desigualdades tecnológicas, só haverá *catching-up* se os municípios de clubes mais atrasados reduzem seus diferenciais tecnológicos com os mais avançados, em termos de educação, infraestruturas, P&D, qualidade institucional e *spillovers*.

A taxa de crescimento do capital humano (\hat{h}_i) é maior nos Clubes Atrasado e Intermediário, quando comparado ao Clube Avançado. A melhora nos níveis educativos entre 2000 e 2010 reflete a política educacional voltada para educação básica e fundamental que se dá principalmente nas regiões Norte e Nordeste. Contudo, são políticas de longo prazo e é prema-

turo associar os efeitos dessa melhora educativa sobre o *catching-up* já entre 2000 e 2010. Do mesmo modo, a dotação de infraestruturas (\hat{t}_j) apresenta um crescimento médio superior nos Clubes Atrasado e Intermediário.

As variáveis de qualidade institucional (\hat{q}_j), investimento em P&D (\hat{r}_j), importação de tecnologias incorporadas (\hat{t}_j) e *spillovers* externos de conhecimento (\hat{l}_j) são maiores nos Clubes Intermediário e Avançado comparativamente ao Clube Atrasado. A importação de bens de médio e alto conteúdo tecnológico é muito baixa no Clube Atrasado, o que pode significar duas coisas. Por um lado, a existência de baixa capacitação dos municípios do Clube Atrasado não permite um aproveitamento ótimo das tecnologias importadas. Por outro, que a importação desses bens não é coerente com a especialização produtiva da região, razão pela qual os *spillovers* derivados da importação de bens de médio-alto conteúdo tecnológico não apresentam o efeito esperado.

Tabela 2 Estatística descritiva das variáveis do modelo empírico por clubes de convergência

Variáveis	Atrasado				Intermediário				Avançado			
	N. obs.	Média	Desv. pad.	CV%	N. obs.	Média	Desv. pad.	CV%	N. obs.	Média	Desv. pad.	CV%
\hat{y}_j		1,181	0,265	22,447		1,146	0,269	23,431		1,053	0,291	27,628
$\ln y_{oj}$		0,506	0,422	83,487		1,205	0,551	45,675		1,767	0,521	29,519
\hat{k}_j		-0,654	0,366	-55,918		-0,689	0,454	-65,856		-0,750	0,367	-48,974
\hat{g}_j		1,312	1,187	90,449		1,425	1,115	78,204		1,318	0,962	72,981
\hat{h}_j		0,910	0,316	34,708		0,561	0,216	38,515		0,278	0,198	71,070
\hat{q}_j	947	0,995	0,169	16,953	1515	1,111	0,161	14,514	1546	1,209	0,138	11,379
\hat{r}_j		0,103	0,638	618,479		0,080	0,469	589,646		-0,142	0,367	-258,854
\hat{t}_j		0,315	0,631	200,569		0,468	0,659	140,656		0,497	0,933	187,667
$\hat{g}ap_j$		1,052	0,267	25,398		1,168	0,248	21,267		1,238	0,176	14,180
\hat{t}_j		0,006	0,888	13855,24		0,454	2,953	651,035		1,283	4,020	313,439
\hat{l}_j		1,892	47,895	2531,32		34,98	710,09	2029,62		2197,4	15545,02	707,398

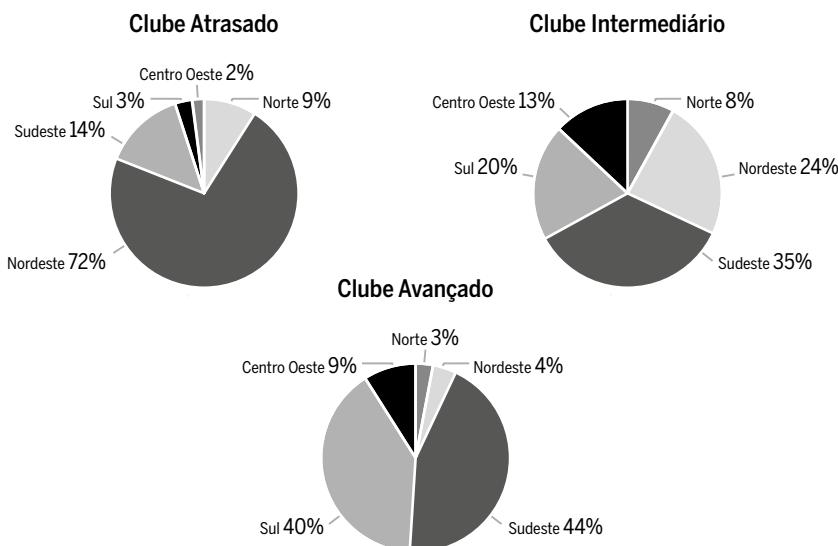
Fonte: Elaboração própria.

Nota: Salvo as exceções dos logaritmos naturais da renda inicial e da qualidade institucional, todas as variáveis estão em taxa de crescimento calculada pelo diferencial do logaritmo das variáveis entre 2000 e 2010. Os valores médios de taxa de crescimento são proporcionais, não estão apresentadas em crescimento percentual.

A distribuição dos clubes por região é apresentada no Figura 2. O Clube Atrasado concentra-se principalmente na região Nordeste com 72% dos

municípios, apenas 14% dos municípios estão no Sudeste e 3% no Sul (Figura 2). Em uma situação totalmente oposta, a participação dos municípios nordestinos no Clube Avançado é de apenas 4%. Nesse clube, o Sudeste participa com 44% dos municípios, e o Sul com 40%. O Clube Intermediário ilustra uma situação mais equilibrada, com uma composição municipal cuja participação regional é de 24% do Nordeste, 54% do Sudeste e 20% do Sul.

Figura 2 Estrutura dos clubes municipais de convergência por grandes regiões



Fonte: Elaboração própria.

4.2 Estimação e resultados dos modelos β

A Tabela 3 apresenta as estimações da β -convergência (intraclube) e β -catching-up (interclubes). O coeficiente negativo e significativo do β -convergência em cada um dos três clubes municipais indica que há convergência econômica municipal dentro de cada clube com três equilíbrios no longo prazo entre os anos de 2000 e 2010. A dotação de fatores composta pelas taxas de crescimento industrial (\hat{e}_i), investimento público (\hat{g}_i) e capital humano (\hat{h}_i) apresenta um efeito positivo e significativo sobre o crescimento econômico dos clubes de convergência.

Entretanto, esses efeitos se deram de maneira particular em cada clube. O parâmetro da \hat{k}_i exibe significância estatística de 1% nos Clubes Intermediário e Avançado. A ausência de significância do parâmetro de industrialização (\hat{k}_i) no Clube Atrasado sugere que os municípios do Clube Atrasado não são afetados pela taxa de industrialização. Isso pode estar associado à baixa participação industrial instalada nos municípios mais atrasados. A significância do coeficiente dos investimentos municipais (\hat{g}_i) a 1% se dá apenas no clube de municípios avançados. No Clube Atrasado, a \hat{g}_i só explica o crescimento econômico aceitando uma significância de 10%. O parâmetro relativo ao capital humano (\hat{h}_i) é significante a 1% nos Clubes Atrasado e Intermediário. Com isso, o efeito do crescimento do capital humano nos municípios atrasados se apresenta mais importante do que os investimentos em formação de capital físico para estimular o crescimento econômico.

As variáveis de inovação e difusão tecnológica são significativas a 10% de probabilidade nos Clubes intermediário e Avançado, sendo as infraestruturas tecnológicas (\hat{i}_i) e a qualidade institucional (\hat{q}_i) as que apresentaram maior efeito sobre o crescimento econômico municipal. O investimento em P&D (\hat{f}_i) também se revelou significativo nos três clubes de convergência estimados, embora com um efeito econômico relativamente menor. As variáveis de defasagem tecnológica (\hat{gap}_i) e de transferência de tecnologia (\hat{t}_i) resultaram significativas apenas nos Clubes Intermediário e Avançado. Isso sugere que os diferenciais tecnológicos do Clube Atrasado representam uma desvantagem na absorção de tecnologia estrangeira.

As dummies regionais introduzem o padrão de desigualdade regional presente na dinâmica do crescimento nacional. No Clube Atrasado, as dummies indicam que o crescimento econômico nos municípios do Norte, Sudeste, Sul e Centro-Oeste é positivo em relação aos municípios do Nordeste. No Clube Intermediário, somente o crescimento econômico dos municípios da região Norte passa a não ser significativo em relação ao registrado nos municípios da região Nordeste. Já no Clube Avançado, essas diferenças regionais desaparecem. O fato de essas dummies serem estatisticamente zero no Clube Avançado significa que esse grupo econômico é geograficamente mais homogêneo do que os demais.

Os resultados observados no modelo de β -*catching-up* (interclube) apresentam algumas diferenças com os do modelo β -*convergência* (intraclube) (Tabela 3). O coeficiente β -*catching-up* é positivo. Isso significa que quanto

maior o valor da renda inicial dos municípios do clube maior é a probabilidade de transitar para o clube mais avançado. Esse resultado constata que houve divergência entre 2000 e 2010, deixando as desigualdades entre clubes mais acentuadas.

Tabela 3 Resultados dos modelos β -convergência (intraclube) e β -catching-up (entre clubes)

Variáveis	β -convergência em clubes			β -catching-up
	Atrasado $thresh < \gamma_1$	Intermediário $\gamma_1 \leq thresh < \gamma_2$	Avançado $thresh \geq \gamma_2$	Probit ordenado
$\ln y_{oj}$	-0,2892***	-0,1431***	-0,1601***	1,04107***
k_j	-0,0085	0,0942***	0,1104***	0,0395
\hat{g}_j	0,0112*	0,0059	0,0308***	-0,0049
\hat{h}_j	0,0696***	0,0888***	0,0310	-4,0512***
\hat{a}_j	0,0236	0,1164***	0,1599***	0,5533***
\hat{f}_j	0,0257*	0,0196*	0,0135*	0,1257***
\hat{i}_j	0,1203***	0,1352***	0,1689***	0,1019*
$gáp_j$	0,0383	0,0621**	0,1072*	0,2898**
\hat{t}_j	-0,0137	0,0133***	0,0048***	0,0207***
\hat{l}_j	0,0003***	6,52E-06	6,75E-07**	3,2E-05***
Norte	0,1915***	0,0461	0,0622	0,1175
Sudeste	0,0948***	0,0351	-0,0022	0,7857***
Sul	0,2371***	0,0987***	0,0022	1,0250***
Centro Oeste	0,3751***	0,1036***	-0,0093	0,8204***
Constante	1,1147***	1,0477***	1,0522***	
R ²		0,2398		0,5403
AIC		0,0518		3997,0
Prob > χ^2		0,0000		0,0000
Val. Threshold	$\gamma_1 = 0,027023999; \gamma_2 = 0,05156899$			
N. obs.	946	1515	1547	4008

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), STN e Ministério do Planejamento (2015).

Nota: *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, * significativo a 10%.

As variáveis de capitalização [variação da taxa de industrialização (\hat{k}_j) e crescimento dos investimentos públicos (\hat{g}_j)] não apresentaram significância estatística, ao contrário do modelo β -convergência (intraclube), o

que sugere que estes não são os fatores significativamente mais capazes de causar um *catching-up* municipal. Também diferente do modelo de β -convergência (intraclube), o capital humano (h_i) se apresenta com sinal negativo. Uma interpretação para essa observação está no efeito das políticas de educação dirigidas aos municípios mais pobres, pois os clubes Atrasado e Intermediário foram os que registraram maior crescimento na taxa de educação.

O restante das variáveis segue a mesma significância do modelo β -convergência (intraclube). A qualidade institucional (\hat{q}_i) e o investimento em P&D (\hat{r}_i), variáveis diretamente associadas com a capacidade de absorção e capacitação, foram positivos e significativos a 1%, assim como os *drivers* de maior efeito sobre a mudança na probabilidade da mobilidade municipal para o Clube Avançado. O *gap* tecnológico é significante a 5%, confirmando o efeito da absorção tecnológica sobre o crescimento para as economias mais atrasadas, as quais podem realizar “saltos tecnológicos” maiores porque o diferencial de conhecimento a ser absorvido é maior. Contudo, para que o salto tecnológico aconteça, é necessário que exista capacidade de absorção e maturidade institucional.

A variável de transferência de tecnologia incorporada (f_i) é positiva e significante a 1%, o que aumenta a probabilidade de transição municipal para o clube Avançado. Este é um resultado esperado, dado que a importação de máquinas e equipamentos é a forma mais rápida de difusão tecnológica e não exige uma elevada capacitação tecnológica por parte do receptor para aplicá-la de forma eficiente. A variável de infraestrutura tecnológica (\hat{t}_i) é positiva e significante a 10%, o que significa que aumenta a probabilidade de mobilidade municipal para clubes de maior nível de desenvolvimento.

Os *spillovers* de conhecimento (\hat{l}_i), apesar de serem significativos, têm um efeito baixo sobre a mudança na probabilidade de *catching-up* – menor que o da transferência de tecnologia incorporada – dado o baixo valor do coeficiente. Esse resultado é similar aos encontrados por Gonçalves *et al.* (2011) e Falvey *et al.* (2007). Esses autores apontam que a escolaridade já estaria captando o efeito dos *spillovers*, e portanto, não se deve verificar significância estatística nos *spillovers* de conhecimento como variável interativa entre importação e educação.

Finalmente, a significância estatística das dummies regionais do modelo β -*catching-up* sugere um efeito positivo na probabilidade de *catching-up* dos municípios atrasados e intermediários das regiões Sudeste, Sul e Centro-

-Oeste em relação aos municípios do Nordeste. Esse resultado reflete o atraso relativo do Nordeste comparativamente às demais regiões do país.

Os resultados de ambos os modelos permitem estabelecer duas conclusões diretamente relacionadas com as teorias de equilíbrios múltiplos e *catching-up*. Em primeiro lugar, a não significância estatística da formação de capital físico no modelo β -*catching-up* sugere que a dotação de fatores não é relevante para explicar a probabilidade de transição municipal entre clubes econômicos. Em segundo lugar, o fato de os *drivers* tecnológicos serem estatisticamente relevantes em ambos os modelos põe de manifesto que estes são os principais determinantes da probabilidade de *catching-up*.

O efeito marginal do modelo β -*catching-up* mede a variação da probabilidade de *catching-up* condicionada as variáveis independentes por clube de desenvolvimento municipal. Esse efeito se calcula mediante a derivada parcial da Equação 3 em relação aos regressores do CD_{ij} . Os resultados mostram que há uma redução sistemática da probabilidade de os municípios permanecerem nos clubes Atrasado e Intermediário comparativamente ao Clube Avançado, pressupondo mudanças incrementais positivas nos determinantes tecnológicos (Tabela 4).

Tabela 4 Efeito marginal do Probit ordenado por Clube

Variáveis	Atrasado	Intermediário	Avançado
$\ln y_{oj}$	-0,0899***	-0,1854***	0,2753***
\hat{k}_j	-0,0034	-0,0070	0,0104
\hat{g}_j	0,0004	0,0008	-0,0012
\hat{h}_j	0,3498***	0,7215***	-1,0714***
\hat{q}_j	-0,0477***	-0,0985***	0,1463***
\hat{f}_j	-0,0108***	-0,0223***	0,0332***
\hat{i}_j	-0,0088*	-0,0181*	0,0269*
\hat{gap}_j	-0,0250**	-0,0516**	0,0766**
\hat{t}_j	-0,0017***	-0,0036***	0,0054***
\hat{l}_j	-2,7E-06***	-5,7E-06***	8,4E-06***
Norte	-0,0092	-0,0232	0,0325
Sudeste	-0,0570***	-0,1724***	0,2294***
Sul	-0,0606***	-0,2639***	0,3246***
Centro Oeste	-0,0403***	-0,2331***	0,2734***
Predição Probit	0,0401	0,7776	0,1822

Nota: ***, ** e * representam significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Os efeitos marginais corroboram os resultados anteriores. Variações nos *drivers* tecnológicos reduzem as desigualdades econômicas municipais entre clubes de convergência. Os maiores valores absolutos dos parâmetros marginais no Clube Intermediário em relação ao Clube Atrasado pressupõe que há maior probabilidade de *catching-up* para os municípios intermediários, talvez por eles estarem mais próximos do Clube Avançado.

O efeito marginal positivo dos determinantes tecnológicos no Clube Avançado explica que aumentos incrementais dos *drivers* tecnológicos aumentam a probabilidade de permanência dos municípios no referido clube. Isso significa que os *drivers* tecnológicos, principalmente o investimento em P&D e a transferência tecnológica, permitem manter o *status* de desenvolvimento dos municípios avançados.

Entretanto, se apenas os municípios mais desenvolvidos conseguem renovar suas tecnologias de produção, há uma tendência à ampliação da desigualdade entre clubes, ou seja, de uma divergência ainda maior entre os municípios mais desenvolvidos do Clube Avançado e os municípios menos desenvolvidos do Clube Atrasado. Por essas razões, os clubes de convergência municipais no Brasil se mostram tão polarizados.

A causa da consolidação dos clubes municipais identificados nesta pesquisa demonstra ser um reflexo direto das desigualdades tecnológicas municipais entre as regiões do país. Isso porque apenas as variáveis de inovação e difusão tecnológica demonstraram exercer efeito sobre mudanças na probabilidade de um *catching-up* municipal. A polarização dos municípios brasileiros já havia sido diagnosticada recentemente por Figueiredo e Pôrto Júnior (2015), principalmente quando os municípios são separados em grupos regionais. Para Schettini e Azzoni (2015), essas desigualdades regionais se devem especialmente aos diferenciais de infraestrutura em relação ao centro econômico do país.

5 Conclusões

Este trabalho teve como objetivo analisar a formação de clubes de convergência municipais e mudanças na probabilidade de *catching-up* municipal de 2000 a 2010, condicionada à dotação de fatores e *drivers* tecnológicos. Para isso, o artigo elabora clubes de convergência e compara dois modelos: o β -convergência, que mede a direção da convergência de municípios dentro

do mesmo clube, e o β -*catching-up*, que mede mudanças na probabilidade de *catching-up* municipal para o clube mais avançado. Os parâmetros β são estimados a partir de um modelo de crescimento neoclássico com progresso técnico endógeno.

A elaboração de clubes de convergência utilizou uma estimação threshold que permitiu estabelecer três regimes de crescimento municipais que convergiriam para diferentes estádios estacionários. Esses clubes foram denominados de Atrasado, Intermediário e Avançado. A coexistência de diferentes regimes de crescimento configura um quadro de desigualdade econômica municipal persistente. A maioria dos municípios do Clube Atrasado pertence à região Nordeste enquanto a maioria dos municípios do Clube Avançado é da região Sudeste.

O modelo de β -convergência revelou que tanto a dotação de fatores quanto os drivers tecnológicos possuem significância estatística para explicar o crescimento econômico municipal em cada clube de convergência. Contudo, a significância estatística dos drivers tecnológicos é maior nos clubes Intermediário e Avançado. Esse resultado sugere que haverá distanciamento tecnológico e econômico, uma vez que os efeitos da difusão sobre o crescimento econômico do Clube Atrasado são menores. Essa conclusão ainda é mais evidente quando o gap tecnológico e a transferência externa de tecnologia não são significativas para explicar o crescimento econômico municipal no Clube Atrasado.

O modelo β -*catching-up* revela que quanto maior o nível de renda inicial do município maior a probabilidade de alcançar o clube de desenvolvimento Avançado. O modelo também revela que a dotação de fatores é insuficiente para realizar o *catching-up* dos municípios mais atrasados. Os drivers tecnológicos com maiores efeitos sobre a mudança na probabilidade de *catching-up* são a qualidade institucional e os investimentos em P&D. Entretanto, o *catching-up* induzido pelos drivers tecnológicos pode ser insuficiente para correção das desigualdades intermunicipais, dado que é necessário um limiar de capacidade tecnológica para realizar a absorção tecnológica e acelerar o processo de *catch-up*. Enquanto esse limiar não for atingido pelos municípios mais pobres, haverá desigualdade nas condições que aceleram o crescimento e, portanto, os clubes municipais mais atrasados persistirão em seu diferencial com os clubes mais avançados.

Referências

- ABRAMOVITZ, M. *Catching-up*, forging ahead, and falling behind. *The Journal of Economic History*, v. 46, n. 2, p. 385-406, 1986.
- ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. The colonial origins of comparative development: An empirical investigation. *The American Economic Review*, v. 91, n. 5, p. 1.369-1.401, 2001.
- ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. The colonial origins of comparative development: An empirical investigation: Reply. *The American Economic Review*, 102.6, p. 3.077-3.110. 2012.
- AGHION, P.; HOWITT, P. A model of growth through creative destruction. *Econometrica*, 60(2):323-351, Mar. 1992.
- ALBOUY, D. Y. The colonial origins of comparative development: An empirical investigation: comment. *The American Economic Review*, v. 102, n. 6, p. 3.059-3.076, 2012.
- ANDRADE, E.; LAURINI, M.; MADALOZZO, R.; Pereira, P. *Testing convergence across municipalities in Brazil using quantile regression*. São Paulo: Ibmec, 2002.
- AZARIADIS, C.; DRAZEN, A. Threshold externalities in economic development. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 105, n. 2, p. 501-526, 1990.
- AZZONI, C. R., MENEZES FILHO, N., MENEZES, T. D., & Silveira-Neto, R. Geography and income convergence among Brazilian states. 2000.
- BAI, J.; PERRON, P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, p. 47-78, 1998.
- BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 2, 1992.
- BARROS, G. S.; NAKABASHI, L.; SAMPAIO, A. Determinantes do capital físico: o papel do capital humano e da qualidade institucional. In: ENCONTRO ANPEC, 2013.
- BARROS, A. R. *Desigualdades regionais no Brasil: natureza, causas, origens e soluções*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.
- BARROS NETO, G.; NAKABASHI, da S. L. Relações entre instituições, capital humano e acumulação de capital físico nos municípios brasileiros. *Economia & Tecnologia*, ano 7, v. 25, abr./jun. 2011.
- BASTOS, V. D. 2000-2010: uma década de apoio federal à inovação no Brasil. *Revista do BNDES*, Rio de Janeiro, n. 37, p. 127-175, 2012.
- BECKER, G. S. *Human capital*. New York: Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research. 1964.
- BERNARD, A. B.; DURLAUF, S. N. *Interpreting tests of the convergence hypothesis*. National Bureau of Economic Research, 1994.
- BOLDRIN, M. Dynamic externalities, multiple equilibria, and growth. *Journal of Economic Theory*, v. 58, n. 2, p. 198-218, 1992.
- BRASIL. Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão. Agenda político-institucional. Disponível em: <http://www.planejamento.gov.br/secretarias/upload/Arquivos/spi/downloads/081014_down_ex_pc_agen_relagenda.pdf>. Acesso em: ago. 2016.

- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press, 2005.
- CASALI, G. F. R.; SILVA, O. M.; CARVALHO, F. M. A. Sistema regional de inovação: estudo das regiões brasileiras. *R. Econ. Contemp.* Rio de Janeiro, v. 14, n. 3, p. 515-550, set./dez. 2010.
- CASTELLACCI, F. Closing the technology gap? *Review of Development Economics*, 15(1), 180-197, 2011.
- CATELA, E. Y. S.; 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.
- CHEIN, F.; LEMOS, M.; ASSUNÇÃO, J. Desenvolvimento desigual: evidências para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 61, p. 301-330, 2007.
- DE NEGRI, F.; CAVALCANTE, L. R. *Análise dos dados da PINTEC 2011*. 2013.
- DURLAUF, S. N.; JOHNSON, P. A. Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behaviour. *Journal of Applied Econometrics*, v. 10, n. 4, p. 365-384, 1995.
- DURLAUF, S. N.; JOHNSON, P. A.; TEMPLE, J. R. W. Growth econometrics. *Handbook of Economic Growth*, v. 1, p. 555-677, 2005.
- FALVEY, R.; FOSTER, N.; GREENAWAY, D. Relative Backwardness, absorptive capacity and knowledge spillovers. *Economics Letters*, 97, p. 230-234, 2007.
- FIGUEIREDO, E.; PÓRTO JÚNIOR, S. S. Persistência das desigualdades regionais no Brasil: polarização e divergência. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 25, n. 1, p. 195-208, 2015.
- FIRME, V. de A. C.; FRECUGLIA, R. S. Análise do crescimento dos municípios brasileiros utilizando dados em painel e controles espaciais sobre o modelo de mankiw, romer e weil (1992) para o período de 1980 a 2010. In: ANPEC NORDESTE, 18., 2013.
- FURTADO, C. Formação econômica do Brasil. 34. ed. São Paulo: Companhia das Letras, 2007.
- GALEANO, E. A. V. *Crescimento econômico regional desigual no Brasil no período de 1985 a 2008: uma análise conjunta dos fatores pelo lado da oferta e pelo lado da demanda*. 204f. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal Fluminense, Niterói, 2012.
- GERSCHENKRON, A. *Economic backwardness in historical perspective: A book of essays*. Cambridge, MA: Belknap Press of Harvard University Press, 1962.
- GONÇALVES, E.; ALMEIDA RIBEIRO, E. C. B de.; SILVA FRECUGLIA, R. da. Transbordamentos de conhecimento e capacidade de absorção: uma análise para os estados brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., 2011.
- GREENE, W. H. *Análisis econométrico*, Madrid: Prentice Hall, 1999.
- HANSEN, B. Testing for linearity. *Journal of Economic Surveys*, v. 13, n. 5, p. 551-576, 1999.
- HANSEN, B. E. Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, v. 68, n. 3, p. 575-603, 2000.
- HANSEN, B. E. Threshold autoregression in economics. *Statistics and its Interface*, v. 4, n. 2, p. 123-127, 2011.

- ISIC, REV. *Technology Intensity Definition*: Classification of manufacturing industries into categories based on R&D intensities. Organization for Economic Co-operation and Development: Directorate for Science, Technology and Industry–Economic Analysis and Statistics Division, 2011.
- KRUGMAN, P. History *versus* expectations. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 106, n. 2, p. 651-667, 1991.
- LIN, J. Y.; MONGA, C. *The Growth Report and New Structural Economics* (Policy Research Working Paper 5.336). Washington, DC: The World Bank, 2010.
- LUCAS JR, Robert E. On The Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, p. 3-42, 1988.
- MANKIW, N.; ROMER, D. W.; DAVID. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 107, p. 407-437, 1992.
- MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO (MEC). *Análise sobre a expansão das universidades federais 2003 a 2012*. Relatório da Comissão Constituída pela Portaria nº 126/2012. 2012.
- MURPHY, K. M.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. W. Industrialization and the big push. *Journal of Political Economy*, v. 97, n. 5, p. 1.003-1.026, 1989.
- NOTINI, H. H. *Empirical evidence on real convergence across Brazilian states*. 2006. Tese de Doutorado.
- PAC. 11º Balanço Completo do PAC: Balanço 4 anos 2007-2010. 2012. Disponível em: <<http://www.planejamento.gov.br/assuntos/investimento-e-pac/publicacoes-nacionais/110-balanco-completo-do-pac-4-anos-2007-a-2010.pdf/view>>. Acesso em: 4 jan. 2017.
- PEREIRA, A. E. G.; NAKABASHI, L.; SACHSIDA, A. *Qualidade das instituições e PIB per capita nos municípios brasileiros*, Texto para Discussão, Nº. 1623, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília, DF, 2011.
- PFLUEGER, C. E.; WANG, S. weakivtest: Stata module to perform weak instrument test for a single endogenous regressor in TSLS and LIML. Statistical Software Components, 2015.
- PRADO JÚNIOR, C. *História econômica do Brasil*. São Paulo: Brasiliense, 2008.
- QUAH, D. T. Twin peaks: Growth and convergence in models of distribution dynamics. *The Economic Journal*, v. 106, n. 437, p. 1.045-1.055, 1996.
- QUAH, D. T. Empirics for growth and distribution: Stratification, polarization, and convergence clubs. *Journal of Economic Growth*, 2:27-59, 1997.
- RIBEIRO, E. C. B. A. *Convergência de renda local entre os municípios brasileiros para o período 2000 a 2005*. Dissertação (Mestrado em Economia), Universidade Federal de Juiz do Fora, Juiz de Fora, 2010.
- ROMER, P. M. Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, v. 98, part. 2, p. 71-102, 1990.
- SALGUEIRO, A. d S. O papel do capital humano, *spillovers* e difusão tecnológica no crescimento: Uma análise espacial para Brasil (Dissertação de Mestrado). *Universidade Federal do Paraná, Curitiba, PR*, 2012.
- SCHETTINI, D.; AZZONI, C. *Determinantes regionais da produtividade industrial: o papel da infraestrutura*. 2015.

- SCHETTINI, D.; AZZONI, C. R. Productive efficiency and the future of regional disparities in Brazil. *Nova Economia*, v. 28, n. 2, p. 347-384, 2018.
- SCHULTZ, T. P. The Economic Value of Education, Columbia University Press. *The European Institution for Life Long Learning, La théorie du capital humain et le gouvernement d'entreprise*, p. 2-7, 1963.
- SILVEIRA NETO, R. M.; AZZONI, C. R. Non-spatial government policies and regional income inequality in Brazil. *Regional Studies*, v. 45, n. 4, p. 453-461, 2011.
- SILVEIRA NETO, R. M. *et al.* Localização, crescimento e *spillovers*: evidências para os estados brasileiros e setores. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA. Proceedings of the 29th Brazilian Economics Meeting. 29., 2001. *Anais...* ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics].
- URRACA-RUIZ A.; LAGUNA, N. Convergence and Stages of Technical Change. In: INTERNATIONAL GLOBELICS CONFERENCE, 12th., 19-31 de outubro, Etiopia, 2014.

Sobre os autores

Sergiany da Silva Lima – sergiany.lima@ufrpe.br

Unidade Acadêmica de Serra Talhada, Universidade Federal Rural de Pernambuco, Serra Talhada, PE, Brasil.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3606-7971>.

Ana Urraca Ruiz – anaurraca Ruiz@gmail.com

Programa de Pós-Graduação da Faculdade de Economia, Universidade Federal Fluminense, Niterói, RJ, Brasil.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0158-5659>.

Os autores agradecem à Fundação de Amparo à Ciência e Tecnologia do estado de Pernambuco (FACEPE) pelo apoio de financiamento, assim como as sugestões de Valentina Viego (UNS) relativas à análise econômica, e os cuidadosos comentários e contribuições dos dois avaliadores anônimos da revista *Nova Economia*. Erros ou omissões são de responsabilidade única dos autores.

Sobre o artigo

Recebido em 13 de junho de 2018. Aprovado em 24 de março de 2019.

APÊNDICE

A1 O tratamento da endogeneidade institucional

A principal dificuldade de introduzir o fator institucional em modelos empíricos de crescimento econômico se encontra na sua mensuração e no tratamento da endogeneidade entre ambas as variáveis. Uma forma de tratar essa endogeneidade é mediante variáveis instrumentais acerca da heterogeneidade entre regiões. Para resolver o problema da endogeneidade institucional, diversos trabalhos aplicados utilizaram variáveis geográficas de latitude e pluviometria (Pereira *et al.*, 2011; Barros *et al.*, 2013). No entanto, existem diversos elementos de crítica ao uso dessas variáveis (Acemoglu; Robinson, 2012; Albouy, 2012).

A endogeneidade consiste na correlação entre as variáveis exógenas (X) e o distúrbio aleatório (ε). Em presença de endogeneidade, os estimadores se tornam enviesados e inconsistentes. O método de estimação de variável instrumental (VI) permite levar em conta a endogeneidade de alguns regressores a partir de um conjunto de instrumentos z com distribuição independente do distúrbio aleatório (ε). A estimativa da variável instrumental a partir dos instrumentos z livra às variáveis exógenas do efeito sobre o distúrbio, e a estimação MQO fica livre de problemas de viés ou inconsistência (Greene, 1999).

$$y_j = x\beta + \varepsilon_j \quad \text{em que} \quad \beta = \beta_{VI} = (z z)^{-1} z y \quad (3.1)$$

O teste de endogeneidade *Durbin-Wu-Hausman* tem como hipótese nula a exogeneidade do logaritmo da qualidade institucional. Para avaliar a força dos instrumentos latitude e pluviometria média, realizam-se ainda os testes de R quadrado parcial, significância F da regressão parcial de primeiro estágio, e o teste robusto *Weakivtest* com hipótese nula de instrumentos fracos de Pflueger (2015), como mostra a Tabela A1.

Tabela A1 **Teste de endogeneidade institucional e força dos instrumentos geográficos**

		Teste de endogeneidade da qualidade institucional sem dummies regionais		Teste de endogeneidade da qualidade institucional com dummies regionais	
Durbin_Wu_Hausman	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor	
Robust score χ^2	51,0962	0,0000	3,66079	0,0557	
Robust regression F	52,2944	0,0000	3,64622	0,0563	
Teste de força dos instrumentos					
Eq 1º estágio Iniqim	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor	
R-sq. Parcial	0,0874		0,0093		
Prob > F	176,318	0,0000	13,9472	0,0000	
Teste Montiel-Pflueger robusto de instrumentos fracos					
F calculado a 5%		151,765		14,181	
Valor crítico 5%		9,442		9,327	

Fonte: Elaboração própria.

O teste de *Durbin-Wu-Hausman* rejeita a hipótese de exogeneidade da qualidade institucional a 1% de significância. Todas as estatísticas apontam a importância das variáveis geográficas. O teste de primeiro estágio rejeita a hipótese de que os instrumentos teriam efeito nulo. A estatística robusta do teste *Weakivtest* confirma a consistência das variáveis no modelo. O resultado rejeita a hipótese de instrumentos fracos a 5% de significância. Os testes validam a variável instrumental e a força dos instrumentos para níveis aceitáveis de significância estatística.

Contudo, tendo em vista as críticas sobre a fragilidade dos instrumentos e ausência de robustez dos instrumentos geográficos (Albouy, 2012), principalmente aqueles relacionados a geografia e clima (Acemoglu; Robinson, 2012), as especificações empíricas utilizaram variáveis dummies das regiões brasileiras como forma de controlar a heterogenidade regional. Desse forma, o teste de endogeneidade de *Durbin-Wu-Hausman* passa a não rejeitar a hipótese de exogeneidade da qualidade institucional, aceitando-a como variável exógena do modelo a 5% de significância. Esse resultado foi utilizado como alternativa à discussão polêmica sobre a robustez de variáveis exógenas para introduzir os aspectos institucionais.