Organizadores
Maria Lúcia Bahia Lopes
Roberto Batista Schwartz Martins de Paula

3

SÉRIE ESTUDOS DE IMPACTOS DO FNO

Convergência da produtividade da terra e do trabalho no setor agropecuário da Região Norte do Brasil

BANCO DA AMAZÔNIA
Movimentando a Amazônia. E a sua vida.

BANCO DA AMAZÔNIA

SÉRIE ESTUDOS DE IMPACTOS DO FNO 3

Convergência da produtividade da terra e do trabalhador no setor agropecuário da Região Norte do Brasil

Organizadores
Maria Lúcia Bahia Lopes
Roberto Batista Schwartz Martins de Paula

Coordenador
Leandro Frederico Ferraz Meyer (UFRA)

Autores
Filipe de Moraes Pessoa (UFV)
Ricardo Bruno Nascimento dos Santos (UFPA)
Marcelo José Braga (UFV)
Rubicleis Gomes da Silva (UFAC)

Belém
Banco da Amazônia
2013

Consultoria
Fundação de Apoio à Universidade Federal de Viçosa (FUNARBE)
Marcelo José Braga
Coordenador

Editor técnico: Maria Lúcia Bahia Lopes
Normalização e revisão: Oderle Milhomem Araújo CRB2/745
Editoração eletrônica:
Capa:

Correspondências:
Gerência de Estratégia e Organização (GEREO)
Av. Presidente Vargas, 800 – 7º andar – Belém-PA – CEP 66017-901
e-mail: gereo@bancoamazonia.com.br

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)

C766 Convergência da produtividade da terra e do trabalho no setor agropecuário da Região Norte do Brasil / Filipe de Morais Pessoa ... [et al.] ; Coordenador: Leandro Frederico Ferraz Meyer ; Organizadores: Maria Lúcia Bahia Lopes, Roberto Batista Schwartz Martins de Paula. – Belém: Banco da Amazônia, 2013.
.. p. – (Série estudos de impactos do FNO, 3)
ISBN 978-85-89548-22-9

1. Fundo Constitucional de Financiamento do Norte. 2. Setor agropecuário. I. Pessoa, Filipe de Morais. II. Meyer, Leandro Frederico Ferraz, coord. III. Lopes, Maria Lúcia Bahia, org. IV. Paula, Roberto Batista Schwartz Martins de, org. V. Título. VI. Série.

CDD: 331

BANCO DA AMAZÔNIA

DIRETORIA EXECUTIVA

Valmir Pedro Rossi
Presidente

Antônio Carlos de Lima Borges
Diretor de Infraestrutura do Negócio (DINEG)

Carlos Pedrosa Junior
Diretor de Controle e Risco (DICOR)

Nilvo Reinoldo Fries
Diretor de Análise e Reestruturação (DIARE)

José Roberto de Lima
Diretor Comercial e de Distribuição (DICOM)

Wilson Evaristo
Diretor de Gestão de Recursos (DIREC)

Luiz Lourenço de Souza Neto
Secretário Executivo de Estratégia, Organização
e Projetos (SEORP)

Fernanda Gene Nunes Barros
Gerente Executivo de Estratégia e Organização
(GEREO)

Roberto Batista Schwartz Martins de Paula
Coordenador de Estudos Macroeconômicos e Regionais (CEMAR)

Maria Lúcia Bahia Lopes
Editora Técnica

Oderle Milhomem Araújo
Editora Técnica

BANCO DA AMAZÔNIA
Direção Geral: Av. Presidente Vargas, 800.
CEP 66017- 000. Belém - Pará
Telefone: PABX (91) 4008-3888.
Site: http://www.bancoamazonia.com.br

SUMÁRIO

	RESUMO EXECUTIVO	00
1	**INTRODUÇÃO**	00
1.1	**Objetivo geral**	00
1.2	**Objetivos específicos**	00
2	**REFERENCIAL TEÓRICO**	00
2.1	**Convergência de renda**	00
2.2	**Modelos de crescimento neoclássico e convergência**	00
2.3	**Modelos de crescimento endógeno e a ausência de convergência**	00
2.4	**Estudos de convergência no mundo**	00
2.5	**Estudos de convergência no Brasil**	00
3	**METODOLOGIA**	00
3.1	**Modelo analítico**	00
3.2.1	β-convergência e σ-convergência	00
3.1.2	Densidades de distribuição	00
3.1.3	Processo estacionário de primeira ordem de Markov	00
3.1.4	O uso de núcleo estocástico na estimação das probabilidades de transição	00
3.1.5	Modelo threshold para análise de convergência em clubes	00
3.2	**Procedimentos utilizados**	00
3.3	**Fonte de dados**	00
4	**RESULTADOS E DISCUSSÃO**	00
4.1	**Primeiras evidências**	00
4.2	**β-convergência e σ-convergência**	00
4.2.1	Produtividade da mão de obra	00
4.2.2	Produtividade da terra	00
4.3	**Densidades de distribuição**	00
4.3.1	Produtividade da mão de obra	00

4.3.2 Produtividade da terra 00
4.4 Matrizes de transição de Markov 00
4.4.1 Produtividade da mão de obra 00
4.4.2 Produtividade da terra 00
4.5 Núcleo estocástico 00
4.5.1 Produtividade da mão de obra 00
4.5.2 Produtividade da terra 00
4.6 Clubes de convergência com modelo threshold 00
4.6.1 Produtividade do trabalho 00
4.6.2 Produtividade da terra 00
5 CONCLUSÃO 00
REFERÊNCIAS 00

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas para o cálculo do processo de convergência nas AMCs da Região Norte do Brasil 00

Tabela 2 – Convergência absoluta – mínimos quadrados ordinários e regressão quantílica. Variável dependente: taxa de crescimento média, em termos reais, da produtividade relativa da mão de obra na agropecuária 00

Tabela 3 – Teste de heterocedasticidade na estimativa de mínimos quadrados ordinários para convergência absoluta 00

Tabela 4 – Teste de igualdade dos coeficientes da regressão quantílica para convergência absoluta 00

Tabela 5 – Convergência entre AMCs da Região Norte do Brasil 00

Tabela 6 – Convergência absoluta – mínimos quadrados ordinários e regressão quantílica. Variável dependente: taxa de crescimento média, em termos reais, da produtividade relativa da terra na agropecuária 00

Tabela 7 – Teste de heterocedasticidade na estimativa de mínimos quadrados ordinários para convergência absoluta 00

Tabela 8 – Teste de igualdade dos coeficientes da regressão quantílica para convergência absoluta 00

Tabela 9 – σ-convergência entre AMCs da Região Norte do Brasil 00

Tabela 10 – Classes de produtividade relativa da mão de obra na agropecuária entre AMCs da Região Norte do Brasil, 1975 a 1985 00

Tabela 11 – Matriz de transição de Markov para AMCs da Região Norte do Brasil, 1975 a 1985 00

Tabela 12 – Dinâmica das classes de produtividade relativa da mão de obra na agropecuária entre AMCs da Região Norte do Brasil em direção ao equilíbrio de longo prazo, 1975 a 1985 00

Tabela 13 – Classes de produtividade relativa da mão de obra na agropecuária entre AMCs da Região Norte do Brasil, 1996 a 2006 00

00

Tabela 14 – Matriz de transição de Markov para AMCs da Região Norte do Brasil, 1996 a 2006 00

Tabela 15 – Dinâmica das classes de produtividade relativa da mão de obra na agropecuária entre AMCs da Região Norte do Brasil em direção ao equilíbrio de longo prazo, 1996 a 2006 00

Tabela 16 – Classes de produtividade relativa da terra na agropecuária entre AMCs da Região Norte do Brasil, 1975 a 1985 00

Tabela 17 – Matriz de transição de Markov para AMCs da Região Norte do Brasil, 1975 a 1985 00

Tabela 18 – Dinâmica das classes de produtividade relativa da terra na agropecuária entre AMCs da Região Norte do Brasil em direção ao equilíbrio de longo prazo, 1975 a 1985 00

Tabela 19 – Classes de produtividade relativa da terra na agropecuária entre ACMs da Região Norte do Brasil, 1996 a 2006 00

Tabela 20 – Matriz de transição de Markov para AMCs da Região Norte do Brasil, 1996 a 2006 00

Tabela 21 – Dinâmica das classes de produtividade relativa da terra na agropecuária entre AMCs da Região Norte do Brasil em direção ao equilíbrio de longo prazo, 1996 a 2006 00

Tabela 22 – Análise de regressão por MQO da convergência da produtividade do trabalho e resultados da decisão de divisão da amostra 00

Tabela 23 – Análise de regressão por MQO da convergência da produtividade da terra 00

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Estimativa dos parâmetros de β-convergência absoluta para MQO e RQ em diferentes quantis, 1975 a 1985 (a) e 1996 a 2006 (b) 00

Gráfico 2 – Evolução do desvio-padrão da produtividade relativa da mão de obra na agropecuária entre as AMCs da Região Norte do Brasil, 1975 a 2006 00

Gráfico 3 – Estimativas dos parâmetros de β-convergência absoluta para MQO e RQ em diferentes quantis, 1975 a 1985 (a) e 1996 a 2006 (b) 00

Gráfico 4 – Evolução do desvio-padrão da produtividade relativa da terra na agropecuária entre AMCs da Região Norte no Brasil, 1975 a 2006 00

Gráfico 5 – Evolução das densidades de distribuição da produtividade relativa da mão de obra na agropecuária entre AMCs da Região Norte, 1975 a 1958 (a), 1996 a 2006 (b) e 1975 a 2006 (c) 00

Gráfico 6 – Evolução das densidades de distribuição da produtividade relativa da terra na agropecuária entre AMCs da Região Norte, 1975 a 1985 (a), 1996 a 2006 (b) e 1975 a 2006 (c) 00

Gráfico 7 – Comparativo entre a distribuição de 1975 e a do estado estacionário para AMCs da Região Norte do Brasil 00

Gráfico 8 – Evolução das classes de produtividade relativa da mão de obra na agropecuária entre AMCs da Região Norte do Brasil de 1975 até o estado estacionário 00

Gráfico 9 – Comparativo entre a distribuição de 1996 e a do estado estacionário para AMCs da Região Norte do Brasil 00

Gráfico 10 – Evolução das classes de produtividade relativa da mão de obra na agropecuária entre AMCs da Região Norte do Brasil de 1996 até o estado estacionário 00

Gráfico 11 – Comparativo entre a distribuição de 1975 e a do estado estacionário para AMCs da Região Norte do Brasil 00

Gráfico 12 – Evolução das classes de produtividade relativa da terra na 00

agropecuária entre AMCs da Região Norte do Brasil de 1975 até o estado estacionário.

Gráfico 13 – Comparativo entre a distribuição de 1996 e a do estado estacionário para AMCs da Região Norte do Brasil 00

Gráfico 14 – Evolução das classes de produtividade relativa da terra na agropecuária entre AMCs da Região Norte do Brasil de 1996 até o estado estacionário 00

Gráfico 15 – Núcleo estocástico da produtividade relativa da mão de obra na agropecuária para AMCs da Região Norte, 1975 a 1985 (a) e 1996 a 2006 (b) 00

Gráfico 16 – Núcleo estocástico da produtividade relativa da terra na agropecuária para AMCs da Região Norte, 1975 a 1985 (a) e 1996 a 2006 (b) 00

00

RESUMO EXECUTIVO

O objetivo geral desta edição foi investigar, empiricamente, a hipótese de convergência das produtividades dos fatores nas atividades agropecuárias da Região Norte entre 1975 e 2006. O interesse do estudo reside na ideia de que a ocorrência de convergência da produtividade dos fatores tem conotação de redução das desigualdades da base técnico-econômica das atividades agropecuárias da região.

Assim como no estudo da dinâmica dos indicadores de modernização, a necessidade de garantir a consistência, ou a continuidade das unidades de observação, ao longo do tempo, exigiu trabalhar com a agregação proposta pelo conceito de Áreas Mínimas Comparáveis (AMCs). Uma série de manipulações econométricas foi empregada para incorporar diversos desenvolvimentos teóricos, partindo das abordagens convencionais de β-convergência e σ-convergência. Além das análises centradas nas médias das distribuições de produtividade dos fatores, procedeu-se, também, as segundo diferentes quantis daquelas distribuições. Em seguida, examinaram-se as funções de densidade da produtividade relativa da terra e do trabalho, estimaram-se as classes de produtividade relativa e as matrizes de transição de Markov e geraram-se as trajetórias das classes de produtividade dos fatores, até o equilíbrio do longo prazo (estado estacionário). Finalmente, produziram-se estimativas dos núcleos estocásticos das produtividades relativas da terra e do trabalho nos períodos de transição: 1975 a 1985 e 1996 a 2006.

Apesar de terem sido observadas ocorrências de convergência em direção a classes superiores de produtividade, concordando com o fundamento teórico da própria hipótese de convergências sustentada nos modelos clássicos de crescimento, essa dinâmica mostrou-se pouco representativa em relação a outro conjunto de resultados e aponta para um processo de convergência em direção a classes inferiores de produtividade. De um lado, os dois tipos de resultado, em conjunto, sugerem a existência de clubes de convergência. Contudo, visto que um clube converge para classes superiores e o outro para classes inferiores, o fenômeno da convergência se associa a um processo de distanciamento das classes de produtividade, contrariando a conotação de redução de desigualdades entre as economias agropecuárias da Região Norte.

De outro lado, uma vez que os principais indicadores de modernização das atividades agropecuárias (relação capital/trabalho e a intensidade de uso do solo), empregados, bem como, expressam a produtividade dos fatores trabalho e terra, a convergência para classes inferiores de produtividade concorda com a dinâmica de retrocesso daqueles indicadores, descrita na Série Estudo de Impactos do FNO nº 2, no período entre 1995/1996 e 2006. A discussão mais detalhada dos resultados é empreendida no corpo das respectivas seções de resultados, nos capítulos que se seguem.

1 INTRODUÇÃO

Os estudos sobre convergência da renda per capita entre economias ricas e pobres têm recebido grande atenção na literatura sobre crescimento econômico. O interesse desses estudos liga-se à verificação da hipótese de que as economias pobres tenderiam a crescer a taxas superiores às taxas de crescimento das economias ricas, desencadeando um processo que a literatura denomina de convergência, em que a diferença entre as rendas per capita das economias ricas e pobres se estreitaria com o passar do tempo.

Segundo Romer (2006), existem pelo menos três razões (interligadas) que justificam essa conjectura. A primeira é o pressuposto da queda da produtividade dos fatores de produção, assumido nos modelos neoclássicos de crescimento econômico, e que resultaria no alcance do estado estacionário. Diante do exposto, a diferença das taxas de crescimento das rendas per capita dos países ou regiões reflete o fato de suas economias se encontrarem em fases distintas, em relação aos seus estados estacionários. A existência do estado estacionário implica que as taxas de crescimento do produto per capita são decrescentes, podendo-se esperar que países pobres cresçam mais rapidamente que os países ricos, levando à convergência. Em segundo lugar, as menores taxas de retorno dos investimentos, nos países com maior estoque de capital, por trabalhador, criam incentivos para que o capital migre dos países ricos para pobres, fazendo estes últimos crescerem mais rapidamente. Por último, se existem atrasos na difusão do conhecimento, diferenças na renda podem surgir porque alguns países, ainda, não estão empregando a melhor tecnologia disponível. Essas diferenças tendem a reduzir tão logo os países pobres obtenham acesso aos métodos que estão na fronteira do conhecimento.

Contudo, essas razões foram contestadas ao longo da década de 1980 pela Nova Teoria do Crescimento Econômico (NTCE), ao apresentar os modelos de crescimento endógeno. Estes diferem substancialmente dos neoclássicos por modelarem de forma endógena o processo de progresso tecnológico e, assim, prever um crescimento perpétuo da renda. De acordo com Silva Filho e Carvalho (2001), para que haja esse tipo de crescimento é necessário, apenas, que a tendência decrescente dos retornos do capital seja eliminada. Nesse sentido, fatores como inovação tecnológica endógena (que surgem como resultado dos esforços dos agentes produtivos para maximizar seus lucros), capital humano (ou seja, o estoque de conhecimento dos agentes econômicos) e arranjos institucionais (incluindo aí a política governamental e a organização da sociedade civil) passam a assumir papel crucial no crescimento contínuo da renda per capita, em qualquer sistema econômico.

1.1 Objetivo geral

Investigar empiricamente o fenômeno da convergência das produtividades dos fatores econômicos de produção (terra e trabalho) nas atividades agropecuárias da Região Norte.

1.2 Objetivos específicos

Especificamente foram traçados os seguintes objetivos:

- investigar a evolução dos padrões espaciais para faixas de produtividade relativa dos fatores terra e trabalho, nas atividades agropecuárias da Região Norte, para os anos de 1975, 1985, 1996 e 2006;
- estimar os parâmetros β (beta) e σ (sigma) em modelos β-convergência e σ-convergência das produtividades da terra e do trabalho, da agropecuária da região;
- investigar a estabilidade dos parâmetros de β-convergência e σ-convergência quando estimados em relação à média ou em relação aos diferentes quantis da distribuição das produtividades dos fatores;
- examinar as funções de densidade da produtividade relativa da terra e do trabalho na agropecuária da Região Norte do Brasil;
- estimar as classes de produtividade relativa e as matrizes de transição de Markov para as produtividades dos fatores terra e trabalho, aplicados à agropecuária da Região Norte;
- gerar as trajetórias das classes de produtividade da terra e do trabalho, na agropecuária da Região Norte, até o equilíbrio do longo prazo (estado estacionário);
- ilustrar graficamente o comportamento da distribuição e das classes de produtividade dos fatores do período inicial (1975) até o estado estacionário;
- produzir estimativas dos núcleos estocásticos da produtividade relativa da terra e do trabalho na agropecuária da Região Norte, nos períodos de transição: 1975 a 1985 e 1996 a 2006;
- verificar a formação de clubes de convergência, a partir do modelo de *threshold* (limiar).

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Convergência de renda

Explicar o crescimento econômico das nações é algo que esteve no cerne da moderna economia desde o seu nascedouro. Essa explicação foi a principal motivação do que é considerado o primeiro tratado sobre economia, intitulado "Um Inquérito sobre a Natureza e as Causas da Riqueza das Nações", publicado em 1776 pelo economista escocês Adam Smith. Desde então, a literatura que trata do tema tenta fornecer, de forma plausível e consistente, respostas para perguntas como: Quais os determinantes da riqueza de uma nação? Por que alguns países são mais ricos que outros? Existe alguma tendência natural para que a renda de todos os países venha a se igualar?

O último desses questionamentos consiste em um dos principais ramos de pesquisa da área, leia-se convergência, e sua resposta permaneceu no campo retórico durante um longo período. Entretanto, com o desenvolvimento dos modelos de crescimento neoclássico e endógeno ao longo do século XX é que os seus mecanismos foram sendo desvendados por meio de *contribuições mensuráveis* e com ferramental matemático suficiente para explicá-los.

2.2 Modelos de crescimento neoclássico e convergência

De acordo com Barro (1997), até a década de 1960 a teoria de crescimento consistia principalmente dos modelos de crescimento neoclássico, como desenvolvido por Ramsey (1928), Solow (1956), Swan (1956), Cass (1965) e Koopmans (1963). Uma característica marcante desses modelos, e que só foi explorada de forma empirica recentemente, é sua propriedade de convergência, cujo aspecto fundamental pode ser entendido na seguinte constatação:

> Uma hipótese aventada por historiadores econômicos como Aleksander Gerschenkron (1952) e Moses Abramovitz (1986) é que, pelo menos em certas circunstâncias, os países atrasados tendem a crescer mais rápido que os países ricos, a fim de fechar o hiato entre os dois grupos (JONES, 2000, p. 52).

Em outras palavras, quanto mais baixo (alto) o nível inicial de renda *per capita* de um país, mais alta (baixa) será sua taxa de crescimento predita pelo modelo. Sob a ótica desses modelos, a constatação se explica por meio da Lei dos Rendimentos Marginais Decrescentes, a qual diz que a produção cresce a taxas decrescentes, ou seja, não é possível aumentar

indefinidamente a produção aumentando indefinidamente um ingrediente da produção em face de outro. Quando se aumenta o número de máquinas em relação aos trabalhadores, o rendimento de cada máquina adicional tornar-se-á cada vez mais baixo. É fato que essa tendência decrescente levará a economia a um estado de estagnação de suas atividades (se nenhum tipo de choque exógeno afetar essa economia), denominado pela literatura de crescimento econômico de estado estacionário[1] (EASTERLY, 2004).

A ideia de convergência foi também desenvolvida, de maneira menos formal, do ponto de vista matemático, nos trabalhos de Abramovitz (1986) e Veblen (1915 *apud* Baumol 1986), mostrando as possíveis desvantagens de ser uma economia líder. Segundo esses autores, o processo de uma economia seguidora crescer a taxas superiores ao de uma economia líder é desencadeado pela troca de um padrão tecnológico pela economia líder, o qual beneficia as economias seguidoras. Isso ocorre porque o padrão tecnológico que é considerado obsoleto pela líder – e descartado – representa um grande salto de produtividade para o seguidor; ademais, o tempo médio de criação de um novo padrão pela líder e reposição do antigo é muito superior ao tempo de absorção do padrão obsoleto pela seguidora[2].

Com o passar dos anos a literatura teórica, respaldada por resultados empíricos, se aperfeiçoou e desenvolveu diferentes conceitos de convergência. Segundo Galor (1996), existem três conceitos:

Convergência Absoluta: a renda *per capita* dos países converge no longo prazo, independentemente de suas condições iniciais.

Convergência Condicional: a renda *per capita* dos países que são semelhantes em suas características estruturais (preferências, tecnologia, taxa de crescimento populacional, políticas governamentais, etc.) converge no longo prazo, independentemente de suas condições iniciais.

Convergência em Clubes: a renda *per capita* de países que são semelhantes em suas características estruturais converge no longo prazo, contanto que suas condições iniciais sejam também semelhantes. Existem múltiplos equilíbrios; qual destes um país irá alcançar depende de suas condições iniciais ou de algum outro atributo estrutural.

---

1 Diz-se que uma economia encontra-se no estado estacionário quando todas as suas variáveis (estoque de capital, produto, consumo, investimento e poupança) assumem uma taxa de crescimento constante no tempo (ELLERY JR.; GOMES, 2003).

2 Sob este argumento está a suposição de que as economias seguidoras terão acesso ao padrão tecnológico obsoleto e estoque de capital humano necessário à absorção deste padrão tecnológico.

2.3 Modelos de crescimento endógeno e a ausência de convergência

A publicação de pesquisas, a partir da metade da década de 1980, que contestavam a existência de um processo de convergência e a incapacidade em explicar a persistência de taxas positivas de crescimento da renda *per capita* ao longo de um século ou mais, sem nenhuma tendência declinante aparente, levou, conforme Romer (1994 *apud* ISLAM, 2004), ao surgimento da NTCE, na qual se enquadram os modelos de crescimento endógeno.

Esses modelos procuraram fornecer explicação para o crescimento sustentado no longo prazo mediante uma teoria que modela o progresso tecnológico de forma endógena – uma das principais deficiências dos modelos neoclássicos que atribuíam à taxa de progresso tecnológico, exógena ao modelo, a explicação desse fenômeno.

Os pioneiros nessa nova agenda de pesquisa foram Romer (1986), Lucas (1988) e Rebelo (1991). Nesses modelos, o crescimento pode ser perpetuado indefinidamente porque os retornos do investimento em uma ampla classe de bens de capital, os quais incluem capital humano, não necessariamente diminuem com o desenvolvimento da economia. De acordo com essa visão, transbordamentos de conhecimento entre produtores e externalidades positivas, como inovação e difusão tecnológica, maior participação nas decisões políticas (melhoria das instituições) e desenvolvimento econômico, geradas pelo acúmulo de capital humano são responsáveis por evitar os retornos marginais decrescentes do capital.

Nesse sentido, modelos de crescimento endógeno fazem previsões com relação à convergência entre países e/ou regiões bem distintas daquelas realizadas pelos modelos de crescimento neoclássico. Nos modelos de crescimento endógeno não existe um nível de estado estacionário da renda *per capita* em virtude dos retornos não decrescentes do capital; assim, diferenças entre países podem persistir indefinidamente, mesmo quando eles apresentam parâmetros estruturais semelhantes.

Apesar de adequados na análise de longo prazo do comportamento da renda *per capita*, esses modelos, em suas primeiras versões[3], não foram capazes de explicar as regularidades empíricas nos dados para países e regiões que corroboravam a hipótese de convergência (condicional). Diante desse quadro, a pesquisa empírica se voltou para aplicações de extensões dos modelos neoclássicos que incorporassem variáveis como políticas governamentais, capital humano e difusão tecnológica, presentes nos modelos de crescimento endógeno.

3 Barro e Sala-i-Martin (1997) constroem um modelo que concilia o crescimento de longo prazo dos modelos de crescimento endógeno (a partir do descobrimento de novas ideias pelas economias líderes) com o comportamento de convergência dos modelos neoclássicos de crescimento (a partir da imitação gradual por parte das economias seguidoras).

2.4 Estudos de convergência no mundo[4]

A literatura empírica sobre convergência teve seu início com Baumol (1986)[5], que, utilizando uma série histórica de mais de cem anos para a produtividade da mão de obra, observa que, em uma amostra de 16 países industrializados, ocorreu um processo de convergência absoluta: tais países alcançaram o líder, Estados Unidos, em termos da taxa de crescimento. Long (1988) faz uma crítica ao estudo de Baumol (1986), mostrando que o resultado de convergência encontrado é fruto de um viés de seleção de amostra e de erros de medida no cômputo da produtividade, devido à baixa qualidade dos dados no período inicial abrangido pela série de produtividade.

Para Long (1988), os países selecionados foram incluídos na amostra de um ponto de vista *ex post*, ou seja, foram escolhidos porque tiveram sucesso no crescimento econômico ao longo do século XX e não porque eram candidatos naturais a esse sucesso no início do período de análise. Esse autor propõe então uma reamostragem de países *ex ante* e demonstra que, nessas circunstâncias, o resultado de convergência absoluta não se concretiza.

Outros estudos tiveram seu foco voltado para a análise de convergência condicional. Segundo Islam (2004), os primeiros estudos a abordarem essa questão foram os de Kormendi e Meguire (1985) e Grier e Tullock (1989). O primeiro encontrou evidência de convergência condicional para a renda *per capita* em uma amostra de 50 países; o segundo, ampliando a amostra e o período de análise do primeiro estudo, testa a robustez do resultado em repartições da amostra e do período, chegando a conclusões ora favoráveis, ora desfavoráveis ao processo de convergência condicional.

A partir desses marcos a literatura se proliferou, diversificando seu método e escopo de análise. Dollar e Wolff (1988) analisam a convergência da produtividade da mão de obra na indústria como um todo e em diversos segmentos do setor industrial para uma amostra de 13 países desenvolvidos no período de 1963 a 1982, chegando à conclusão de que a convergência da produtividade na indústria como um todo é resultado da convergência em seus segmentos. Wolff (1991) investiga o processo de convergência da produtividade total dos fatores (PTF) em um grupo de sete países desenvolvidos no período de 1870 a 1979, obtendo resultado favorável à convergência. Nessa mesma linha têm-se os trabalhos de Bernard e Jones (1996a,b), que investigam a convergência para os países da Organização de Cooperação e de Desenvolvimento Econômico (OCDE), encontrando convergência.

---

4 A literatura empírica sobre o tema é vasta, o que se faz nesta seção é uma seleção do que se considera a linha central de desenvolvimento do assunto.

5 Este estudo foi o primeiro a abordar o conceito de clubes de convergência.

Barro (1991), almejando contribuir para o debate entre modelos neoclássicos de crescimento e modelos de crescimento endógeno, realiza um estudo sistemático em 98 países no período de 1960 a 1985, buscando identificar empiricamente as variáveis que contribuem para taxas positivas de crescimento econômico, bem como para o processo de convergência da renda *per capita*. Mankiw et al. (1992), ao espírito de Barro (1991), testam empiricamente a validade do modelo de Solow ao longo do período de 1960 a 1985, obtendo evidência de convergência quando o modelo é controlado pelas variáveis de investimento, crescimento populacional e capital humano, ou seja, a ocorrência de convergência condicional.

Barro e Sala-i-Martin (1992) levam a análise ao nível regional ao estudarem 48 estados norte-americanos no período de 1840 a 1988, encontrando evidência de convergência absoluta para a renda *per capita* estadual.

Quah (1992, 1993, 1997) faz uma crítica aos métodos tradicionalmente usados para testar convergência e inaugura um novo patamar de análise baseado em modelos de dinâmica de distribuição, dando fôlego ao debate de convergência e gerando novas perspectivas de análise, ao observar que a distribuição da renda mundial passou de unimodal para bimodal, indicando que, enquanto alguns países tendem a convergir em direção aos mais ricos, outro grupo de países parece ficar cada vez mais longe desse objetivo.

2.5 Estudos de convergência no Brasil

No Brasil, os principais estudos que corroboram a existência de um processo de convergência absoluta são os de Ferreira e Diniz (1995), que analisam para as rendas *per capita* estaduais do país no período de 1970 a 1985; Ferreira e Ellery Jr. (1996), que estendem o período de análise de Ferreira e Diniz (1995) para 1970 a 1990; e Ferreira (1999) e Azzoni (2001), que estudam em um período ainda mais longo: 1939 a 1995. Outros estudos encontram evidências de convergência condicional, como é o caso de Ferreira (2000) e Azzoni et al. (2000), para o período de 1981 a 1996.

Seguindo a linha de pesquisa de dinâmica de distribuição adotada em Quah (1993 e 1997), têm-se Laurini et al. (2003), que, analisando convergência de renda entre os municípios brasileiros, encontra a formação de dois clubes de convergência no período de 1970 a 1996: um clube de baixa renda, formado pelas regiões Nordeste e Norte, e outro de renda mais elevada, formado pelos municípios das regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul. Mossi et al. (2003) também encontram a formação de dois clubes de convergência para os estados brasileiros ao longo do período de 1939 a 1996: um formado por estados de baixa renda, na Região Nordeste, e outro por estados de renda elevada, na

Região Sudeste. Gondim et al. (2007) corroboram os resultados desses estudos ao realizarem análise semelhante para o período de 1970 a 2000.

Stulp e Fochezatto (2004) analisam convergência para a renda *per capita* dos 22 Conselhos Regionais de Desenvolvimento do Rio Grande do Sul (COREDE) para o período de 1985 a 1999, encontrando convergência em direção à média estadual; Stulp (2004) analisa a convergência da produtividade da mão de obra agropecuária no Rio Grande do Sul, constatando um processo moderado de convergência em direção à segunda classe de produtividade mais elevada para o período de 1975 a 1996. Fochezatto e Stulp (2008), ao ampliarem a abrangência geográfica de Stulp (2004), encontram a formação de dois clubes de convergência para a produtividade da mão de obra agropecuária brasileira no período de 1990 a 2000: um clube de produtividade baixa, formado pelas regiões Norte e Nordeste, e outro de produtividade elevada, formado pelas regiões Sul, Centro-Oeste e Sudeste.

3 METODOLOGIA

3.1 Modelo analítico

Esta seção está dividida em cinco partes. A primeira faz uma breve exposição das metodologias tradicionalmente utilizadas para analisar β-convergência e σ-convergência. Na segunda encontra-se a descrição da aplicação de densidades de distribuição para análise de convergência; na terceira, a abordagem do processo estacionário de primeira ordem de Markov por meio de matrizes de probabilidades de transição; na quarta, o uso de núcleo estocástico para estimação das probabilidades de transição; e, por fim, a quinta apresenta o modelo threshold capaz de identificar clubes de convergência.

3.1.1 β-convergência e σ-convergência

Há diversas metodologias para estudar a evidência de convergência de produtividade entre países e, ou, regiões e existe alguma correspondência entre as definições de convergência e a metodologia utilizada.

Baumont et al. (2000) mostram que a hipótese de β-convergência absoluta, em geral, é testada por meio de um modelo econométrico do tipo:

$$\frac{1}{T} Ln\left(\frac{y_{i,T}}{y_{i,0}}\right) = \alpha + \beta Ln(y_{i,0}) + \varepsilon_i \tag{1}$$

em que $y_{i,0}$ é a produtividade da mão de obra ou da terra na agropecuária da região i no período inicial; $y_{i,T}$, a mesma variável no período T; T, o número de períodos analisados; e e_i, um termo de erro, que deve ser aleatório, $\varepsilon_i \sim (0, \sigma^2) \quad \forall i = 1, \ldots, n$.

De acordo com esse modelo, diz-se que há β-convergência quando β é negativo e estatisticamente significativo, uma vez que, nesse caso, a taxa média de crescimento da produtividade entre os períodos 0 e T é negativamente correlacionada com o nível inicial desta.

O teste da hipótese de β-convergência condicional consiste em estimar o modelo econométrico (2), no qual algumas variáveis que tornam as regiões diferentes entre si são isoladas e mantidas constantes:

$$\frac{1}{T} Ln\left(\frac{y_{i,T}}{y_{i,0}}\right) = \alpha + \beta Ln(y_{i,0}) + \gamma X_i + \varepsilon_i \tag{2}$$

em que X_i representa o vetor de variáveis específicas do estado estacionário da economia da região i.

> Esse vetor, geralmente, é composto de variáveis de estado, como o estoque de capital físico e humano, e de variáveis de controle ou de ambiente, como a participação do consumo público e do investimento doméstico no PIB, as modificações dos termos de troca, a taxa de fecundidade, o grau de instabilidade política e outras (BARRO; SALA-I-MARTIN apud STULP; FOCHEZATTO, 2004, p. 41).

A estimação das equações de crescimento que captam ou não a evidência de convergência poderia ser feita, a princípio, por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO); contudo, existem algumas críticas contundentes na literatura de crescimento econômico que desestimulam o uso desse estimador para tal finalidade.

Uma primeira crítica diz respeito ao fato de que com MQO realiza-se um reducionismo, prejudicial à análise do padrão de crescimento das economias sob estudo. Conforme Temple (1999), o estimador de MQO assume que todas as economias possuem um mesmo efeito marginal das variáveis independentes sobre a variável dependente, o que pode não ocorrer em razão da heterogeneidade inerente a uma amostra de economias. Em segundo lugar, afirmar que existe um processo de β-convergência absoluta ou condicional por meio de MQO pode, na verdade, ser reflexo do problema da Falácia de Galton[6]. Esse problema foi levantado por Friedman (1992) e Quah (1993) e basicamente revela que as economias possuem diferentes taxas de crescimento do produto e diferentes níveis iniciais de produto, o que, em última instância, determina se elas convergirão ou não. Logo, o resultado de convergência por MQO depende, explicitamente, da amostra de economias selecionadas. Por fim, a existência de *outliers* pode viesar as estimativas feitas por MQO e deturpar toda a análise baseada em equações de crescimento.

Visando contornar essas críticas, o presente estudo utiliza a metodologia de Regressão Quantílica (RQ). Além de ser mais informativa que o MQO, pois permite analisar partes específicas da distribuição, os quantis, a RQ não assume a hipótese básica de que os erros são homocedásticos. Assim, em relação ao MQO, o método de RQ impõe menos restrições aos dados, é mais robusto à existência de *outliers* e provê uma informação mais completa sobre a distribuição condicional da variável dependente (KOENKER; BASSETT, 1978).

6 Um coeficiente negativo para o parâmetro β em uma regressão estimada por MQO pode não indicar que as economias estão convergindo para um mesmo estado estacionário, e sim que está ocorrendo uma regressão para a média.

O modelo estimado neste artigo segue um modelo de regressão linear com dados *cross-section* do tipo:

$$Y_i = X_i\beta + \varepsilon_i, \quad \forall i = 1,! \quad ,n \quad e \quad \tau(0,1) \tag{3}$$

em que Y_i é a variável dependente; X_i, uma matriz nxk de variáveis covariadas; β, o vetor $kx1$ de parâmetros a serem estimados; ε_i, o erro com uma distribuição que não necessariamente é conhecida; e τ é o coeficiente do τ-ésimo quantil condicional de y dado x. Assim, a estimação do vetor de parâmetros pela regressão quantílica no intervalo $0<\tau<1$ pode ser obtida fazendo a minimização da seguinte função:

$$\min_{\beta\in\Re^k}\left|\sum_{i\in\{i:y_i\geq x_i\beta\}}\tau\left|y_i - x_i\beta\right| + \sum_{i\in\{i:y_i<x_i\beta\}}(1-\tau)\left|y_i - x_i\beta\right|\right| \tag{4}$$

Essa expressão, também, pode ser escrita da seguinte forma:

$$\min_{\beta\in\Re^k}\sum_{i=1}^{n}\rho_\tau(y_i - x_i\beta) \tag{5}$$

em que a perda ou erro é definido pela função linear (função *check*) $\rho_\tau(u) = u\tau$ se $u \geq 0$ e $\rho_\tau(u) = u(\tau - 1)$ se $u<0$, permitindo que os resíduos sejam tratados assimetricamente.

Dessa forma, a estimação das equações de crescimento por RQ permitirá analisar o processo de convergência da produtividade da mão de obra na agropecuária da Região Norte do país ao longo de diversos segmentos (quantis) da distribuição, e não somente em sua média, como o faz o MQO. Com isso, será possível identificar a sensibilidade desse processo em cada quantil estabelecido.

Outro método utilizado para testar convergência é o de σ-convergência[7], o qual se refere à redução da dispersão da produtividade ao longo do tempo.

Ela consiste simplesmente no cálculo do desvio-padrão e na comparação dos resultados em termos da produtividade na data inicial e final do período considerado; há σ-convergência quando ocorre diminuição do desvio-padrão no período final. Em termos algébricos, o teste de sigma convergência pode ser expresso da seguinte forma:

$$\sigma = \frac{DP_t}{DP_0} \tag{6}$$

7 Segundo Fochezatto e Stulp (2008), este conceito pode também ser tratado de forma absoluta ou condicional, à semelhança do que é feito na β-convergência.

em que DP é o desvio-padrão da produtividade nos períodos inicial (0) e final (t). Para que haja convergência, é preciso que essa razão seja menor que 1.

Apesar de sua facilidade computacional e ampla utilização, a literatura apresenta várias críticas sobre essas metodologias, das quais se destacam:

– inconsistência entre as conclusões obtidas pelo método de β-convergência e σ-convergência. De acordo com Friedman (1992) e Quah (1993), é possível obter um parâmetro β negativo e condizente com um aumento na dispersão da produtividade; nesse caso, um sinal negativo para esse parâmetro é condição necessária para σ-convergência, mas não suficiente[8].

– conforme Quah (1993), análises baseadas no primeiro e no segundo momento da distribuição, como é o caso de β-convergência e σ-convergência, são incapazes de revelar características da dinâmica interna da distribuição.

3.1.2 Densidades de distribuição[9]

Visando contornar as deficiências das metodologias tradicionalmente empregadas para estudo de convergência, principalmente no que tange à ausência de informação intradistribuição, visto que as regressões *cross-section* e o cômputo de dispersão revelam informações médias da amostra como um todo, não sendo possível captar particularidades de porções da amostra, é que a literatura de crescimento econômico iniciou a aplicação de densidades de distribuição para análise da evolução da produtividade.

Essa análise pode ser feita pela discretização do espaço de produtividades, por meio da construção de histogramas, os quais permitem uma visualização gráfica das frequências relativas. Na construção do histograma, as economias[10] analisadas são agrupadas em intervalos de produtividade de tamanho fixo. Em seguida, conta-se quantas economias pertencem a cada intervalo e desenha-se uma barra proporcional ao número contado. Um problema existente na

8 A constatação ficou conhecida na literatura como Falácia de Galton. Francis Galton, primo de Charles Darwin, ao estudar a altura de filhos de pais altos e baixos, chegou a uma inferência incorreta feita a partir de suas observações. Galton avaliou a altura dos pais contra a altura dos filhos. O resultado de sua investigação é que filhos de pais altos tendem a ser altos, mas menores que seus pais, e que filhos de pais baixos tendem a ser também baixos, mas maiores que seus pais e, dessa forma, a altura da população tenderia a convergir para a média. Ele não conseguiu, contudo, conciliar esse resultado com um aumento cada vez maior da dispersão de alturas da população masculina. A falácia ocorre porque a seleção de observações tomando seus extremos levaria naturalmente a essa tendência convergente.

9 Esta seção baseia-se em Gondim (2004).

10 Economias aqui e ao longo do presente estudo devem ser entendidas como regiões agropecuárias.

discretização de um espaço contínuo é a possibilidade de obtenção de resultados diferentes, dependendo da origem ou do tamanho dos intervalos escolhidos.

Para evitar as distorções produzidas pela discretização, pode-se estimar uma densidade de distribuição pelo método de suavização por núcleo *(kernel smoothing)*. Esse método considera cada economia de uma amostra de tamanho n o ponto central de um intervalo de tamanho h[11], então a função densidade será estimada por:

$$\hat{f}_h(x) = \frac{1}{nh}\sum_{i=1}^{n} P(x_i) \tag{7}$$

em que $P(x_i)$ é uma função de ponderação, que, no caso do núcleo normal ou gaussiano, corresponde a:

$$P(x_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{x_i - x}{h}\right)^2\right) \tag{8}$$

Na análise das densidades, uma curva mais concentrada (leptocúrtica) indica maior convergência, ao passo que uma curva mais achatada (platicúrtica) indica maior dispersão das rendas, portanto, maior divergência.

3.1.3 Processo estacionário de primeira ordem de Markov

O cálculo de densidades de distribuição carece, contudo, de informações quanto ao mecanismo que gera uma determinada evolução da distribuição. Tem-se uma distribuição no período t e outra no período $t+1$, mas não se conhece a dinâmica responsável por transformar essa distribuição entre os períodos.

Para preencher essa lacuna, Quah (1992 e 1993) utiliza um processo estacionário de primeira ordem de Markov por meio de matrizes de transição, o qual é capaz de gerar uma "lei de movimento" que revele como a distribuição evolui no tempo.

11 A escolha ótima do valor de h será abordada na seção que trata do processo estacionário de primeira ordem de Markov.

Trata-se de um sistema de equações em diferenças, em que a solução será a condição da economia no seu estado estacionário, após a convergência/divergência da produtividade, ou seja:

$$Y_{t+1} = M'Y_t \tag{9}$$

em que Y é um vetor linha de produtividades em dois períodos de tempo distintos e M descreve a transição de um vetor de produtividades para outro.

Em outras palavras, M pode ser interpretada como uma matriz de probabilidades de transição: para quaisquer duas classes de produtividade i e j ($i, j \in C$), em que C denota o conjunto de todas as classes de produtividade, os elementos M_{ij} definem a probabilidade de se mover de uma classe i para uma classe j entre os períodos de tempo t e $t+1$. Suponha que uma economia r está na classe i ($Y_r^t \in i$) no tempo t, se a sequência $\left\{Y_r^0, Y_r^1, \ldots\right\}$ satisfaz a relação:

$$\Pr\{Y_r^{t+1} \in i / Y_r^t, Y_r^{t-1}, \ldots Y_r^0\} = \Pr\{Y_r^{t+1} \in i / Y_r^t\} \tag{10}$$

para qualquer $i \in C$, e para qualquer economia, então a evolução da distribuição de produtividades Y descrita pela equação (9) pode ser analisada como um processo estacionário de primeira ordem de Markov[12].

A matriz de probabilidades de transição de níveis de produtividade é construída pelo uso da razão dessa variável em relação à média do estado. Dessa forma, a média estadual passa a ser 1, e as economias têm suas posições relativas classificadas por essa média, obedecendo a classes relativas de níveis de produtividade.

O intuito desse procedimento é possibilitar a classificação das duas distribuições (t e $t+1$) em um mesmo intervalo de classes. Mediante a organização das duas distribuições em uma mesma estrutura de classes, será possível examinar como as economias migram de uma classe para outra. Com base nessas migrações, será construída a matriz de probabilidades de transição de Markov.

12 Conforme observa Quah (1992) e Magrini (1999), a definição do processo de Markov na equação (9) não é trivial, já que ela implica que a probabilidade de transição entre quaisquer dois estados (classes de produtividade, no presente caso) é independente do tempo. A suposição de homogeneidade temporal pode parecer forte, tendo em vista que políticas e condições econômicas mudam ao longo do tempo, implicando mudanças nas probabilidades de transição. Contudo, essa suposição é equivalente a analisar convergência em direção ao estado estacionário rodando regressões (de seção cruzada ou série temporal) ao longo de períodos delimitados de tempo. O principal objetivo de todas essas abordagens não é o de fornecer previsões acuradas do futuro, e sim de esclarecer a natureza do processo de desenvolvimento econômico que caracteriza a região sob estudo, ao longo do período de análise.

O grande desafio nesse tipo de abordagem é definir um critério de construção da matriz de Markov que não seja arbitrário a ponto de retirar a propriedade markoviana do processo. No presente estudo será utilizado o critério[13] de Magrini (1999), o qual baseia-se em elementos estatísticos e será descrito em detalhes adiante.

Por esse critério, antes de estabelecer a construção da matriz de Markov, procede-se ao teste de normalidade Kolmogorov-Smirnov de cada uma das duas distribuições de produtividade da mão de obra agropecuária para as economias em análise (microrregiões e municípios mineiros). Os testes de normalidade são necessários, uma vez que a construção das classes de níveis de produtividade requer a hipótese de normalidade[14] da distribuição dos dados, necessária para estabelecer sua amplitude, a qual será denominada h.

O valor de h, ou seja, a amplitude de classe é importante para a estimativa da função densidade de probabilidade. Existe um *trade-off* para a escolha de h. Uma amplitude de classe muito grande faz com que haja grande número de pontos em cada intervalo, perdendo informação importante a respeito da dinâmica interna da distribuição. Com uma amplitude de classe pequena, aumenta-se a possibilidade de haver classes de produtividade que não se comunicam, inviabilizando a montagem da matriz. Assim, o valor de h deve ser escolhido para fazer uma escolha ótima para o *trade-off* entre perda de dinâmica interna e perda de comunicação entre as classes de produtividade.

De acordo com Magrini (1999), quando a distribuição é normal, o valor ótimo do intervalo de classe é dado por $h = 2{,}72s\ n\ \text{-}1/3$, em que s é o desvio-padrão da distribuição e n, o número de observações.

Definidas as classes de produtividade, pode-se estimar a matriz de transição, de Markov, a partir de um estimador de máxima verossimilhança da probabilidade de transição, comparando o número de economias que pertencem a certa classe no período t e migram para outras classes ou permanecem na mesma, no período $t+1$. As probabilidades de transição, segundo Salvato et al. (2006), podem ser estimadas por:

$$\hat{M}_{ij} = \frac{\sum_{k=1}^{n} I_{Aj}\left(X_{t+1,k}\right) I_{A_i}\left(X_{t,k}\right)}{\sum_{k=1}^{n} I_{A_i}\left(X_{t,k}\right)} \qquad (11)$$

13 O critério de Quah (1992) deixa a cargo do pesquisador a definição do número de classes, determinando somente que haja um número uniformemente distribuído de economias entre as classes previamente definidas.

14 De acordo com Magrini (1999), o critério seria válido mesmo em situações em que as observações não seguissem uma distribuição normal.

em que $\hat{M}_{ij}$ é a probabilidade de transição da classe i , no período t, para a classe j, no período $t+1$; A_i classe de produtividade da mão de obra na agropecuária no período t; A_j, classe de produtividade da mão de obra na agropecuária no período $t+1$; X_{t+1} , elementos da distribuição (produtividade da mão de obra agropecuária) no período $t+1$; X_t, elementos da distribuição no período t; e I (.), função de contagem.

Basicamente, esse estimador é uma contagem simples de quantas economias que estavam em certa classe de produtividade da mão de obra na agropecuária no período t (A_i) e migraram para uma classe no período $t+1$(A_j); M_t é a matriz de Markov, cujos elementos são os $\hat{M}_{ij}$.

A matriz de Markov relaciona o vetor de distribuição de probabilidade da variável produtividade da mão de obra agropecuária das classes A_i, no período t, com aquela verificada no período $t+1$. A diagonal principal representa a probabilidade de uma determinada economia permanecer na mesma classe, e os elementos fora da diagonal principal representam a probabilidade de transição entre as classes.

Como critério de convergência, pode-se afirmar que haverá convergência quando a norma dos autovalores reais ou complexos de M_t for menor que a unidade. Como as somas das linhas da matriz de Markov M_t têm que ser 1, pois trata-se de uma matriz de probabilidades, obtém-se sempre um autovalor 1. Portanto, sempre haverá convergência para um ou mais vetores de distribuição de produtividade da mão de obra agropecuária. A presença de um único autovalor unitário e dos demais com norma menor que 1 indica que há um processo de convergência para uma única distribuição de probabilidade que será linear no autovetor correspondente ao autovalor unitário. Com esse vetor de convergência, pode-se descrever a estrutura da produtividade da mão de obra agropecuária, à qual tende a evolução temporal do processo estocástico (SIMON; BLUME, 2004).

Definida a matriz de Markov M, procede-se à solução do sistema de equações (9). Segundo Simon e Blume (2004), se M é uma matriz de tamanho kxk com k autovalores reais e distintos $r_1,\ldots,r_k$ e autovetores associados $v_1,\ldots,v_k$, então a solução geral do sistema de equações a diferenças $Y_{t+1} = M^{'}Y_t$ é:

$$Y_t = c_1 r_1^t v_1 + c_2 r_2^t + \cdots + c_k r_k^t v_k \qquad (12)$$

em que $c \in R$ denota um vetor de constantes.

No entanto, se M é uma matriz kxk com k autovalores complexos e distintos $\alpha_1^* \pm i\beta_1^*, \ldots, \alpha_k^* \pm i\beta_k^*$ e autovetores complexos associados , a solução $u_1^* \pm iv_1^*, \ldots, u_k^* \pm iv_k$ geral do sistema se torna[15]:

$$\begin{aligned} Y_t = r_1^{*t}[(c_1 \cos t\theta^* - c_2 sent\theta^*)u_1^* - (c_2 \cos t\theta^* + c_1 sent\theta^*)v_1^*] + \cdots + \\ + r_k^{*t}[(c_k \cos t\theta^* - c_{k+1} sent\theta^*)u_k^* - (c_{k+1} \cos t\theta^* + c_k sent\theta^*)v_k^* \end{aligned} \quad (13)$$

Ademais, pode-se estimar a velocidade com que o equilíbrio de longo prazo é alcançada através da segunda raiz característica. Essa velocidade representa o tempo necessário para percorrer a metade da distância entre a posição inicial e a de equilíbrio de longo prazo (dm), denominado na literatura de meia-vida. Algebricamente tem-se $dm = -\log 2 / \log|r_2|$, em que r_2 é o segundo maior autovalor (MAGRINI, 1999).

A utilização de matriz de probabilidades de transição para modelar a "lei de movimento" é bastante aceita na literatura. Segundo Bulli (2001), a teoria que embasa essa metodologia é acessível e consolidada. Além disso, a estimação da matriz é computacionalmente simples, e os resultados são fáceis de interpretar e serem apresentados.

A maior crítica que essa abordagem sofre reside no fato de discretizar um espaço contínuo, o que, se feito de maneira inapropriada, pode distorcer ou mesmo retirar a propriedade de Markov do processo e, além disso, como no caso do histograma, pode produzir resultados diferentes, dependendo dos intervalos escolhidos na construção das classes de produtividade. Buscando aperfeiçoar a forma de gerar a "lei de movimento" evitando a discretização dos dados, Quah (1997) recorre ao uso de núcleo estocástico para estimar a probabilidade de transição. Esse procedimento será descrito na próxima seção.

3.1.4 O uso de núcleo estocástico na estimação das probabilidades de transição

A metodologia desenvolvida por Quah (1997) mantém os dados na forma contínua, fazendo com que o número de intervalos (células) tenda ao infinito, e depois a um *continuum*. A matriz de transição tende, então, para um *continuum* de linhas e colunas, tornando-se um núcleo estocástico (*stochastic kernel*).

De acordo com Quah (1997), a definição formal de um núcleo estocástico é a seguinte:

Definição: Sejam μ e ν medidas de probabilidade em (IR, R), um espaço

15 Para gerar essa solução, faz-se uso de uma transformação de autovalores complexos em coordenadas polares; para mais detalhes, ver Simon e Blume (2004, cap. 23).

mensurável de probabilidades. Um núcleo estocástico relacionando μ e ν é um mapeamento $M_{(\mu,\nu)}$ *:(*IR, *R)* $\rightarrow [0,1]$, satisfazendo:

a) $\forall y \in \mathrm{IR}$ a restrição $M(\mu, v)(y, A)$ é uma medida de probabilidade em *(*IR, *R)*;

b) $\forall A \in R$, $M_{(\mu,\nu)}$ é uma função mensurável em *R*;

c) $\forall A \in R$, tem-se que $\mu(A) = \int M_{(\mu,v)}(y, A)dv(y)$.

As condições a) e b) asseguram que o núcleo estocástico é um mapeamento bem definido para os espaços de probabilidade $M_{(\mu,\nu)}$ e *(*IR, *R)*. O conceito principal de núcleo estocástico está na condição c).

Em um período inicial, para um dado y, existe uma fração $dv(y)$ de economias com produtividade próxima a y. Conte todas as economias nesse grupo cuja produtividade subsequentemente esteja no subconjunto $A \subseteq \mathrm{IR}$. Quando normalizada para ser uma fração do número total de economias, essa contagem é $M_{(\mu,\nu)}$ *:(y, A)*

Fixe A, pondere a contagem *M(y, A)* por $dv(y)$, e some sobre todos os possíveis y, isto é, calcule a integral $\int M(y, A)dv(y)$. Isso dará a fração de economias que terminam no estado A, independentemente de sua situação inicial. Se isso for igual a $\mu(A)$ para todos os subconjuntos mensuráveis A, então μ deve ser a medida associada com a distribuição subsequente da produtividade. Em outras palavras, o núcleo estocástico M é uma descrição completa das transições do estado y para qualquer outra porção do espaço de estados IR .

De acordo com Laurini et al. (2003), a estimação do núcleo estocástico é feita obtendo-se medidas empíricas para os elementos da integral $\int M_{(\mu,v)}(y, A)dv(y)$. O termo $\int M_{(\mu,v)}(y, A)dv(y)$ é obtido estimando-se não parametricamente a densidade conjunta das produtividades relativas nos períodos inicial e final, utilizando-se um núcleo bivariado; essa densidade conjunta se torna um núcleo estocástico ao normalizarmos pela distribuição marginal no período inicial, que é a contraparte empírica de $dv(y)$.

A dinâmica da distribuição pode então ser modelada como um processo de Markov de primeira ordem, conforme descrito na seção anterior.

3.1.5 Modelo *threshold* para análise de convergência em clubes

Para testar a hipótese de convergência entre as AMCs da Região Norte, utilizando o enfoque de clubes de convergência, este trabalho baseou-se em Hansen (2000), que sugeriu um procedimento *bootstrap* para testar a hipótese de uma formulação linear contra uma formulação *threshold* alternativa.

O modelo *threshold* proposto por Hansen (2000) assume que a amostra é dada pela sequência $\{yxq_{iii},,\}_{i=1}^{n}$, em que y_i e q_i são observações referentes à variável dependente e à variável *threshold,* respectivamente; x_i é um vetor $(mx1)$ de variáveis independentes; e n é o tamanho da amostra. Dessa forma, o modelo de regressão com efeito *threshold* pode ser expresso da seguinte forma:

$$y_i = \beta_1 x_i + \varepsilon_i, \qquad q_i \leq \gamma \tag{14}$$

$$y_i = \beta_2 x_i + \varepsilon_i, \qquad q_i > \gamma \tag{15}$$

em que q é a variável *threshold,* que pode ser um elemento de x_i e que é utilizada para dividir a amostra em dois grupos, "clubes", "classes", ou "regimes", dependendo do contexto[16]; β_1 e β_2 são os parâmetros da regressão; e ε_i é o erro da regressão.

Para escrever o modelo em uma única equação, define-se a variável *dummy* $d_i(\gamma) = \{q_i \leq \gamma\}$ em que $\{\bullet\}$ é a função indicadora, e fixa-se $x_i(\gamma) = x_i d_i(\gamma)$ de modo que (1) e (2) sejam iguais a:

$$y_i = \beta x_i + \theta x_i(\gamma) + \varepsilon_i \tag{16}$$

em que $\beta = \beta_2$ e $\theta = \beta_1 + \beta_2$

A equação (16) também pode ser expressa em notação matricial, bastando, para isso, que se defina Y e ε como vetores $(n\ x\ 1)$, empilhando os vetores $x_i^{'}$ e $x_i(\gamma)^{'}$. Assim, a equação (14) pode ser escrita como:

$$Y = X\beta + \theta X_\gamma + \varepsilon \tag{17}$$

O procedimento completo do modelo *threshold* envolve três etapas: estimação, teste de linearidade e definição do intervalo de confiança.

A estimação dos parâmetros $(\beta,\ \theta,\ \gamma)$ da equação (17), segundo Hansen (2000), pode ser feita por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Definindo $S_n(\beta,\theta,\gamma) = (Y - \beta X - \theta X_\gamma)^{'}(Y - \beta X - \theta X_\gamma)$ como a função soma de quadrados de erros, por definição, os estimadores de mínimos quadrados ordinários $\left(\hat{\beta},\hat{\theta},\hat{\gamma}\right)$ minimizam conjuntamente S_n. Para essa minimização, considera-se que ε é restrito a um conjunto limitado $\left[\underline{\gamma},\overline{\gamma}\right] = \Gamma$.

16 A variável *threshold* q_i tem distribuição contínua.

Condicionando os parâmetros da equação (17) em relação aos valores de γ, obtêm-se os estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários $\beta(\gamma)$ e $\theta(\gamma)$ por meio da regressão de Y contra $X_\gamma^* = \left[X, X_\gamma\right]$. Dessa forma, a função soma de quadrados dos erros em sua forma concentrada é:

$$S_n\left(\gamma\right) = S_n\left(\hat{\beta}(\gamma), \hat{\theta}(\gamma), \gamma\right) = Y'Y - Y'X_\gamma^*\left(X_\gamma^{*}X_\gamma^*\right)^{-1} X_\gamma^{*}Y$$

e $\hat{\gamma}$ é o valor que minimiza $S_n(\gamma)$. Uma vez que $S_n(\gamma)$ assume pelo menos n valores distintos, $\hat{\gamma}$ pode ser definido unicamente como:

$$\hat{\gamma} = \arg_{\gamma \in \Gamma_n} \min S_n(\gamma)$$

em que $\Gamma_n = \Gamma \cap \left\{q_1, \ldots, q_n\right\}$ requer menos que n funções avaliadoras. As estimativas das inclinações podem ser calculadas por $\hat{\beta} = \hat{\beta}(\gamma)$ e $\hat{\theta} = \hat{\theta}(\gamma)$.

O teste da hipótese de linearidade equivale a um teste de significância estatística da ausência e efeito *threshold*. Nesse caso, a hipótese nula descreve uma especificação linear simples e pode ser expressa como:

$$H_{01}: \beta = \beta_2 \tag{18}$$

Se os erros são homocedásticos, o teste da razão de verossimilhança será dado pela seguinte equação: $LR_n(\gamma) = n\dfrac{S_n(\gamma) - S_n(\hat{\gamma})}{S_n(\hat{\gamma})}$; se a hipótese de homocedasticidade for rejeitada, a estatística de verossimilhança é redefinida como: $LR_n^*(\gamma) = \dfrac{LR_n(\gamma)}{\hat{\eta}^2} = \dfrac{S_n(\gamma) - S_n(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2\hat{\eta}^2}$.

Uma vez que o parâmetro *threshold* γ (que indica ausência do efeito *threshold*) não é identificado sob a hipótese (18), as distribuições assintóticas de $LR_n(\gamma)$ e $LR_n^*(\gamma)$ não são padronizadas. Nesse caso, Hansen (2000) sugeriu um procedimento *bootstrap*, consistente com heterocedasticidade, para testar a hipótese nula da formulação linear contra a alternativa *threshold*[17].

17 O procedimento *bootstrap* está descrito na rotina para Gauss elaborada por Hansen (2000), disponibilizada em seu *website*, e consiste nas seguintes etapas: (i) gera-se uma amostra aleatória obtida pelo resíduo de MQO do modelo *threshold* estimado; (ii) gera-se a variável dependente *bootstrap* y^* com os resíduos encontrados na tapa anterior; (iii) com a variável y^* simulada, calcula-se a estatística LR^*; (iv) repetem-se as etapas anteriores n vezes; e (v) considera-se como p-valor de *bootstrap* o percentual da estatística LR^* que excede a estatística LR. Hansen (2000) mostrou que, com 1.000 repetições, esse procedimento resulta em p valores corretos assintoticamente.

Para elaborar regiões de confiança baseadas em $LR_n(\gamma)$ e $LR_n^*(\gamma)$ define-se C como o nível de intervalo de confiança assintótico $(C=0,95)$ e $c=c_x(C)$ como o valor crítico do intervalo, sendo definido por $\hat{\Gamma}=\{\gamma: LR_n(\gamma)\leq c\}$ e $\hat{\Gamma}^*=\{\gamma: LR_n^*(\gamma)\leq c\}$.

3.1.5.1 Equação de convergência em clubes da produtividade da mão de obra e terra

O procedimento descrito na seção anterior foi utilizado para identificar os clubes de AMCs na Região Norte e para testar a hipótese da convergência da produtividade da mão de obra e da terra entre as AMCs desses clubes.

Seguindo Mankiw et al. (1992), neste trabalho foram estimadas as seguintes equações de regressão:

$$\begin{cases} \frac{1}{T}\ln\left[\frac{(Y/Trab)_{i,t}}{(Y/Trab)_{i,T-1}}\right]=\{\beta_0^1+\beta_1^1\ln(Y/Trab)_{i,T-1}+\beta_2^1\ln(Cre2004)_i+\beta_3^1\ln(Cre2001)_i \\ +\beta_4^1\ln(Cre1995)_i\}+\varepsilon_i \qquad se \quad (Y/Trab)_{i,T-1}\leq\gamma \\ \frac{1}{T}\ln\left[\frac{(Y/Trab)_{i,t}}{(Y/Trab)_{i,T-1}}\right]=\{\beta_0^2+\beta_1^2\ln(Y/Trab)_{i,T-1}+\beta_2^2\ln(Cre2004)_i+\beta_3^2\ln(Cre2001)_i \\ +\beta_4^2\ln(Cre1995)_i\}+\varepsilon_i \qquad se \quad (Y/Trab)_{i,T-1}>\gamma \end{cases} \tag{19}$$

$$\begin{cases} \frac{1}{T}\ln\left[\frac{(Y/Terra)_{i,t}}{(Y/Terra)_{i,T-1}}\right]=\{\beta_0^1+\beta_1^1\ln(Y/Terra)_{i,T-1}+\beta_2^1\ln(Cre2004)_i+\beta_3^1\ln(Cre2001)_i \\ +\beta_4^1\ln(Cre1995)_i\}+\varepsilon_i \qquad se \quad (Y/Terra)_{i,T-1}\leq\gamma \\ \frac{1}{T}\ln\left[\frac{(Y/Terra)_{i,t}}{(Y/Terra)_{i,T-1}}\right]=\{\beta_0^2+\beta_1^2\ln(Y/Terra)_{i,T-1}+\beta_2^2\ln(Cre2004)_i+\beta_3^2\ln(Cre2001)_i \\ +\beta_4^2\ln(Cre1995)_i\}+\varepsilon_i \qquad se \quad (Y/Terra)_{i,T-1}>\gamma \end{cases} \tag{20}$$

em que $\ln(Y/Trab)_{i,T}$ é o logaritmo neperiano da produtividade da mão de obra da i-ésima AMC da Região Norte, medido em 2006; $\ln(Y/Trab)_{i,T-1}$, o logaritmo neperiano da produtividade da mão de obra da i-ésima AMC da

Região Norte, medido em 1996; $\ln(Y / Terra)_{i,T}$, o logaritmo neperiano da produtividade da terra da i-ésima AMC da Região Norte, medido em 2006; $\ln(Y / Trab)_{i,T-1}$, o logaritmo neperiano da produtividade da terra da i-ésima AMC da Região Norte, medido em 1996; $\ln(Cre2004)_i$, o logaritmo neperiano do volume total de crédito da i-ésima AMC da Região Norte, medido em 2004; $\ln(Cre2001)_i$, o logaritmo neperiano do volume total de crédito da i-ésima AMC da Região Norte, medido em 2001; $\ln(Cre1995)_i$, o logaritmo neperiano do volume total de crédito da i-ésima AMC da Região Norte, medido em 1995; β_j^{ϕ} (com $\phi=0,...,4$ e $j=1,...,m$), os parâmetros da equação de regressão que podem diferir de acordo com o clube identificado j; e ε_i , o termo de erro da equação de regressão.

Como definido anteriormente, a variável *threshold* é utilizada para separar a amostra em vários grupos, por isso ela deve representar, da melhor forma possível, as condições econômicas dos países, estados ou municípios. Neste artigo foi usada a produtividade da mão de obra e da terra de 1996 como variável *threshold.*

Apesar de as equações de regressão (19) e (20) considerarem a existência de apenas dois regimes, ou seja, dois clubes, os demais clubes foram determinados a partir da aplicação sequencial do teste de linearidade nas subamostras definidas pela produtividade da mão de obra e da terra em 1996, até que nenhuma nova divisão amostral fosse encontrada em nível de significância de 5%. A evidência de convergência (divergência), por sua vez, está associada com o valor negativo (positivo) e estatisticamente significativo do parâmetro $\left\{\beta_1^j\right\}_{j=1}^{m}$.

Como variável independente no modelo de convergência condicional foi colocada a variável crédito, em vários períodos, para verificar seu efeito no curto, médio e longo prazos. Para o curto prazo, foi colocado o volume total de crédito rural de 2004 (dois anos antes de 2006) para verificar se ela contribuiu para o processo de convergência da produtividade da mão de obra e da terra; o volume total de crédito de 2001 (efeito de cinco anos) verifica o efeito de médio prazo; e o volume total de crédito de 1995 (efeito de 11 anos) analisa o impacto do crédito na convergência no longo prazo.

3.2 Procedimentos utilizados

Na análise empírica, as variáveis produtividade da mão de obra e produtividade da terra na agropecuária foram construídas para as áreas mínimas comparáveis (AMCs) da Região Norte do País nos anos de 1975, 1985, 1996 e 2006. A agregação geográfica utilizada justifica-se pelo fato de terem

ocorrido ao longo do período de estudo diversas emancipações municipais; assim, evita-se o viés de comparação intertemporal de áreas geográficas distintas em suas dimensões, mas de mesma denominação. Os anos foram selecionados para captar um quadro da agropecuária antes e após a criação do FNO.

Para os propósitos do estudo, definiu-se produtividade da mão de obra na agropecuária como a razão entre o valor total adicionado da agropecuária (R$ do ano 2000 deflacionado pelo deflator implícito do Produto Interno Bruto nacional (PIB)) e o total do pessoal ocupado na agropecuária. Já a variável produtividade da terra foi definida como a razão entre o valor adicionado da agropecuária e o somatório das terras utilizadas por lavouras permanentes, lavouras temporárias, pastagens naturais e pastagens plantadas.

Toda a análise desenvolvida para as AMCs da Região Norte foi pautada nas variáveis *produtividade relativa da mão de obra na agropecuária e produtividade relativa da terra na agropecuária*, que é a razão entre as produtividades da mão de obra e terra das AMCs e a média da região Norte. De acordo com Le Gallo (2001), é preferível trabalhar em termos relativos em vez de absolutos para que comovimentos e tendências sejam retirados da série.

As estimativas para os modelos de β e σ-convergência foram feitas no software STATA 12, e as densidades de distribuição, no software Eviews 7. As matrizes de Markov foram construídas no software Excel e no TSRF Econometric Package; a solução do sistema de equações em diferenças foi feita no software Mathematica 8.0; os núcleos estocásticos foram estimados no TSRF Econometric Package; e, por fim, o modelo de *threshold* para análise de clubes de convergência foi feito no software Gauss.

3.3 Fonte de dados

Os dados de valor total adicionado da agropecuária, total do pessoal ocupado na agropecuária e total das terras utilizadas na agropecuária foram obtidos no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – dados macroeconômicos e regionais (IPEADATA) referentes aos Censos Agropecuários dos anos de 1975, 1985, 1996 e 2006, publicados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados relativos ao volume total de crédito concedido por município da Região Norte foram obtidos no Banco da Amazônia.

Na Tabela 1 apresentam-se as estatísticas descritivas do banco de dados utilizado para a investigação do processo de convergência da produtividade da mão de obra e da produtividade da terra nas áreas mínimas comparáveis (AMCs) da Região Norte do Brasil.

Pela sua análise, percebe-se que as AMCs da Região Norte apresentam um padrão oscilatório semelhante para a média e o desvio-padrão do PIB da agropecuária (valor adicionado), o qual cresce de 1975 para 1985, para uma posterior queda de 1985 para 1996 e um novo aumento de 1996 para 2006.

O mesmo pode ser dito para a média e o desvio-padrão do total do pessoal ocupado na agropecuária até a transição 1985/1996; a distinção fica para a transição 1996/2006, em que se observa queda dessa variável.

A produtividade absoluta da mão de obra na agropecuária apresenta comportamento ascendente tanto para a média quanto para o desvio-padrão. Caracterização semelhante ocorre para o desvio-padrão da produtividade relativa da mão de obra na agropecuária; já a média desta variável apresenta o valor unitário pelo fato de a distribuição estar normalizada pela média da Região Norte.

Tabela 01 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas para o cálculo do processo de convergência nas AMCs da Região Norte do Brasil

Variável	Ano	Áreas mínimas comparáveis			
		Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
PIB Agropecuário R$ de 2000 (mil)	1975	R$ 16.933,49	R$ 26.464,93	-R$ 15.756,59	R$ 170.431,63
	1985	R$ 43.442,65	R$ 92.761,24	-R$ 28.874,60	R$ 716.870,36
	1996	R$ 35.186,61	R$ 74.435,33	R$ 443,60	R$ 646.634,82
	2006	R$ 42.952,54	R$ 127.219,20	R$ 1.613,71	R$ 1.333.580,11
Pessoal ocupado na agropecuária	1975	11206	17053	535	115151
	1985	17329	36941	566	324440
	1996	13131	31289	216	304523
	2006	10100	24620	326	243113
Produtividade da mão de obra na agropecuária	1975	1.67	1.17	-5.05	8.03
	1985	2.74	2.01	-3.16	12.19
	1996	3.15	2.35	0.66	15.44
	2006	4.7	4.12	0.29	29.24
Produtividade relativa da mão de obra na agropecuária	1975	1	0.7	-3.02	4.81
	1985	1	0.73	-1.16	4.45
	1996	1	0.75	0.21	4.9
	2006	1	0.88	0.06	6.22
Terras utilizadas na agropecuária (hectares)	1975	110248	263523	414.3	2490619.82
	1985	164735	318331	568.561	2125091.91
	1996	184326	422339	88.629	3354376.79
	2006	209193	536624	632	5100000
Produtividade da terra na agropecuária	1975	1.49	2.66	-0.45	24.72
	1985	1.75	2.75	-0.56	18.7
	1996	1.57	2.51	0.02	15.64
	2006	0.78	3.25	0.02	38.27
Produtividade relativa da terra na agropecuária	1975	1	1.78	-0.31	16.61
	1985	1	1.57	-0.32	10.7
	1996	1	1.6	0.01	9.94
	2006	1	4.15	0.02	48.93
Volume total de crédito	1995	R$ 1.342.910,16	R$ 3.682.996,51	R$ 0.00	R$ 31.000.000,00
	2001	R$ 2.309.912,38	R$ 5.456.425,84	R$ 0.00	R$ 43.000.000,00
	2004	R$ 5.971.242,80	R$ 16.332.236,80	R$ 0.00	R$ 160.000.000,00
N.º de obs./ano: 143					

Fonte: resultados da pesquisa.

No caso das terras utilizadas na agropecuária, tem-se um padrão ascendente para a média e o desvio-padrão. A produtividade absoluta da terra tem um padrão oscilatório para a média: aumenta de 1975 para 1985 e depois decresce até 2006. O mesmo ocorre com o seu desvio-padrão, exceto pelo fato de este decrescer somente até 1996.

A produtividade relativa da terra tem sua média igual à unidade pelo motivo já exposto, e seu desvio-padrão decresce de 1975 para 1985 e depois cresce até 2006. Por fim, o volume total de crédito concedido apresenta tendência ascendente tanto para a média quanto para o desvio-padrão para os anos de 1995, 2001 e 2004.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção serão apresentados os resultados da pesquisa com as primeiras evidências e a discussão dos dados de. β-convergência e σ-convergência.

4.1 Primeiras evidências

O Mapa 1 apresenta a disposição espacial da produtividade relativa[18] da mão de obra na agropecuária da Região Norte com base em cinco intervalos de produtividade e quatro pontos distintos do tempo, quais sejam 1975, 1985, 1996 e 2006. Essa sequência temporal deve ser lida, no mapa, da esquerda para a direita.

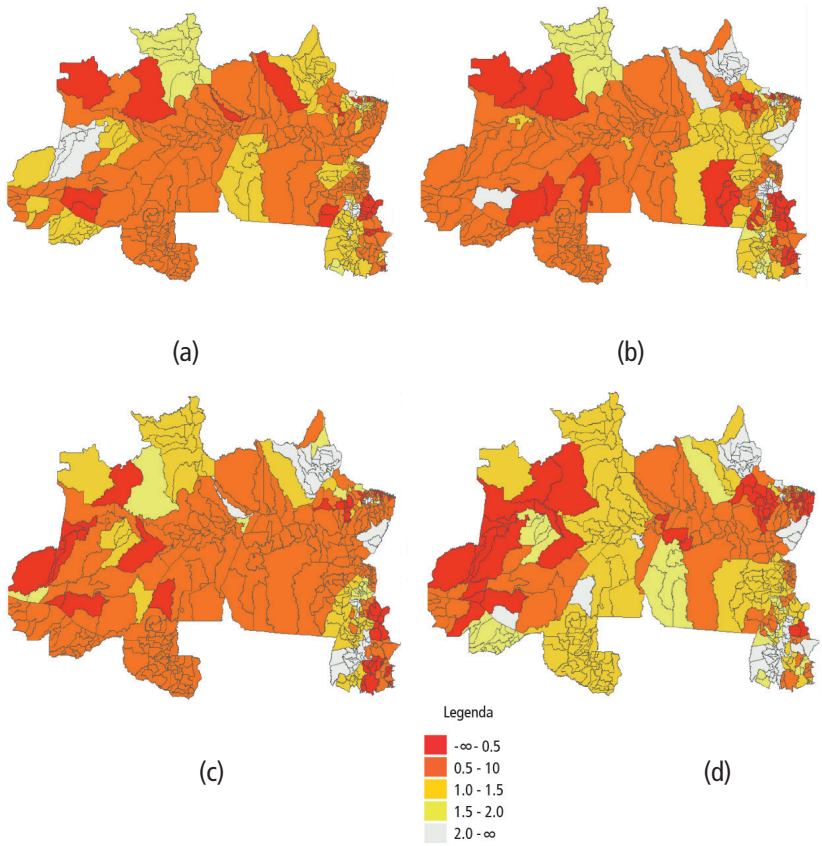
Para a primeira faixa de produtividade, percebe-se que não existe um padrão locacional bem definido no início do período, estando, em 1975 e 1985, dissipada ao longo das extremidades da Região Norte. O início de um padrão começa a ser definido em 1996 e 2006, quando essa faixa de produtividade ocupa, em sua maior parte, a porção oeste da região.

A segunda faixa de produtividade possui um padrão semelhante para os anos de 1975 a 1996; só em 2006 há uma mudança brusca, em que essa faixa ocupa porções a leste e oeste da região.

No caso da terceira faixa de produtividade, tem-se, em termos qualitativos, o mesmo fenômeno da primeira; só em 2006 parece haver um padrão locacional bem definido, em que essa faixa passa a ocupar, predominantemente, a porção central da Região Norte.

18 Como a produtividade da mão de obra está normalizada pela média do estado, o valor de 0,5 na legenda de cada gráfico refere-se à metade da média estadual, o valor de 2, a duas vezes a média do estado, e assim por diante.

Mapa 1 – Disposição espacial da produtividade relativa da mão de obra na agropecuária da Região Norte nos anos de 1975 (a), 1985 (b), 1996 (c) e 2006 (d)



Fonte: elaborado pelos autores.

A quarta faixa ocupa em 1975 e 1985 o extremo norte da região; em 1996 e 2006, esse padrão se dissipa e esta não esboça nenhum padrão de aglomeração definido. Por fim, a quinta faixa ocupa, de forma predominante ao longo de todos os anos, a porção leste da região.

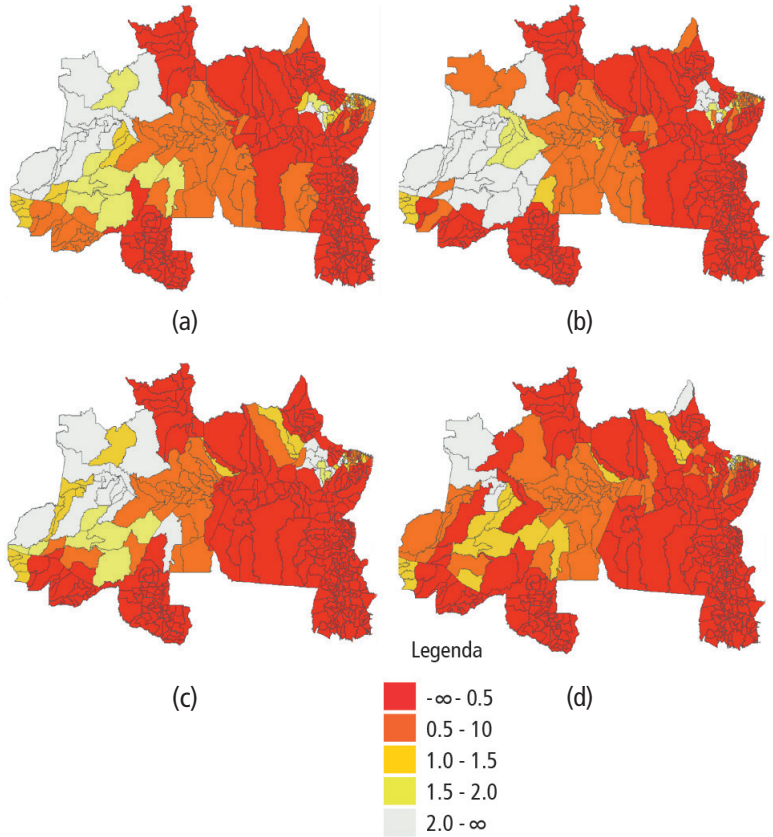
Em termos de dinâmica, nota-se que, de 1975 a 1985, as principais transições ocorrem entre as faixas de produtividade 1, 2 e 3. Assim, têm-se, a oeste da Região Norte, transições das faixas 1, 3 e 5 para a faixa 2. No centro, norte e sul da região, pouca transição ocorre. Na porção leste da região ocorre um movimento contrário ao verificado a oeste. Há transições da faixa 2 para as faixas 1, 3 e 5. A faixa 4 apresenta uma dinâmica de persistência.

De 1996 a 2006, percebe-se que na porção oeste da região há uma dinâmica de transição da faixa 2 para as faixas 1, 3 , 4 e 5. Na porção central, as transições são da faixa 2 para a 3 e 4. Já na porção leste da região há uma dinâmica de persistência com pouca mobilidade.

Agora será analisado da disposição espacial da produtividade relativa da terra apresentada no Mapa 2. A primeira característica que emerge ao se visualizar essa figura é a existência de um padrão locacional bem definido das faixas de produtividade ao longo de todos os anos selecionados. Assim, na porção oeste da região vê-se certa predominância das faixas 5 e 4 de produtividade (exceto para o ano de 2006); na porção central, da faixa 2; e na porção leste, da faixa 1.

A principal dinâmica que ocorre está na porção oeste da região, em que há transições das faixas 4 e 5 para as faixas 1, 2 e 3. Essa dinâmica é mais forte de 1996 a 2006. No restante da região há pouca mobilidade.

Mapa 02 – Disposição espacial da produtividade relativa da terra na agropecuária da Região Norte nos anos de 1975 (a), 1985 (b), 1996 (c) e 2006 (d)



Fonte: elaborado pelos autores.

4.2 β-convergência e σ-convergência

4.2.1 Produtividade da mão de obra

Os resultados do teste de β-convergência absoluta para MQO e RQ são apresentados na Tabela 2. Na estimativa de RQ foram feitas análises para os quantis 25, 50 e 75.

Tabela 2 – Convergência absoluta – mínimos quadrados ordinários e regressão quantílica. Variável dependente: taxa de crescimento média, em termos reais, da produtividade relativa da mão de obra na agropecuária

Variável	Quantil	Eq. 1: 1975-1985		Eq. 2: 1996-2006	
		Coef.	P-valor	Coef.	P-valor
Constante	0.25	-0.395	0.000*	-0.796	0.000*
	0.5	-0.141	0.003*	-0.145	0.104***
	0.75	0.157	0.017**	0.319	0.000*
	MQO	-0.140	0.004	-0.230	0.001*
Produtividade da mão de obra no início do período	0.25	-0.379	0.025**	-0.486	0.018**
	0.5	-0.429	0.001*	-0.315	0.084***
	0.75	-0.410	0.000*	-0.490	0.000*
	MQO	-0.615	0.000*	-0.518	0.000*

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: *Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. ***Significativo a 10%.

Interesse primário recai sobre o sinal do coeficiente da variável produtividade relativa da mão de obra no início do período (parâmetro β). Como destacado, um parâmetro β negativo é um indicativo de β-convergência absoluta. Conforme pode ser inferido a partir da Tabela 2, o coeficiente β apresentou sinal negativo e foi significativo a 5%, exceto para o quantil 50 na transição 1996-2006, em que este foi significativo a 10%. Esse resultado foi robusto à variação dos quantis em cada janela de transição e também o foi à variação da janela de transição. Ou seja, estimando-se pela média (MQO) ou por meio da RQ sobre os quantis 25, 50 e 75 e variando-se a janela de transição (1975 a 1985 e 1996 a 2006), o resultado em termos qualitativos não sofre alteração.

Como já ressaltado na seção metodológica, uma das vantagens de se utilizar a estimativa de RQ sobre a de MQO é a superação do problema de heterocedasticidade. De fato, conforme a Tabela 3, esse problema não se mostra importante em termos estatísticos na regressão para os períodos de 1975 a

1985 e 1996 a 2006. Ou seja, se o interesse ao utilizar a RQ fosse unicamente evitar heterocedasticidade, não seria justificável sua aplicação. Contudo, o interesse aqui vai além de evitar o problema da heterocedasticidade e recai também sobre a necessidade de analisar o efeito da convergência sobre toda a distribuição de produtividade, e não somente sobre sua média.

Tabela 3 – Teste de heterocedasticidade na estimativa de mínimos quadrados ordinários para convergência absoluta

Teste Breusch-Pagan/Cook-Weisberg Hipótese nula: Variância Constante	
Equação Sob Teste	P-Valor
Eq. 1: 1975-1985	0.1417
Eq. 2: 1996-2006	0.3657

Fonte: resultados da pesquisa.

Tendo obtido diferentes estimativas do parâmetro β, as quais a princípio variam entre os quantis, deve-se analisar se essa variação ocorre do ponto de vista estatístico. A Tabela 4 desempenha esse papel, ao testar se os parâmetros variam entre os quantis 25, 50 e 75.

Tabela 4 – Teste de igualdade dos coeficientes da regressão quantílica para convergência absoluta

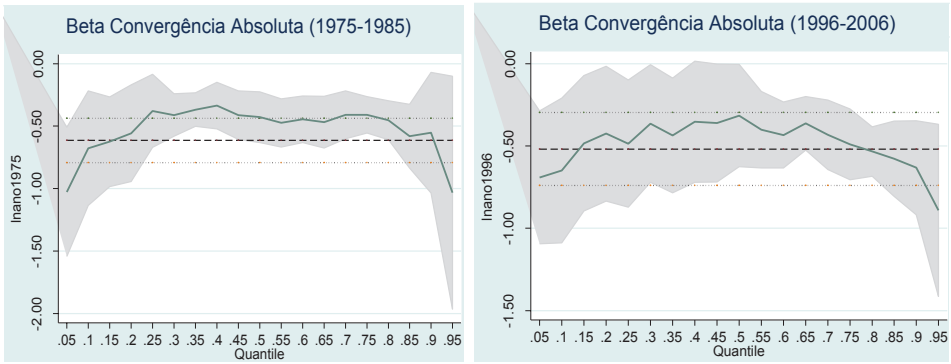
Equação sob teste	Variável	q25=q50=q75* P-Valor	q50=q75** P-Valor
Eq. 1: 1975-1985	Produtividade da mão de obra	0.9347	0.8355
Eq.5: 1996-2006	no início do período	0.3649	0.2414

Fonte: resultados da pesquisa.
Nota: *Compara o coeficiente do quantil 25 com os coeficientes dos quantis 50 e 75.
**Compara o coeficiente do quantil 50 com o coeficiente do quantil 75.

Pelo P-Valor reportado, não se rejeita a hipótese nula de igualdade entre os coeficientes da regressão quantílica. Em outras palavras, o processo de convergência sobre a média da distribuição de produtividades relativas e sobre os diferentes quantis desta não apresenta impacto diferenciado.

O Gráfico 1 resume em termos gráficos os resultados expostos na Tabela 2 e a amplia, ao exibir as estimativas do parâmetro β, bem como seu intervalo de confiança de 95%, para diversos quantis além dos já utilizados na análise precedente. Percebe-se por esta figura que, em termos qualitativos, os resultados não se alteram pelo incremento de mais quantis que não os quantis 25, 50 e 75.

Gráfico 1 – Estimativas dos parâmetros de β-convergência absoluta para MQO e RQ em diferentes quantis 1975 a 1985 (a) e 1996 a 2006 (b)



(a) (b)

Fonte: resultados da pesquisa.

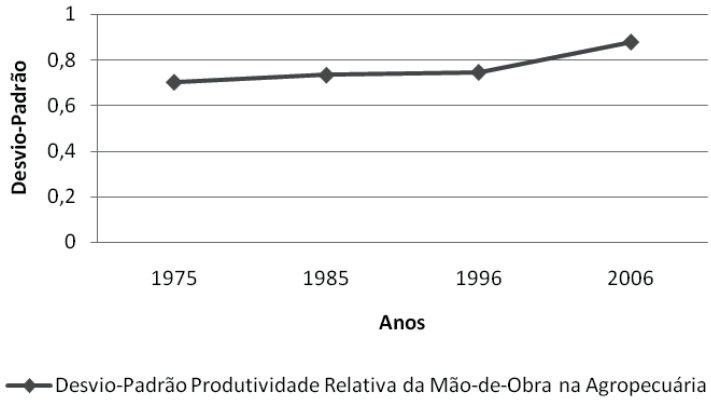
A ausência de sigma convergência tanto para o período de 1975 a 1985 como para o período de 1996 a 2006 pode ser vista na Tabela 5, em que os índices calculados são superiores à unidade. O Gráfico 2 corrobora esses resultados: observa-se aumento do desvio-padrão da produtividade relativa da mão de obra na agropecuária de 1975 a 2006.

Tabela 5 – σ-convergência entre as AMCs da Região Norte do Brasil

Áreas mínimas comparáveis	Período	Razão do desvio-padrão da produtividade relativa entre o período final e inicial coeficiente σ
	1975-1985	1.0436477
	1996-2006	1.1753719

Fonte: resultados da pesquisa.

Gráfico 2 – Evolução do desvio-padrão da produtividade relativa da mão de obra na agropecuária entre AMCs da Região Norte do Brasil, 1975 a 2006



Fonte: resultados da pesquisa.

4.2.2 Produtividade da terra

As estruturas das tabelas e gráficos desta seção seguem o mesmo padrão da seção 4.2.1; por esse motivo, as análises serão menos didáticas e mais diretas, no intuito de tornar o texto mais dinâmico[19].

A Tabela 6 apresenta os resultados de β-convergência absoluta para MQO e RQ para a variável produtividade relativa da terra.

Tabela 6 – Convergência absoluta - mínimos quadrados ordinários e regressão quantílica. Variável dependente: taxa de crescimento média, em termos reais, da produtividade relativa da terra na agropecuária

Variável	Quantil	Eq. 1: 1975-1985		Eq. 2: 1996-2006	
		Coef.	P-valor	Coef.	P-valor
Constante	0.25	-0.573	0.000*	-1.121	0.000*
	0.5	-0.172	0.029**	-0.495	0.003*
	0.75	0.268	0.052***	0.161	0.205NS
	MQO	-0.095	0.219NS	-0.533	0.000*
Produtividade da terra no início do período	0.25	-0.159	0.000*	-0.638	0.000*
	0.5	-0.156	0.000*	-0.567	0.000*
	0.75	-0.131	0.008*	-0.470	0.000*
	MQO	-0.159	0.000*	-0.597	0.000*

Fonte: resultados da pesquisa.
Nota: *Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. ***Significativo a 10%%. NS Não Significativo.

19 A mesma sequência será adotada nas seções seguintes toda vez que se repetir a análise em termos de estrutura.

Assim como no caso da variável produtividade relativa da mão de obra, foram obtidos sinais negativos e estatisticamente significativos a 1% de significância dos parâmetros de β-convergência; essa conclusão é válida para todos os quantis e janelas de transição analisados.

O problema de heterocedasticidade se mostrou relevante na transição 1996-2006, como se pode inferir pela Tabela 7, denotando a vantagem da RQ sobre o MQO neste caso específico.

Tabela 7 – Teste de heterocedasticidade na estimativa de mínimos quadrados ordinários para convergência absoluta

Teste Breusch-Pagan/Cook-Weisberg Hipótese nula: Variância Constante	
Equação Sob Teste	P-Valor
Eq. 1: 1975-1985	0.6057
Eq. 2: 1996-2006	0.0001

Fonte: resultados da pesquisa.

O teste da hipótese de igualdade de coeficientes entre os diferentes quantis é mostrado na Tabela 8. Vê-se que na transição 1996-2006 todos os quantis apresentam coeficientes estatisticamente distintos a 5% de significância, mostrando assim que o resultado de β-convergência absoluta se apresenta quantitativamente diferente ao longo da distribuição de produtividade, o que não seria captado pela análise de MQO.

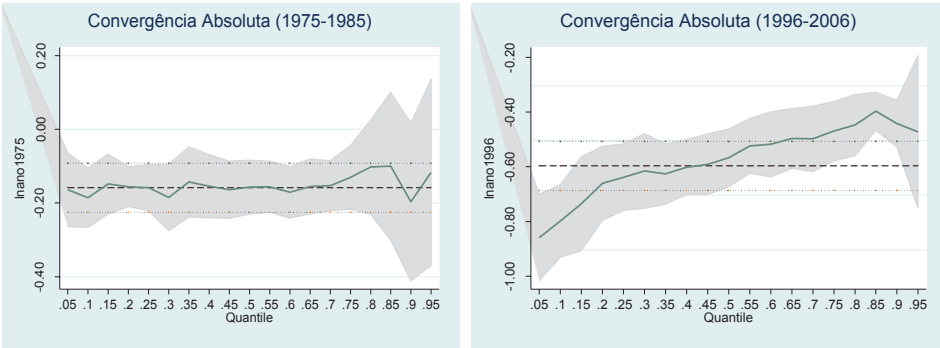
Tabela 8 – Teste de igualdade dos coeficientes da regressão quantílica para convergência absoluta

Equação sob teste	Variável	q25=q50=q75* P-Valor	q50=q75** P-Valor
Eq. 1: 1975-1985	Produtividade da terra	0.8159	0.5424
Eq. 5: 1996-2006	no início do período	0.0384	0.0448

Fonte: resultados da pesquisa.
Nota: *Compara o coeficiente do quantil 25 com os coeficientes dos quantis 50 e 75.
**Compara o coeficiente do quantil 50 com o coeficiente do quantil 75.

O Gráfico 3 resume em termos gráficos os resultados expostos na Tabela 6 e a amplia, ao exibir as estimativas do parâmetro β, bem como seu intervalo de confiança de 95%, para diversos quantis além dos já utilizados na análise precedente. Percebe-se por essa figura que, em termos qualitativos, os resultados não se alteram pelo incremento de mais quantis que não os quantis 25, 50 e 75.

Gráfico 3 – Estimativas dos parâmetros de β-convergência absoluta para MQO e RQ em diferentes quantis, 1975 a 1985 (a) e 1996 a 2006 (b)



(a) (b)

Fonte: resultados da pesquisa.

Com relação ao processo de σ-convergência, têm-se resultados distintos daqueles obtidos na análise da produtividade relativa da mão de obra, pelo menos na transição 1975-1985. Isso pode ser visto na Tabela 9.

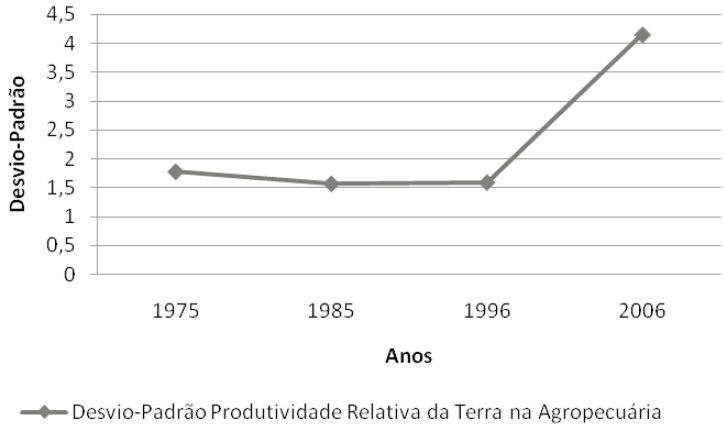
Tabela 9 – σ-convergência entre as AMCs da Região Norte do Brasil

Áreas mínimas comparáveis	Período	Razão do desvio-padrão da produtividade relativa entre o período final e inicial - coeficiente σ
	1975-1985	0.8827871
	1996-2006	2.5991803

Fonte: resultados da pesquisa.

Tem-se claramente um processo de σ-convergência no primeiro período e ausência deste no segundo período. O Gráfico 4 ressalta esses resultados, ao plotar o desvio-padrão da produtividade relativa da terra nos anos selecionados. Observa-se uma tendência descendente até 1996 e posterior reversão para o ano de 2006.

Gráfico 4 – Evolução do desvio-padrão da produtividade relativa da terra na agropecuária entre as AMCs da Região Norte do Brasil, 1975 a 2006



Fonte: resultados da pesquisa.

A utilização do primeiro e do segundo momento da distribuição de produtividades relativas não é capaz de fornecer informações do formato dessa distribuição, como polarização e estratificação[20]. Essa informação é captada pelo estudo das densidades de distribuição, a ser tratado na seção seguinte.

4.3 Densidades de distribuição

4.3.1 Produtividade da mão de obra

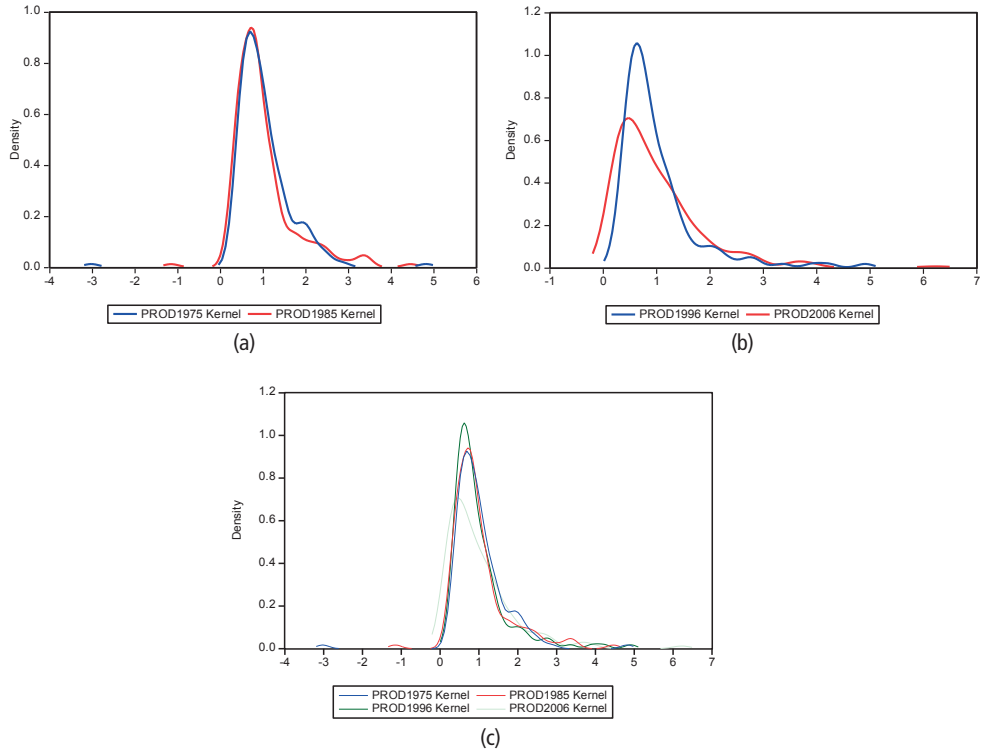
O Gráfico 5 mostra as densidades[21] da produtividade relativa[22] da mão de obra na agropecuária das AMCs da Região Norte do Brasil para os anos de 1975, 1985, 1996 e 2006. A figura apresenta três painéis ("a", "b" e "c") e deve ser lida em sequência horizontal. Os painéis "a" e "b" fazem uma comparação das densidades entre o período 1975 a 1985 e 1996 a 2006, respectivamente, sendo o ano inicial de cada período em azul e o ano final em vermelho. O painel "c" plota as densidades de todos os anos em um só gráfico, o que possibilita visualizar o movimento das densidades de distribuição ao longo de todo o período analisado.

20 Estes dois termos foram cunhados em Quah (1997): o primeiro denota a formação de dois grupos opostos (duas modas na distribuição), um de alta renda e outro de baixa renda, e o segundo denota uma situação em que não só dois grupos, mas diversos (mais de duas modas na distribuição), são formados.

21 Estas densidades foram estimadas pelo método de suavização do núcleo gaussiano, conforme descrito no referencial analítico.

22 Como a produtividade da mão de obra está normalizada pela média da região Norte, o valor de 0,5 no eixo horizontal de cada gráfico refere-se à metade da média regional, o valor de 2, a duas vezes à média regional, e assim por diante.

Gráfico 5 – Evolução das densidades de distribuição da produtividade relativa da mão de obra na agropecuária entre as AMCs da Região Norte, 1975 a 1985 (a), 1996 a 2006 (b) e 1975 a 2006 (c)



Fonte: resultados da pesquisa.

Na análise desse gráfico, uma densidade mais concentrada (leptocúrtica) indica maior convergência, enquanto uma densidade mais achatada (platicúrtica) indica maior dispersão das produtividades e, consequentemente, maior divergência.

A primeira característica que emerge é a predominância de uma distribuição unimodal, com deslocamento de massa para a esquerda em ambas as janelas de transição. Outra característica percebida pela análise do Gráfico 5 é a presença de pequenas modas na extremidade da cauda direita das distribuições, sugerindo um indício de polarização entre regiões de alta e baixa produtividade.

Em geral, a dinâmica que parece estar ocorrendo em grande parte das AMCs da Região Norte é de convergência para classes inferiores de produtividade relativa da mão de obra na agropecuária. Entretanto, ainda não é possível identificar em que estratos de produtividade estão ocorrendo as migrações que levaram a esse fenômeno, o que é necessário para que se possa fornecer uma possível explicação.

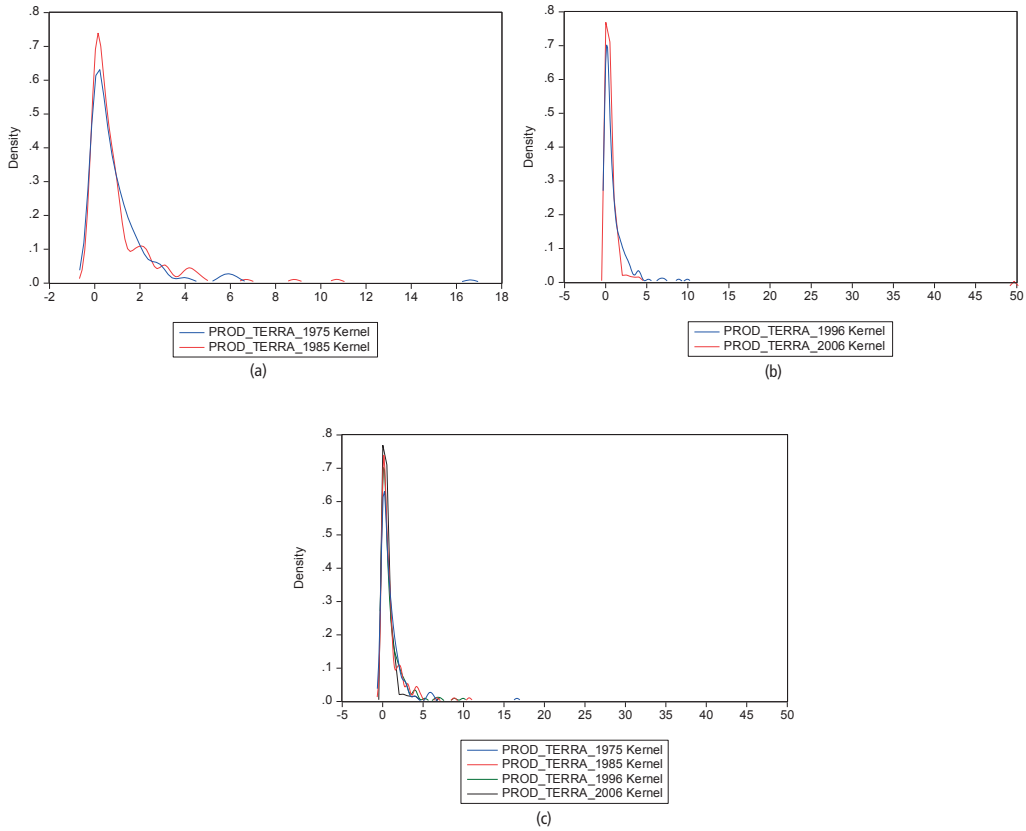
Isso ocorre porque a análise das densidades revela o comportamento da população de produtividades nos períodos selecionados; é uma análise basicamente estática, ao comparar +densidades entre dois pontos no tempo, portanto, carece de uma "lei de movimento" que seja capaz de elucidar a dinâmica que leva a uma ou a outra distribuição. São AMCs de alta produtividade que deixam de sê-lo, ou AMCs de baixa produtividade que agravam ainda mais sua situação? Existe persistência na distribuição? Onde ela é mais acentuada? Visando preencher essa lacuna, serão apresentados os resultados das seções 4.4 e 4.5.

4.3.2 Produtividade da terra

O Gráfico 6 tem o mesmo papel do Gráfico 5 aqui se analisa a produtividade relativa da terra. Ao visualizar tal figura, tem-se uma distribuição unimodal para todos os anos selecionados. Outra característica, a qual está presente nas duas janelas de transição, é a de alta persistência[23]; em outras palavras, as distribuições pouco se alteraram ao longo dos anos.

23 Persistência aqui deve ser entendida como o resultado de um processo dinâmico. Uma distribuição no período t pode ficar inalterada (sem transições internas) até o período t+1 e isso indicar persistência ou, ainda, pode haver transições internas que gerem uma distribuição em t+1 semelhante a t (um indivíduo pobre fica rico e outro rico fica pobre – houve transição interna, mas a distribuição permaneceu inalterada). Veja que no primeiro caso o fenômeno de persistência pode ser atribuído à falta de mobilidade e ao formato da distribuição entre dois períodos. Já no segundo caso, o termo persistência só pode ser atribuído à forma da distribuição, já que se assume que houve mobilidade interna na distribuição entre dois períodos distintos de tempo.

Gráfico 6 – Evolução das densidades de distribuição da produtividade relativa da terra na agropecuária entre as AMCs da Região Norte, 1975 a 1985 (a), 1996 a 2006 (b) e 1975 a 2006 (c)



Fonte: resultados da pesquisa.

Na transição 1975-1985 houve pequeno ganho de massa para valores ligeiramente superiores a 0 e perda de massa para valores entre 1 e 2. Na transição 1996-2006 essa análise permanece qualitativamente inalterada.

Conforme mencionado na seção anterior, necessita-se adicionar a essa análise um componente dinâmico para que se possa mapear como uma distribuição de um determinado ano se transforma em outra. É o que se faz a seguir.

4.4 Matrizes de transição de Markov

4.4.1 Produtividade da mão de obra

Para o teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov, adotando-se o nível de significância de 1%, os resultados indicam que nenhuma das distribuições de produtividade relativa da mão de obra na agropecuária da Região Norte segue uma distribuição normal (Anexo A). Mesmo diante desse resultado, adotou-se o procedimento de Magrini (1999) para o cálculo do intervalo de classes, seguindo a sugestão desse autor de que o método se ajusta mesmo em observações que não sigam uma distribuição normal.

Na Tabela 10 estão as classes de produtividade relativa da mão de obra na agropecuária, bem como a amplitude do intervalo de classes obtido para o período de 1975 a 1985. As classes foram definidas de forma a se ter a primeira classe com intervalo aberto à esquerda e a última classe com intervalo aberto à direita; com isso, garante-se que as distribuições no período inicial e final se comuniquem mesmo na presença de *outliers.*

Tabela 10 – Classes de produtividade relativa da mão de obra na agropecuária entre AMCs da Região Norte do Brasil, 1975 a 1985

	1975-1985 n=143 AMCs; h=0.37	
Classes	Li	Ls
1	-	0.37
2	0.37	0.75
3	0.75	1.12
4	1.12	1.49
5	1.49	1.87
6	1.87	2.24
7	2.24	2.61
8	2.61	-

Fonte: resultados da pesquisa.
Nota: Li= limite inferior; Ls= limite superior.

Com base nas classes de produtividade apresentadas é que foi estimada a matriz de transição de Markov presente na Tabela 11. Ao analisá-la, o que se nota é uma alta probabilidade de AMCs que estavam na segunda, terceira e quinta classes no período inicial permanecerem nessa mesma classe no período final.

Outro resultado demonstrado pelas estimativas contidas na Tabela 11 é a predominância de probabilidades mais altas abaixo da diagonal principal da matriz, o que denota que, quando existe transição, esta ocorre com maior chance para classes inferiores.

Tabela 11 – Matriz de transição de Markov para AMCs da Região Norte do Brasil, 1975 a 1985

	1975-1985							
	1	2	3	4	5	6	7	8
1(6)	0.17	0.33	0.00	0.17	0.17	0.00	0.00	0.17
2(50)	0.16	0.52	0.22	0.08	0.00	0.00	0.00	0.02
3(41)	0.05	0.29	0.41	0.12	0.02	0.00	0.05	0.05
4(26)	0.04	0.12	0.46	0.12	0.08	0.08	0.04	0.08
5(6)	0.00	0.00	0.17	0.17	0.50	0.00	0.17	0.00
6(8)	0.00	0.13	0.13	0.38	0.25	0.13	0.00	0.00
7(4)	0.25	0.50	0.00	0.00	0.00	0.25	0.00	0.00
8(2)	0.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.50	0.00	0.00

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: os valores entre parênteses indicam o número de AMCs em cada classe no período inicial.

Após a construção da matriz de transição de Markov, pode-se resolver o sistema de equações em diferenças, o que irá gerar a trajetória das classes de produtividade até o estado estacionário. A Tabela 12 faz essa exposição, mostrando a distribuição no período inicial, até três interações à frente e no estado estacionário.

Tabela 12 – Dinâmica das classes de produtividade relativa da mão de obra na agropecuária entre AMCs da Região Norte do Brasil em direção ao equilíbrio de longo prazo, 1975 a 1985

Região Norte por AMC							
Classes de produtividade			Dinâmica das 8 classes de produtividade da mão de obra na agropecuária da região Norte em direção ao equilíbrio de longo prazo (em %)				
			Períodos (cada período se refere a intervalo de 11 anos)				
	Li	Ls	Inicial	3	6	9	Estado estacionário
1 -	-	0.37	4.20	11.38	11.73	11.57	11.56
2 -	0.37	0.75	34.97	31.99	30.61	30.36	30.34
3 -	0.75	1.12	28.67	24.63	24.38	24.46	24.46
4 -	1.12	1.49	18.18	11.25	11.97	11.98	11.99
5 -	1.49	1.87	4.20	9.12	8.92	9.18	9.20
6 -	1.87	2.24	5.59	3.84	4.63	4.62	4.62
7 -	2.24	2.61	2.80	3.48	3.06	3.18	3.19
8 -	2.61	-	1.40	4.30	4.72	4.65	4.65

Fonte: resultados da pesquisa.
Tempo necessário para atingir a metade do caminho em direção ao estado estacionário (em anos) = ln(2)/ ln(maior autovalor, exceto o unitário) = 9.
Nota: Li= limite inferior; Ls= limite superior.

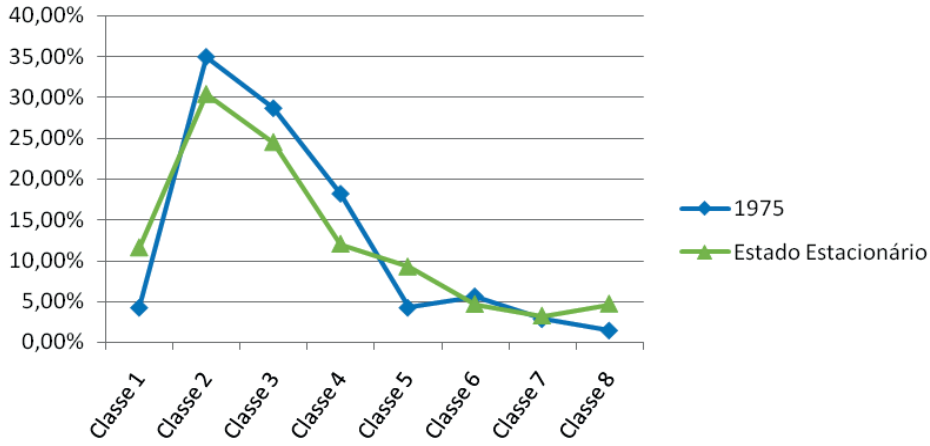
Vê-se por esta tabela que, no estado estacionário, houve aumento de AMCs nas classes 1, 5, 7 e 8. Essa dinâmica foi impulsionada principalmente pelas classes 2, 3 e 4. Se considerarmos que a classe 1 teve aumento de aproximadamente 7,4 pontos percentuais e que a soma dos decréscimos das classes 2, 3 e 4 foi de aproximadamente 15 pontos percentuais, nota-se que 50% desse movimento foi absorvido pela classe 1 – a classe com o menor nível de produtividade relativa da mão de obra na agropecuária.

A dinâmica positiva fica por conta do incremento das classes 5 e 8, as quais se situam acima da média da Região Norte, sendo acrescidas no estado estacionário de 5 e 3,25 pontos percentuais, respectivamente.

Em 1975, 67,84% das AMCs situavam-se abaixo da média da Região Norte (soma das classes 1, 2 e 3) e, no estado estacionário, esse número passou para 66,36% – uma melhora de 1,48 ponto percentual.

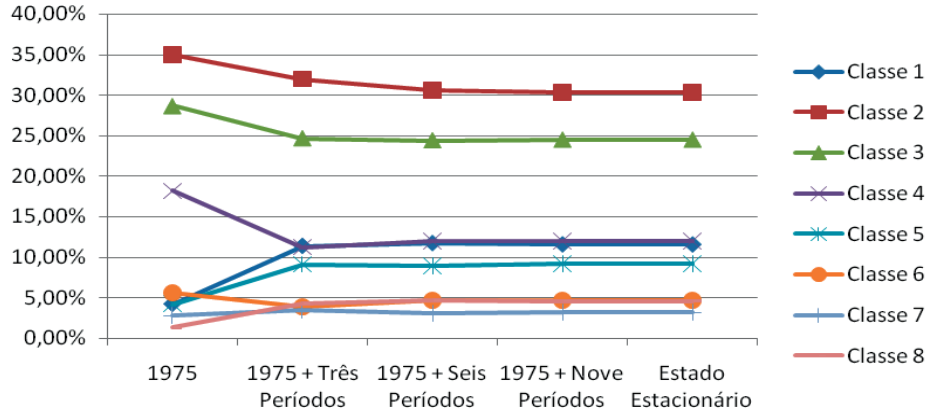
O Gráfico 7 ilustra graficamente o comportamento da distribuição no período inicial (1975) e no estado estacionário, e o Gráfico 8 demonstra o comportamento de cada classe de produtividade até o estado estacionário. Essas figuras têm o papel de tornar a análise da Tabela 12 visual.

Gráfico 7 – Comparativo entre a distribuição de 1975 e a do estado estacionário para AMCs da Região Norte do Brasil



Fonte: resultados da pesquisa.

Gráfico 8 – Evolução das classes de produtividade relativa da mão de obra na agropecuária entre AMCs da Região Norte do Brasil de 1975 até o estado estacionário



Fonte: resultados da pesquisa.

Na Tabela 13 encontram-se as classes de produtividade relativa da mão de obra na agropecuária, bem como a amplitude do intervalo de classes obtido para o período de 1996 a 2006. As classes foram definidas de forma semelhante àquela feita para 1975 a 1985.

Tabela 13 – Classes de produtividade relativa da mão de obra na agropecuária entre AMCs da Região Norte do Brasil, 1996 a 2006

1996-2006 n= 143 AMCs; h=0.42		
Classes	Li	Ls
1	-	0.42
2	0.42	0.84
3	0.84	1.27
4	1.27	1.69
5	1.69	2.11
6	2.11	2.53
7	2.53	2.95
8	2.95	-

Fonte: resultados da pesquisa.
Nota: Li= limite inferior; Ls= limite superior.

Assim como no caso anterior, estimou-se a matriz de transição de Markov presente na Tabela 14 com base nas classes de produtividade apresentadas na Tabela 13. Ao analisá-la, o que se nota é uma alta probabilidade de AMCs que estavam na primeira classe no período inicial permanecerem nesta mesma classe no período final, e probabilidade moderada, para a segunda e sétima classes, de permanecerem na mesma classe no período final.

Outro resultado já demonstrado pelas estimativas contidas na Tabela 11 e que se manteve qualitativamente inalterado pela análise da Tabela 14 é a predominância de probabilidades mais altas abaixo da diagonal principal da matriz, o que denota, novamente, que, quando existe transição, esta ocorre com maior chance para classes inferiores.

Tabela 14 – Matriz de transição de Markov para AMCs da Região Norte do Brasil, 1996 a 2006

	1996-2006							
	1	2	3	4	5	6	7	8
1(14)	0.50	0.36	0.00	0.00	0.00	0.07	0.00	0.07
2(67)	0.34	0.36	0.15	0.09	0.03	0.00	0.03	0.00
3(33)	0.09	0.21	0.21	0.27	0.12	0.00	0.03	0.06
4(13)	0.31	0.23	0.15	0.15	0.15	0.00	0.00	0.00
5(5)	0.00	0.00	0.40	0.20	0.00	0.00	0.20	0.20
6(4)	0.50	0.00	0.25	0.00	0.25	0.00	0.00	0.00
7(3)	0.00	0.00	0.33	0.00	0.33	0.00	0.33	0.00
8(4)	0.00	0.25	0.25	0.00	0.00	0.25	0.25	0.00

Fonte: resultados da pesquisa.
Nota: os valores entre parênteses indicam o número de AMCs em cada classe no período inicial.

A Tabela 15 expõe a distribuição no período inicial, até três iterações à frente e no estado estacionário para o período de 1996 a 2006, baseando-se na matriz de transição de Markov da Tabela 14.

Por esta tabela nota-se que, no estado estacionário, houve aumento significativo de AMCs nas classes 1, 5, 7 e 8. Essa dinâmica foi impulsionada principalmente pelas classes 2 e 3. Se considerarmos que a classe 1 teve aumento de aproximadamente 20 pontos percentuais e que a soma dos decréscimos das classes 2 e 3 foi de aproximadamente 29 pontos percentuais, nota-se que 70% desse movimento foi absorvido pela classe 1 – a classe com o menor nível de produtividade relativa da mão de obra na agropecuária.

A dinâmica positiva fica por conta do incremento das classes 5, 7 e 8, as quais se situam acima da média da Região Norte, sendo acrescidas no estado estacionário de 3,14, 3,39 e 1,56 pontos percentuais, respectivamente.

Em 1996, 79,72% das AMCs situavam-se abaixo da média da Região Norte (soma das classes 1, 2 e 3) e, no estado estacionário, esse número passou para 71,12% – uma melhora de 8,6 pontos percentuais.

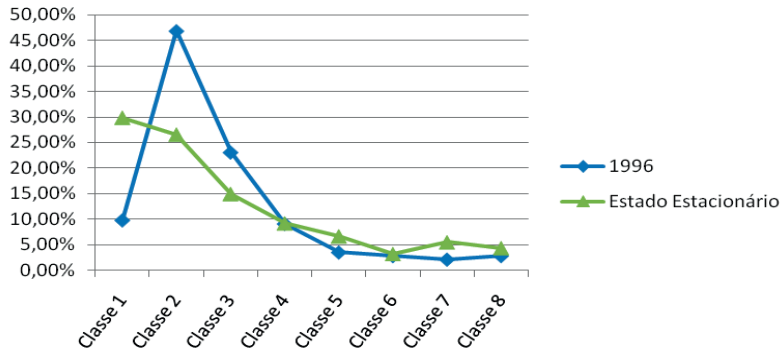
Tabela 15 – Dinâmica das classes de produtividade relativa da mão de obra na agropecuária entre AMCs da Região Norte do Brasil em direção ao equilíbrio de longo prazo, 1996 a 2006

Região Norte por AMC							
Classes de produtividade			Dinâmica das 8 classes de produtividade da mão de obra na agropecuária da região Norte em direção ao equilíbrio de longo prazo (em %)				
			Períodos (cada período se refere a intervalo de 11 anos)				
	Li	Ls	Inicial	3	6	9	Estado estacionário
1 -	-	0.42	9.79	29.87	29.82	29.76	29.75
2 -	0.42	0.84	46.85	26.73	26.52	26.48	26.47
3 -	0.84	1.27	23.08	14.80	14.86	14.89	14.90
4 -	1.27	1.69	9.09	9.37	9.15	9.17	9.18
5 -	1.69	2.11	3.50	6.55	6.61	6.64	6.64
6 -	2.11	2.53	2.80	3.14	3.22	3.22	3.21
7 -	2.53	2.95	2.10	5.25	5.46	5.48	5.49
8 -	2.95	-	2.80	4.29	4.35	4.36	4.36

Fonte: Resultados da pesquisa.
Tempo necessário para atingir a metade do caminho em direção ao estado estacionário (em anos) = ln(2)/ ln(maior autovalor, exceto o unitário) = 14.
Nota: Li= limite inferior; Ls= limite superior.

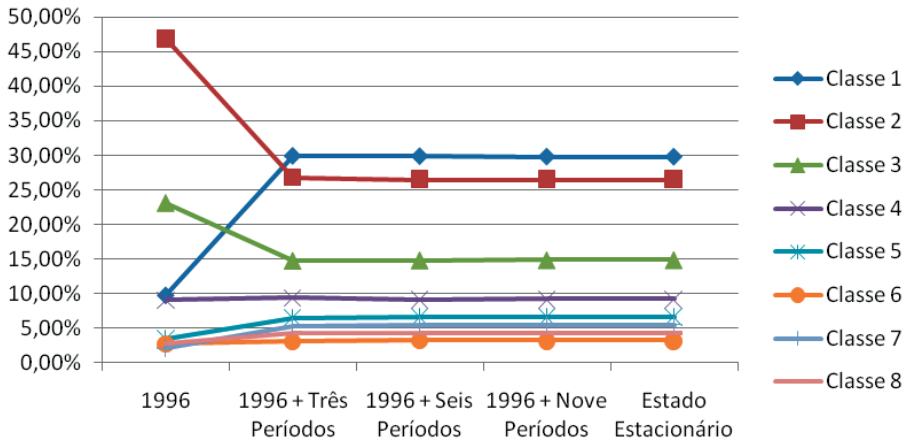
O Gráfico 9 ilustra o comportamento da distribuição no período inicial (1996) e no estado estacionário, e o Gráfico 10 demonstra o comportamento de cada classe de produtividade até o estado estacionário.

Gráfico 9 – Comparativo entre a distribuição de 1996 e a do estado estacionário para AMCs da Região Norte do Brasil.



Fonte: resultados da pesquisa.

Gráfico 10 – Evolução das classes de produtividade relativa da mão de obra na agropecuária entre AMCs da Região Norte do Brasil de 1996 até o estado estacionário



Fonte: resultados da pesquisa.

4.4.2 Produtividade da terra

O teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov para as distribuições de produtividade relativa da terra rejeita-se em nível de 1% de significância a hipótese de normalidade para todos os anos.

Para a transição 1975-1985, foram obtidas seis classes de produtividade, como apresentado na Tabela 16.

Tabela 16 – Classes de produtividade relativa da terra na agropecuária entre AMCs da Região Norte do Brasil, 1975 a 1985

1975-1985 n=143 AMCs		
Classes	Li	Ls
1	-	0.87
2	0.87	1.75
3	1.75	2.62
4	2.62	3.49
5	3.49	4.37
6	4.37	-

Fonte: resultados da pesquisa.
Nota: Li= limite inferior; Ls= limite superior.

Com base nessas classes, estimou-se a matriz de transição de Markov disposta na Tabela 17. Pela análise da matriz de transição de Markov, nota-se alta persistência na primeira classe de produtividade relativa da terra e persistência moderada para as classes 2, 3 e 6, além de probabilidades maiores na parte inferior da diagonal principal, indicando, como antes, maiores chances de migração para classes inferiores de produtividade.

A solução do sistema de equações em diferenças gerou os resultados da Tabela 18. Percebe-se pouca alteração na distribuição devido à alta persistência. No período inicial, a classe 1 inicia com 65,73% das AMCs e termina no estado estacionário com 67,45%. Como resultado positivo tem-se o incremento das classes 3 e 5 (classes que estão acima da média da região) em 2,86 e 0,82 pontos percentuais, respectivamente.

Tabela 17 – Matriz de transição de Markov para AMCs da Região Norte do Brasil, 1975 a 1985

	1975-1985					
	1	2	3	4	5	6
1(94)	0.88	0.06	0.04	0.00	0.01	0.00
2(26)	0.35	0.35	0.08	0.15	0.04	0.04
3(10)	0.30	0.30	0.30	0.00	0.00	0.10
4(6)	0.00	0.33	0.17	0.00	0.33	0.17
5(2)	0.00	0.50	0.50	0.00	0.00	0.00
6(5)	0.00	0.00	0.40	0.20	0.00	0.40

Fonte: resultados da pesquisa.
Nota: os valores entre parênteses indicam o número de AMCs em cada classe no período inicial.

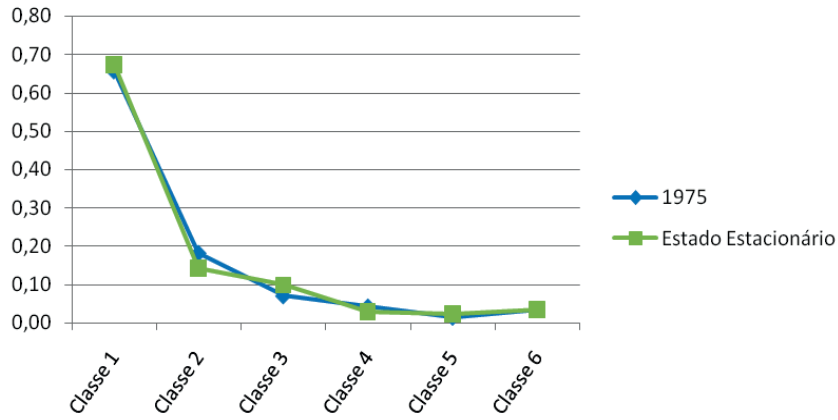
Tabela 18 – Dinâmica das classes de produtividade relativa da terra na agropecuária entre AMCs da Região Norte do Brasil em direção ao equilíbrio de longo prazo, 1975 a 1985

Região Norte por AMC							
Classes de produtividade			Convergência das 6 classes de produtividade da terra na agropecuária da região Norte em direção ao equilíbrio de longo prazo (em %)				
			Períodos (cada período se refere a intervalo de 11 anos)				
	Li	Ls	Inicial	3	6	9	Estado estacionário
1 -	-	0.87	65.73	66.79	67.24	67.38	67.45
2 -	0.87	1.75	18.18	14.51	14.33	14.28	14.26
3 -	1.75	2.62	6.99	10.02	9.91	9.87	9.85
4 -	2.62	3.49	4.20	2.95	2.89	2.87	2.86
5 -	3.49	4.37	1.40	2.27	2.23	2.23	2.22
6 -	4.37	-	3.50	3.45	3.39	3.37	3.35

Fonte: resultados da pesquisa.
Tempo necessário para atingir a metade do caminho em direção ao estado estacionário (em anos) = ln(2)/ ln(maior autovalor, exceto o unitário) = 21.
Nota: Li= limite inferior; Ls= limite superior.

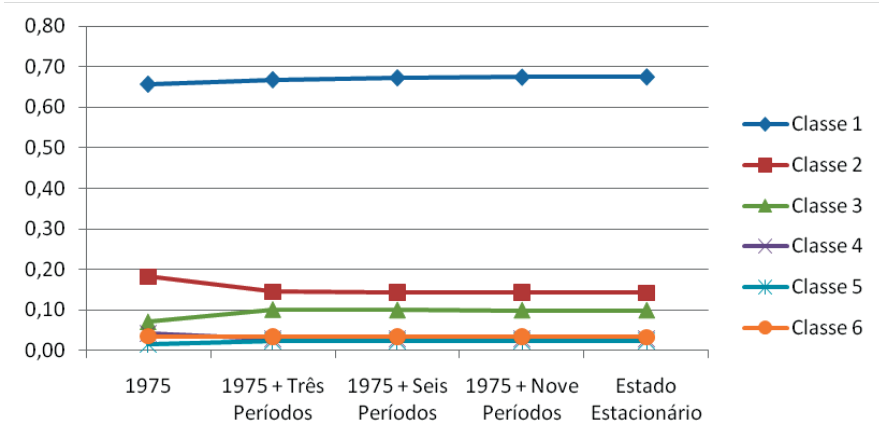
O tempo de meia-vida é de 21 anos. Os Gráficos 11 e 12 resumem os resultados constantes na Tabela 18.

Gráfico 11 – Comparativo entre a distribuição de 1975 e a do estado estacionário para AMCs da Região Norte do Brasil



Fonte: resultados da pesquisa.

Gráfico 12 – Evolução das classes de produtividade relativa da terra na agropecuária entre AMCs da Região Norte do Brasil de 1975 até o estado estacionário



Fonte: resultados da pesquisa.

Para a transição 1996-2006 foram obtidas cinco classes de produtividade relativa da terra, as quais são apresentadas na Tabela 19.

Tabela 19 – Classes de produtividade relativa da terra na agropecuária entre AMCs da Região Norte do Brasil, 1996 a 2006

1996-2006		
n=143 AMCs		
Classes	Li	Ls
1	-	0.83
2	0.83	1.66
3	1.66	2.49
4	2.49	3.32
5	3.32	-

Fonte: Resultados da pesquisa.
Nota: Li= limite inferior; Ls= limite superior.

A matriz de transição de Markov estimada para a transição 1996-2006 é apresentada na Tabela 20.

Tabela 20 – Matriz de transição de Markov para AMCs da Região Norte do Brasil, 1996 a 2006

	1996-2006				
	1	2	3	4	5
1(94)	0.88	0.09	0.02	0.00	0.01
2(21)	0.48	0.48	0.05	0.00	0.00
3(13)	0.62	0.31	0.00	0.00	0.08
4(6)	0.67	0.00	0.00	0.17	0.17
5(9)	0.56	0.11	0.00	0.00	0.33

Fonte: resultados da pesquisa.
Nota: os valores entre parênteses indicam o número de AMCs em cada classe no período inicial.

Em termos qualitativos, pouca diferença há em relação à transição 1975-1985; a diferença quantitativa fica por conta da intensidade das probabilidades que estão abaixo da diagonal principal, principalmente na primeira coluna da matriz, indicando elevadas chances de migração para a primeira classe independentemente da classe de origem.

A solução do sistema de equações em diferenças é apresentada na Tabela 21. Nota-se incremento da primeira classe do período inicial até o estado estacionário em 2,72 pontos percentuais. As classes 3, 4 e 5, que estão acima da média da região, têm suas participações reduzidas no estado estacionário, com destaque para a classe 4, que tende a desaparecer no longo prazo. O tempo de meia-vida é de oito anos.

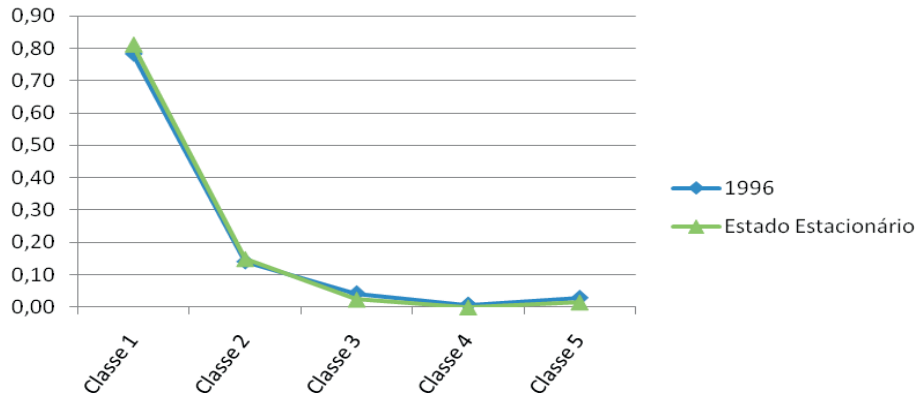
Tabela 21 – Dinâmica das classes de produtividade relativa da terra na agropecuária entre AMCs da Região Norte do Brasil em direção ao equilíbrio de longo prazo, 1996 a 2006

Região Norte por AMC							
Classes de produtividade			Convergência das 5 classes de produtividade da terra na agropecuária da região Norte em direção ao equilíbrio de longo prazo (em %)				
			Períodos (cada período se refere a intervalo de 11 anos)				
	Li	Ls	Inicial	3	6	9	Infinito
1 -	-	0.83	78.32	80.99	81.05	81.06	81.06
2 -	0.83	1.66	13.99	14.93	14.93	14.93	14.93
3 -	1.66	2.49	4.20	2.43	2.44	2.44	2.44
4 -	2.49	3.32	0.70	0.00	0.00	0.00	0.00
5 -	3.32	-	2.80	1.65	1.58	1.57	1.57

Fonte: resultados da pesquisa.
Tempo necessário para atingir a metade do caminho em direção ao estado estacionário (em anos) = ln(2)/ ln(maior autovalor, exceto o unitário) = 8.
Nota: Li= limite inferior; Ls= limite superior.

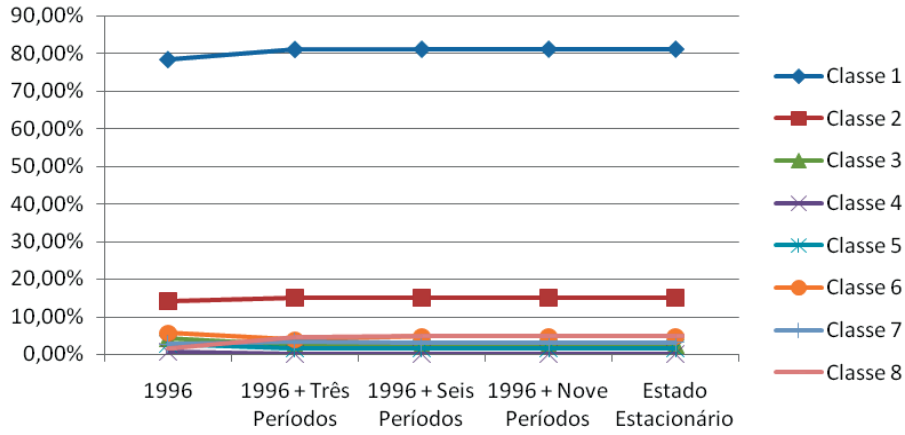
Novamente, os Gráficos 13 e 14 resumem os resultados expostos na Tabela 21.

Gráfico 13 – Comparativo entre a distribuição de 1996 e do estado estacionário para AMCs da Região Norte do Brasil



Fonte: resultados da pesquisa.

Gráfico 14 – Evolução das classes de produtividade relativa da terra na agropecuária entre AMCs da Região Norte do Brasil de 1996 até o estado estacionário



Fonte: resultados da pesquisa.

Na próxima seção, estima-se a probabilidade de transição por meio do uso do núcleo estocástico, para que seja feita análise mantendo-se o tratamento da distribuição dos dados na forma contínua. Procedendo assim, será possível comparar a robustez dos resultados aqui obtidos com a discretização do espaço de produtividades.

4.5 Núcleo estocástico

4.5.1 Produtividade da mão de obra

O Gráfico 15 apresenta as estimativas dos núcleos estocásticos da produtividade relativa da mão de obra na agropecuária para as AMCs da Região Norte do Brasil nos períodos de transição 1975 a 1985 e 1996 a 2006. O primeiro gráfico de cada sequência horizontal mostra o núcleo estocástico em três dimensões, e o segundo, as curvas de nível correspondentes ao núcleo calculado, em que cada linha de contorno conecta pontos de mesma altura no núcleo, com as curvas mais centrais indicando maior probabilidade[24].

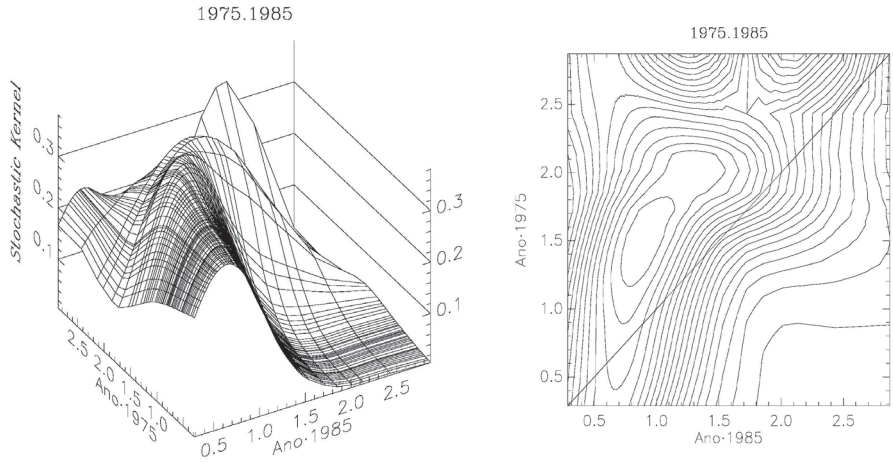
A interpretação do núcleo é feita observando-se que, a partir de cada ponto no eixo x (ano 1975 e ano 1996) estendendo-se ao longo do eixo y (ano 1985 e ano 2006), o núcleo estocástico corresponde a uma função densidade de probabilidade que indica a probabilidade de uma AMC possuir a produtividade final medida no eixo y, condicionada à produtividade no eixo x.

24 Os valores nos eixos devem ser interpretados da mesma forma que é feito nas seções anteriores, em que se analisa a variável produtividade relativa da mão de obra na agropecuária da Região Norte.

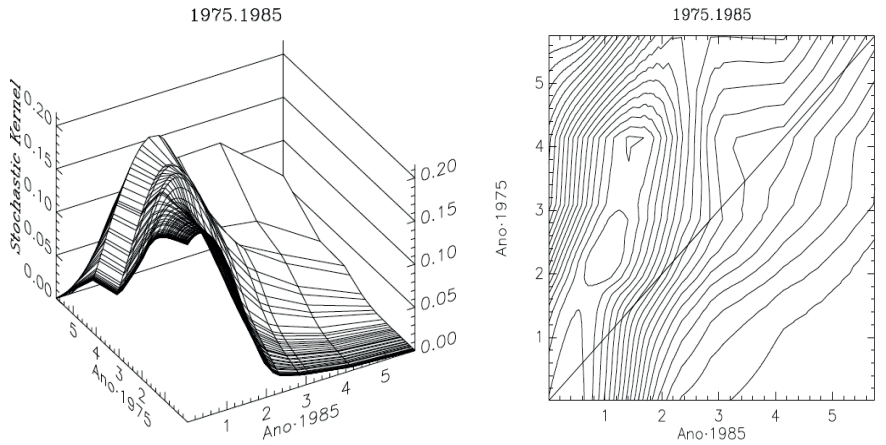
Se a massa do núcleo se concentrar ao longo da diagonal de 45 graus, tem-se persistência na distribuição – as economias tendem a permanecer onde começaram. Se a massa sobre a linha de 45 graus for rotacionada 90 graus no sentido anti-horário, o contrário ocorre, há uma substancial dinâmica de "ultrapassagem", os pobres se tornam ricos e os ricos se tornam pobres. Se o núcleo se concentrar paralelo ao eixo x, isso indica que, independentemente de suas produtividades iniciais, as AMCs apresentariam mesma produtividade final, implicando convergência. Por fim, se o núcleo se concentrar paralelo ao eixo y, isso significa que, partindo de um valor de produtividade inicial, as AMCs não apresentariam mesma produtividade final, acarretando, nesse caso, divergência.

Ao analisar o Gráfico 15, percebe-se que em todos os períodos analisados a maior parte da massa do núcleo situa-se acima da reta de 45 graus, o que demonstra que as transições ocorrem com maior probabilidade para classes inferiores; além disso, a maior parte da massa se concentra paralela ao eixo x, o que indica um processo de convergência. Em todos os períodos nota-se que, independentemente do nível de produtividade que o município possui no período inicial, este tem probabilidade elevada de, no período final, ter um valor de produtividade compreendido no intervalo de 0 a 1 da média da Região Norte.

Gráfico 15 – Núcleo estocástico da produtividade relativa da mão de obra na agropecuária para AMCs da Região Norte, 1975 a 1985 (a) e 1996 a 2006 (b)



(a)



(b)

Fonte: resultados da pesquisa.

Outro fato constatado pela análise do Gráfico 15 é a existência de um processo divergente nas classes superiores de produtividade, o que pode ser visto por um acúmulo de massa paralelo ao eixo y para valores de produtividade acima de 2; contudo, é uma dinâmica de pequena importância, dada sua baixa probabilidade de ocorrência.

Os resultados corroboram aqueles encontrados pela matriz de Markov e pelo método tradicional de β-convergência, o que é demonstrado por uma probabilidade de transição elevada em direção a níveis de produtividade abaixo da média regional, implicando convergência para tais níveis.

4.5.2 Produtividade da terra

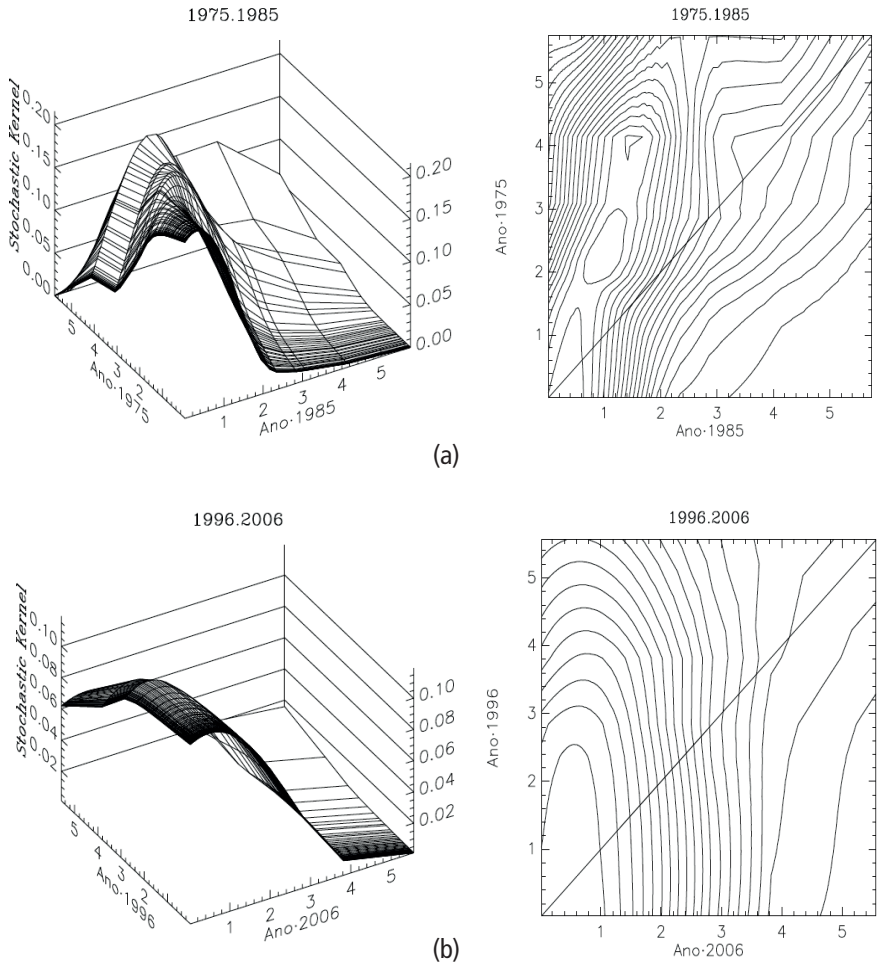
O Gráfico 16 apresenta o núcleo estocástico e o contorno para a produtividade relativa da terra. Como no caso da produtividade relativa da mão de obra, a maior parte da massa do núcleo situa-se na parte superior da reta de 45 graus, determinando o mesmo resultado daquela. Isso é verdade para as duas transições analisadas. Ademais, esse fato corrobora a estrutura das matrizes de transição de Markov estimadas na subseção 4.4.2.

Outro aspecto que emerge deste gráfico é a existência de maior persistência na transição 1975-1985 em relação à transição 1996-2006, o que é evidenciado pelo maior acúmulo de massa sobre a reta de 45 graus naquela do que nesta.

Em termos de convergência, esta é mais acentuada na transição 1996-2006, já que a massa do núcleo dessa transição está paralela ao eixo *x* de forma mais proeminente do que na transição 1975-1985. Nota-se que essa convergência ocorre em direção a classes inferiores de produtividade, que estão abaixo da média da região.

Como antes, os resultados encontrados estão em conformidade com os obtidos pelos outros métodos de investigação (β-convergência e matriz de Markov).

Gráfico 16 – Núcleo estocástico da produtividade relativa da terra na agropecuária para AMCs da Região Norte, 1975 a 1985 (a) e 1996 a 2006 (b)



Fonte: resultados da pesquisa.

4.6 Clubes de convergência com modelo threshold

4.6.1 Produtividade do trabalho

A convergência da produtividade do trabalho apresentou três clubes específicos; esses clubes e o processo de divisão da amostra podem ser observados na Tabela 22.

Tabela 22 – Análise de regressão por MQO da convergência da produtividade do trabalho e resultados da decisão de divisão da amostra

Produtividade do trabalho	Total	Club 1	Club 2	Club 3
	143	114	18	11
Constante	-0.5360***	-0.2766**	-0.5862	4.797***
	(0.1319)	(0.1173)	(0.7566)	(2.025)
Ln(PTRA)	-0.5884***	-0.484***	-1.096	-3.7819***
	(0.0582)	(0.043)	(1.0674)	(1.1572)
Ln(Cre2004)	0.0362	0.0541	-5.313***	-68.4614***
	(0.0152)	(0,151)	(0.6524)	(15.7624)
Ln(Cre2001)	0.0104	0.0184	4.981***	38.21***
	(0.0244)	(0.0223)	(0.685)	(11.639)
Ln(Cre95)	-0.0342	-0.0607***	-8.312***	-25.304***
	(0.0278)	(0.0257)	(1.585)	(9.645)
R^2 ajustado	0.6483	0.5252	0.w376	0.6204
Teste de heterocedasticidade	0.6470	0.2931	0.2931	0.2201
Estatísticas Threshold				
Entre os anos de 1996-2006	Teste LM		Valor Thr	Intervalo
Nó 1	15,12		1,04	[1,04, 1,04]
Nó 2	16,28		0,42	[0,406, 0,416]

Fonte: resultados da pesquisa.

Com relação à convergência, verifica-se que os clubes (com exceção do clube intermediário – clube 2), bem como o modelo que considera todas as AMCs, apresentam a convergência da produtividade do trabalho entre 1996 e 2006. Os sinais negativos e significativos do Ln (PTRA) indicam que a convergência tem ocorrido no período.

No tocante ao crédito, foi observado que somente o crédito de médio prazo para os clubes 2 e 3 contribuíram positivamente para o processo de convergência da produtividade do trabalho em 10 anos. Já os créditos de curto prazo e de longo prazo impactaram negativamente o processo de convergência da produtividade do trabalho ao longo do período analisado.

4.6.2 Produtividade da terra

O processo de convergência da produtividade da terra foi bem específico. Pela análise das estatísticas *threshold*, não foi verificada a presença de clubes de convergência para esse indicador, como pode ser observado na Tabela 23.

Tabela 23 – Análise de regressão por MQO da convergência da produtividade da terra

Produtividade da terra	Total 143
Constante	-1.1277*** (0.1561)
Ln(PTER)	-0.8261*** (0.1782)
Ln(Cre2004)	-0.0701 (0.0795)
Ln(Cre2001)	-0.1839*** (0.0851)
Ln(Cre95)	0.0852 (0.0872)
R^2 ajustado	0.2448
Teste de heterocedasticidade	0.9728

Fonte: resultados da pesquisa.

Pelo resultado encontrado, observa-se que existe um processo de convergência da produtividade da terra entre os anos de 1996 e 2006, como pode ser observado pelo coeficiente do log da produtividade de 1996 [Ln(PTER)]. Quanto ao papel do crédito para explicar esse processo, verifica-se que no curto e longo prazos o coeficiente dessas variáveis não foi significativo, ou seja, elas são nulas para explicar a convergência ou divergência no crescimento da produtividade da terra. No entanto, o crédito de médio prazo foi negativo e significativo, indicando que o volume de crédito no médio prazo contribuiu para um processo de divergência da produtividade da terra no período.

5 CONCLUSÃO

O presente estudo analisou o comportamento da produtividade da mão de obra e da terra na agropecuária da Região Norte nos períodos de 1975 a 1985 e 1996 a 2006, utilizando como recorte geográfico AMCs. Esse nível de agregação geográfica evita o viés inserido por emancipações municipais ao longo do tempo, pois viabiliza comparações homogêneas entre censos agropecuários de anos distintos.

Por comportamento da produtividade da mão de obra entende-se, no presente contexto, a verificação da existência ou não de um processo de convergência no sentido cunhado pela literatura de crescimento econômico.

Para cumprir essa finalidade, diversas metodologias de análise foram empregadas, quais sejam: beta convergência absoluta, sigma convergência, densidade de distribuição, matrizes de transição de Markov, núcleo estocástico e modelo *threshold.*

Salvo as limitações de cada metodologia, os resultados mostraram-se coerentes entre as mesmas na extensão em que é possível compará-los. Em geral, delineou-se um processo de convergência em direção a classes inferiores de produtividade. Apesar de a convergência em direção a classes superiores ter ocorrido, essa dinâmica mostrou-se pouco representativa em relação à primeira.

No que tange ao papel do crédito como elemento fomentador do processo de convergência, nota-se um desempenho modesto tanto para a variável produtividade da mão de obra quanto para a produtividade da terra. No que tange à primeira, somente o crédito de médio prazo foi significativo, porém apenas para os clubes 2 e 3, que, juntos, abrangem 29 AMCs (aproximadamente 20% da amostra). Com relação à segunda, o desempenho foi nulo ou negativo, visto que para todos os perfis de crédito considerados (curto, médio e longo prazos) o parâmetro relacionado ao crédito foi não significativo ou negativo, respectivamente.

REFERÊNCIAS

ABRAMOVITZ, M. Catching up, forging ahead and falling behind. **The Journal of Economic History**, New York, v. 46, n. 2, p. 385-406, jun. 1986.

AZZONI, C. R. Economic growth and regional income inequality in Brazil. **The Annals of Regional Science**, Berlin, v. 35, n. 1, p. 133-152, fev. 2001.

AZZONI, C. R. et al. **Geography and income convergence among Brazilian states**. New York: Inter-American Development Bank, 2000. Disponível em: <http://www.iadb.org/res/publications/pubfiles/pubR-395.pdf>. Acesso em: 12 mar. 2010.

BARRO, R. J. **Determinants of economic growth**: a cross country empirical study. 2. ed. Cambridge: MIT Press, 1997.

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

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence. **The Journal of Political Economy**, Chicago, v. 100, n. 2, p. 223-251, abr. 1992.

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Technological diffusion, convergence, and growth. **Journal of Economic Growth**, Norwell, v. 2, n. 1, p. 1–27, mar. 1997.

BAUMOL, W. Productivity growth, convergence, and welfare: what the long-run data show. **The American Economic Review**, Pittsburg, v. 76, n. 5, p. 1072-1085, 1986.

BAUMONT, C.; ERTUR, C.; LE GALLO, J. **Convergence des régions européenes**: **une approche par l'économétrie spatiale**. Bourgogne: LATEC-Université de Bourgogne, 2000.

BERNARD, A. B.; JONES, C. I. Comparing apples to oranges: productivity convergence and measurement across industries and countries. **The American Economic Review**, Pittsburg, v. 86, n. 5, p. 1216-1238, 1996.

BERNARD, A. B.; JONES, C. I. Productivity across industry and countries: time

series theory and evidence. **Review of Economic and Statistics**, Cambridge, v. 78, n. 1, p. 135-146, 1996.

BULLI, S. Distribution dynamics and cross-country convergence: a new approach. **Scottish Journal of Political Economy**, Chicago, v. 42, p. 226-243, 2001.

CASS, D. Optimum growth in an aggregative model of capital accumulation. **The Review of Economic Studies,** Oxford, v. 32, n. 3, p. 233-240, jul. 1965.

DOLLAR, D.; WOLFF, E. N. Convergence of industry labor productivity among advanced economies, 1963-1982. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 70, n. 4, p. 549-558, nov. 1988.

EASTERLY, W. **O espetáculo do crescimento**. Rio de Janeiro: Ediouro, 2004.

ELLERY JR., R.; GOMES, V. **Modelo de Solow, resíduo de Solow e contabilidade do crescimento**, 2003. Disponível em: <http://www.victorgomes.com.br/docs/cursos/macro2/growth1. pdf> Acesso em: 25 mar. 2009.

FERREIRA, A. Concentração regional e dispersão das rendas per capita estaduais: um comentário. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 29, n. 1, p. 47-63, 1999.

FERREIRA, A. Convergence In Brazil: recent trends and long-run prospects. **Applied Economics**, Londres, v. 32, n. 4, p. 479-489, 2000.

FERREIRA, A. H.; DINIZ, C. Convergência entre as rendas per capita estaduais no Brasil. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 15, n. 4, p. 38-55, 1995.

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

FOCHEZATTO, A.; STULP, V.J. Análise de convergência da produtividade da mão de obra agropecuária entre os estados brasileiros: aplicação de matrizes de Markov, 1990-2000. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, São Paulo,v. 46, n 3, p.739-765, 2004.

FRIEDMAN, M. Do old fallacies ever die? **Journal of Economic Literature,** Pittsburg, v. 30, p. 2129-2132, 1992.

GALOR, O. Convergence? Inferences from theoretical models. **The Economics Journal**, Cambridge, v. 106, n. 437, p. 1056-1080, 1996.

GERSCHENKRON, A. Economic backwardness in historical perspective. In: HOSELITZ, B. F. (Ed.). **The progress of underdeveloped areas**. Chicago: University of Chicago Press, 1952.

GONDIM, J. L. B.; BARRETO, F. A. O uso do núcleo estocástico para identificação de clubes de convergência entre estados e municípios brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, Salvador. **Anais**... Salvador: ANPEC, 2010. p. 1-15.

GONDIN, J. L. B.; BARRETO, F. A.; CARVALHO JR. Condicionantes de clubes de convergência no Brasil. **Revista Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 37, n. 1, p. 71-100, 2007.

GRIER, K. B.; GORDON, T. An empirical analysis of cross-national economic growth, 1951-1980. **Journal of Monetary Economics**, Boston, v. 24, p. 259-276, 1989.

HANSEN, B. E. Sample splitting and threshold estimation. **Econometrica**, Chicago, v. 68, n. 3, p. 575-603, 2000.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Contas nacionais**. 2009. Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 22 nov. 2010.

ISLAM, N. **What we have learnt from the convergence debate?**, 2004. Disponível em:<http://www.ecostat.unical.it/aiello/Didattica/economia_Crescita/CRESCITA/islam_survey.pdf>. Acesso em: 27 fev. 2010.

JONES, C. I. **Introdução à teoria do crescimento econômico**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2000.

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

KOOPMANS, T. C. **On the concept of optimal economic growth**. Yale:

Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University, 1963. (Cowles Foundation Discussion Papers, 163).

KORMENDI, R. C.; MEGUIRE, P. G. Macroeconomic determinants of growth: cross-country evidence. **Journal of Monetary Economics**, Boston, v. 16, p. 141-163, 1985.

LAURINI, M.; ANDRADE, E.; PEREIRA, P. Clubes de convergência de renda para os municípios brasileiros: uma análise não-paramétrica. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 25., 2003, Salvador. **Anais**... Salvador: SBE, 2003. p. 1-20.

LE GALLO, J. **Space-time analysis of GDP disparities among European regions**: a Markov chains approach. Dijon: University of Burgundy, 2001.

LONG, B. de. Productivity growth, convergence and welfare: comment. **The American Economic Review**, Pittsburg, v. 78, p. 1138-1154, 1988.

LUCAS JR., R. E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, Boston, v. 22, p. 3-42, 1988.

MAGRINI, S. The evolution of income disparities among the regions of the European Union. **Regional Science and Urban Economics**, v. 29, p. 257-281, 1999.

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

MOSSI, M.; AROCA, P.; FERNÁNDEZ, I.; AZZONI, C. Growth dynamics and space in Brazil. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 3, p. 393-418, 2003.

QUAH, D. T. **Empirical cross-section dynamics in economic growth**. 1992. (LSE Working Paper).

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

QUAH, D. T. Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis. **Scandinavian Journal of Economics**, Stockholm, v. 95, n. 4, p. 427-443, 1993.

RAMSEY, F. P. A mathematical theory of saving. **The Economic Journal**, Cambridge, v. 38, n. 152, p. 543-559, 1928.

REBELO, S. Long-run policy analysis and long-run growth. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 99, n. 3, p. 500-521, 1991.

ROMER, D. **Advanced macroeconomics**. 3. ed. New York: McGraw-Hill, 2006.

ROMER, Paul M. Increasing returns and long run growth. **Journal of Political Economy,** Chicago, v. 94, 1986.

ROMER, Paul. Origins of endogeneous growth. **Journal of Economic Perspectives,** Pittsburg, v. 8, p. 3-22, 1994.

SALVATO, M. A.; ARAUJO JUNIOR, A. F.; RAAD, R. J.; PESSOA, F. M. Disparidades regionais em Minas Gerais. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 12., 2006, Diamantina. **Anais...** Diamantina, 2006.

SILVA FILHO, G. E.; CARVALHO, E. B. S. **A teoria do crescimento endógeno e o desenvolvimento endógeno regional: investigação das convergências em um cenário pós-cepalino,** 2001. Disponível em: <http://www.bancodonordeste.gov.br/content/aplicacao/Publicacoes/REN-Numeros_Publicados/docs/ren2001_v32_ne_a2.pdf>. Acesso em: 07 jul. 2010.

SIMON, C. P.; BLUME, L. **Matemática para economistas**. Porto Alegre: Bookman, 2004.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, p. 65-94, 1956.

STULP, V. J. Evolução regional da produtividade da mão de obra na agropecuária gaúcha: uma aplicação da matriz de Markov. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, São Paulo, v. 42, n. 2, p. 293-316, 2004.

STULP, V. J.; FOCHEZATTO, A. A evolução das disparidades regionais no Rio Grande do Sul: uma aplicação de matrizes de Markov. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 14, n. 1, 2004.

SWAN, T. W. Economic growth and capital accumulation. In: VEBLEN, Thorstein (Org.). **Imperial Germany and the industrial revolution.** New York: MacMillan, 1956.

TEMPLE, J. The new growth evidence. **Journal of Economic Literature**, Pittsburg, v. 37, n. 1, p. 112-156, 1999.

WOLFF, E. N. Capital formation and productivity convergence over the long term. **The American Economic Review**, Pittsburg, v. 81, n. 3, p. 565-579, 1991.

BANCO DA AMAZÔNIA
Movimentando a Amazônia. E a sua vida.