

## QUAL A DIREÇÃO DA CONVERGÊNCIA NA PRODUTIVIDADE DA MÃO DE OBRA NA AGROPECUÁRIA DA REGIÃO CENTRO-OESTE?

Filipe de Moraes Cangussu Pessoa  
Marcelo José Braga  
Mateus Pereira Lavorato

### 1 INTRODUÇÃO

O crescimento da produção agropecuária brasileira, impulsionado na década de 1960 a partir do aumento do emprego de insumos, máquinas e equipamentos, transformou o país num dos maiores produtores de alimentos do mundo (The miracle..., 2010). Gasques *et al.* (2010) mostram que, no período 1970-2006, as taxas de crescimento da produtividade total dos fatores (PTF), produtividade da terra e produtividade da mão de obra agropecuária foram 2,27%, 3,32% e 3,53%, respectivamente.

Entretanto, conforme registrado por Müller (1989), esse processo de modernização foi parcial e seletivo. Para o autor, não são as diferenças regionais que explicariam as diversas dinâmicas da agricultura, mas sim a dinâmica da modernização que explicaria a penetração parcial e seletiva entre as regiões. Hoffmann (1992) analisou a dinâmica da modernização da agricultura e a distribuição da renda em 157 microrregiões homogêneas do Brasil, verificando que a modernização ocorreu de forma heterogênea, com um maior emprego das tecnologias modernas nas regiões Sul e Sudeste e em algumas áreas da região Centro-Oeste.

Os trabalhos de Vieira Filho (2013) e Vieira Filho, Santos e Fornazier (2013) mostram, em anos recentes, a ampliação dos níveis de desigualdade produtiva e tecnológica na agropecuária entre as regiões brasileiras.

Pessoa *et al.* (2014) analisaram o processo de convergência da mão de obra na agropecuária mineira, durante o período 1970-2006. Os autores encontraram uma piora na distribuição de produtividade entre os municípios e identificaram uma trajetória de transição convergente para as classes inferiores de produtividade. Resultados semelhantes foram encontrados por Pessoa *et al.* (2013), ao avaliarem os municípios da região Norte do Brasil, no período 1975-2006. De certa forma, este padrão está associado às ações da política de modernização para o setor.

Conforme salientam Hayami e Ruttan (1988), o modo como se processa a difusão tecnológica na agropecuária está relacionado com a capacidade de adaptação das novas técnicas à diversidade das condições socioeconômicas e ambientais. De um lado, a inadequação tecnológica à disponibilidade dos fatores de produção, além de representar ineficiência na alocação de recursos, tem implicações no conflito distributivo. De outro lado, a sua inadaptação às condições ecológicas resulta em impactos adversos ao meio ambiente, comprometendo a produção e produtividade futuras.

A expansão da atividade agrícola para o Centro-Oeste teve como principal objetivo o suprimento da demanda crescente da região Sudeste por produtos primários, que então iniciava o seu processo de industrialização. Além disso, como objetivo secundário dessa expansão, estava a questão migratória, de modo que o Centro-Oeste – e, em especial, o Goiás, com a construção de Brasília – pudesse funcionar como absorvedor dos excedentes populacionais das outras regiões do país (Bezerra e Cleps Júnior, 2004).

A região Centro-Oeste apresentou as condições adequadas ao pacote tecnológico desenvolvido com a revolução verde. Devido a características específicas, como disponibilidade de terras, localização geográfica e condições edafoclimáticas, o Centro-Oeste brasileiro foi um dos principais territórios desbravados no processo de expansão da agropecuária nacional (Peixoto *et al.*, 2012). Os indicadores de desempenho do setor mostram ganhos expressivos de produtividade na região. Conforme os trabalhos de Gasques *et al.* (2010), as taxas de crescimento da produtividade total dos fatores, produtividade da terra e produtividade da mão de obra agropecuária para o estado de Mato Grosso, no período 1970-2006, foram, respectivamente, 4,67%, 6,70% e 6,65%.

Diante desse contexto, o trabalho tem como objetivo investigar se, por trás deste aumento de produtividade, há uma tendência de áreas com baixa produtividade estarem reduzindo o hiato existente entre as áreas com alta produtividade, embasado no processo de convergência advogado pela literatura de crescimento econômico.

Seguem-se três seções, além desta introdução. Na segunda seção, são apresentados os procedimentos metodológicos empregados. Na terceira, os resultados obtidos são analisados e discutidos. Por fim, apresentam-se as considerações finais.

## 2 METODOLOGIA

### 2.1 Densidades de distribuição

A literatura de crescimento econômico iniciou a aplicação de densidades de distribuição para análise da evolução da produtividade (Quah, 1993), visando contornar as deficiências das metodologias tradicionalmente empregadas para o

estudo de convergência, principalmente no que tange à ausência de informação intradistribuição, já que as regressões *cross-section* e o cálculo de dispersão revelam informações médias da amostra como um todo, não sendo possível captar particularidades de suas porções.

Esta 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 analisadas são agrupadas em intervalos de produtividade de tamanho fixo. Em seguida, contam-se quantas economias pertencem a cada intervalo e desenha-se uma barra proporcional ao número contado. Um problema existente na “discretização” de um espaço contínuo é a possibilidade de obtenção de resultados diferentes, dependendo da origem ou do tamanho dos intervalos escolhidos (Gondim e Barreto, 2004).

Para evitar distorções produzidas pela “discretização”, pode-se estimar uma densidade de distribuição pelo método de suavização por núcleo (*kernel smoothing*). Este método considera cada economia de uma amostra de tamanho  $n$  o ponto central de um intervalo de tamanho  $h$ . Neste contexto, utilizou-se uma função de ponderação com núcleo Gaussiano.

Na análise das densidades, uma curva mais concentrada (leptocúrtica) indica uma maior convergência, ao passo que uma curva mais achatada (platicúrtica) indica maior dispersão da produtividade, portanto, maior divergência. Além disso, permite-se a identificação de moda(s) e, conseqüentemente, características como estratificação e polarização. 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.

## 2.2 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 sabe a dinâmica responsável por transformar tal distribuição entre os períodos.

Para preencher esta lacuna, Quah (1992; 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.

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,

$$Y_{t+1} = M \cdot Y_t \quad (1)$$

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  $t+1$ , já a diagonal principal representa a probabilidade de se permanecer na mesma classe. Suponha-se que uma economia  $r$  está na classe  $i$  ( $Y_r^t \in i$ ) no tempo  $t$ , se a sequência  $\{Y_r^0, Y_r^1, \dots\}$  satisfaz a relação

$$\Pr \{Y_r^{t+1} \in i/Y_r^t, Y_r^{t-1}, \dots, Y_r^0\} = \Pr \{Y_r^{t-1} \in i/Y_r^t\}, \quad (2)$$

para qualquer  $i \in C$ , e para qualquer economia, então a evolução da distribuição de produtividades  $Y$  descrita pela equação (1) pode ser analisada como um processo estacionário de primeira ordem de Markov.<sup>1</sup>

A matriz de probabilidades de transição de níveis de produtividade é construída pelo uso da razão desta variável em relação à média do estado. Dessa forma, a média estadual passa a ser um, e as economias têm suas posições relativas classificadas por essa média, obedecendo a classes relativas de níveis de produtividade. O intuito deste 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 (Magrini, 1999).

O grande desafio neste 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. Procura-se utilizar o critério de Magrini (1999), que é uma alternativa ao método de Quah (1992), o qual busca determinar as classes de forma a se ter um número uniforme de representações entre as classes, contudo, “eles são totalmente subjetivos e podem representar uma fonte de problemas potenciais, dado que a “discretização” inapropriada pode remover a propriedade de um processo de *Markov* de primeira ordem” (Chung, 1960 *apud* Magrini, 1999). O critério de Quah (1992) também será utilizado, visando robustecer os resultados encontrados. O critério de Magrini (1999) baseia-se em elementos estatísticos e será descrito em detalhes adiante.

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

Neste 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 (municípios mineiros). Os testes de normalidade são necessários, uma vez que a construção das classes de níveis de produtividade requer a hipótese de normalidade<sup>2</sup> 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 ter classes de produtividade que não se comunicam, inviabilizando a montagem da matriz. Dessa forma, o valor de  $h$  deve ser escolhido para se fazer uma escolha ótima para estabelecer o custo de oportunidade entre a perda de dinâmica interna e a 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  $h = 2,72s n^{-1/3}$ , 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 a mesma, no período  $t+1$ .

Como critério de convergência, afirma-se 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 se tem um processo de convergência para uma única distribuição de probabilidade que será linear no autovetor correspondente ao autovalor unitário. Com esse vetor de convergência, descreve-se a estrutura da produtividade da mão de obra agropecuária, a qual tende a evolução temporal do processo estocástico (Simon e Blume, 2004). Definida a matriz de Markov  $M$ , procede-se à solução do sistema de equações (1).<sup>3</sup>

2. Conforme observam Quah (1992) e Magrini (1999), a definição do processo de Markov na equação (2) não é trivial, já que implica que a probabilidade de transição entre quaisquer dois estados (classes de produtividade, neste 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, esta 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 estas abordagens não é o de fornecer previsões acuradas do futuro, mas sim o de esclarecer a natureza do processo de desenvolvimento econômico que caracteriza a região sob estudo, ao longo do período de análise.

3. Para Magrini (1999), o critério seria válido mesmo em situações onde as observações não seguissem uma distribuição normal.

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 esta 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 esta 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. Além disso, como no caso do histograma, podem produzir resultados diferentes dependendo dos intervalos escolhidos na construção das classes de produtividade.

### **2.3 Procedimentos utilizados e fonte de dados**

Na análise empírica, a variável produtividade da mão de obra na agropecuária foi construída para as áreas mínimas comparáveis (AMCs) da região Centro-Oeste, nos anos 1970, 1975, 1980, 1985, 1996 e 2006. Os anos foram selecionados segundo critério de disponibilidade de dados, já que, nestes anos, foram realizados censos agropecuários nacionais.

Para os propósitos metodológicos, definiu-se produtividade da mão de obra na agropecuária como a razão entre o valor total adicionado da agropecuária – em reais (R\$) do ano 2000 deflacionado pelo deflator implícito do produto interno bruto (PIB) do país – e o total do pessoal ocupado na agropecuária. Este procedimento é o mesmo utilizado por Stulp (2004) e Fochezatto e Stulp (2008). Toda a análise desenvolvida para as AMCs foi pautada na variável produtividade relativa da mão de obra na agropecuária, que é a razão entre a produtividade da mão de obra das AMCs e a média da região Centro-Oeste. De acordo com Le Gallo (2004), é preferível trabalhar em termos relativos ao invés de absolutos para que os movimentos e as tendências sejam retirados da série.

A utilização de AMCs, como critério de desagregação geográfica da região Centro-Oeste, justifica-se pelo fato de terem ocorrido, ao longo do período, diversas emancipações municipais e, assim, evita-se o viés de comparação intertemporal de áreas geográficas distintas em suas dimensões, mas de mesma denominação.

Os dados de valor total adicionado da agropecuária e total do pessoal ocupado na agropecuária foram obtidos junto aos censos agropecuários dos anos de 1970, 1975, 1980, 1985, 1996 e 2006, publicados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

### 3 RESULTADOS

#### 3.1 Primeiras evidências

A tabela 1 apresenta a evolução da produtividade média da mão de obra nas diferentes regiões brasileiras no período do estudo. Nota-se um crescimento expressivo da produtividade em todas as regiões, com especial destaque para o Centro-Oeste, que apresentou o maior crescimento e os maiores níveis de produtividade. Estes resultados estão de acordo com Gasques *et al.* (2010), que calculou a PTF para diferentes regiões brasileiras.

Outro aspecto observado são as grandes diferenças regionais, sendo que a região mais desenvolvida (Centro-Oeste) apresenta níveis de produtividade da mão de obra cinco vezes maiores que as menos produtivas (Nordeste e Norte). Este nível de heterogeneidade entre regiões já está bastante caracterizado na literatura, como apresentado por Vieira Filho (2013) e Vieira Filho, Santos e Fornazier (2013).

TABELA 1  
Produtividade média da mão de obra nas regiões brasileiras  
(Em R\$)

Região	1970	1975	1980	1985	1996	2006
Centro-Oeste	3.702,27	5.385,02	7.968,43	9.110,39	8.784,92	19.732,73
Sul	3.427,55	5.232,70	6.635,33	7.773,73	5.766,82	14.261,08
Sudeste	3.766,60	5.804,60	7.396,31	9.437,16	6.246,92	14.671,43
Nordeste	1.060,08	1.240,63	1.661,24	1.896,26	1.115,12	3.707,03
Norte	1.463,10	1.360,45	2.015,25	2.209,28	1.607,78	3.730,26

Elaboração dos autores.

Obs.: Os valores monetários estão expressos em valores de 2000.

Deve-se enfatizar que o objetivo do trabalho é analisar se existe um processo de convergência da produtividade de mão de obra dentro da região Centro-Oeste. Para isso, a produtividade de cada AMC é comparada com a média da região. Neste caso, não podem ser feitas comparações com outras regiões. Por exemplo, uma AMC de alta produtividade em uma região pode ser de baixa produtividade em outra, dada que as médias são diferentes entre estas.

A figura 1 mostra a disposição espacial da produtividade relativa da mão de obra na agropecuária para as AMCs da região Centro-Oeste, com base em sete intervalos de produtividade nos anos 1970, 1975, 1980, 1985, 1996 e 2006. É importante observar que a produtividade da mão de obra está normalizada pela média da região. O valor de 2 na legenda de cada gráfico refere-se ao dobro da média regional.

Para a primeira faixa de produtividade, vê-se que sua localização predominante está na parte norte da região, característica que se mantém ao longo dos anos selecionados. Outro movimento marcante é a redução do número de AMCs de elevadas faixas de produtividade.

As faixas de alta produtividade estão situadas, em sua maior parte, no sul da região. Contudo, no decorrer do período, as AMCs passam a pertencer à segunda faixa, e as AMCs da região oeste, na quarta faixa, passam para a terceira e quinta faixas. Outro movimento que se torna mais nítido, com o passar dos anos, é a separação que ocorre entre regiões de baixa produtividade e média/alta produtividade. No primeiro grupo, situam-se as partes norte e noroeste e, no segundo grupo, estão as partes sul, sudoeste e leste da região.

De maneira geral, o que se nota, por este tipo de análise, é que as AMCs de baixa produtividade, em relação à média da região, permanecem neste nível ao longo do tempo. Por outro lado, poucas AMCs migraram para níveis elevados de produtividade. Este resultado pareceria contraditório, visto que a região apresenta o maior nível de produtividade entre as demais do país. Entretanto observa-se que a referência de comparação com as AMCs é a média da região.

Se as faixas que estão abaixo da média da produtividade da região tivessem um peso reduzido na composição do total do pessoal ocupado na agropecuária, poder-se-ia avaliar o quadro esboçado anteriormente como um indício de que estas regiões estariam experimentando um processo de industrialização que, gerando incentivos à migração da agropecuária para outros setores, tenderia a reduzir a importância daquele setor e, conseqüentemente, o impacto dessa dinâmica para a população local. Contudo, ao longo dos anos selecionados, essas faixas contemplaram, em média, 68% em 1970, 73% em 1975, 70% em 1980, 65% em 1985, 45% em 1996 e 47% em 2006 do total da população ocupada nesse setor.

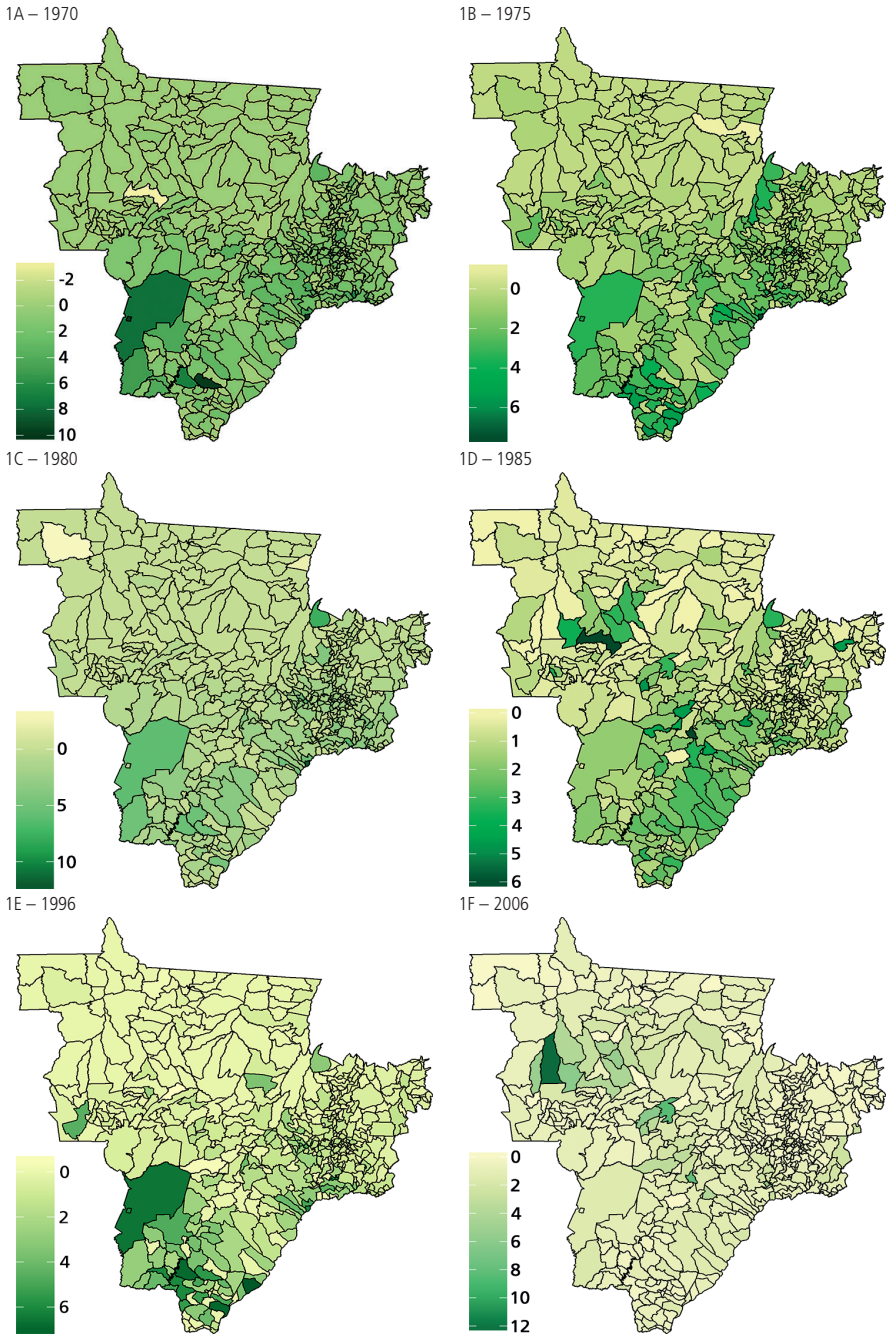
Tendo em vista o exposto, nota-se que as primeiras evidências da análise espacial da produtividade relativa da mão de obra na agropecuária, ao longo da região, sugerem que não há um processo de convergência, pela qual regiões de baixa produtividade estariam alcançando regiões de alta produtividade, dado que a dicotomia existente entre, principalmente, a porção Norte/Sul, tende a se manter e aumentar ao longo do período de análise.

Os resultados encontrados apresentam respaldo na literatura. Conforme destacam Vieira, Buainain e Contini (2014), o elevado crescimento experimentado pelo estado de Goiás nos últimos anos não foi capaz de reduzir as desigualdades existentes entre os seus 242 municípios. Os autores citam que, em 2010, apenas dez municípios foram responsáveis por 31,1% do valor adicionado pela agropecuária do estado. Somente o município de Cristalina foi responsável por 5,2% deste valor.

É importante observar que a região não apresenta uniformidade nas condições edafoclimáticas. Além da predominância do bioma do Cerrado, há presença do Pantanal e de áreas de floresta amazônica.



FIGURA 1  
Disposição espacial da produtividade relativa da mão de obra na agropecuária da região Centro-Oeste do Brasil



Elaboração dos autores.

### 3.2 Densidades de distribuição

As distribuições de Kernel são utilizadas na literatura para se averiguar a estrutura de dispersão das distribuições em torno da média. Por meio do gráfico 1, observam-se as densidades da produtividade relativa da mão de obra na agropecuária das AMCs da região Centro-Oeste para os anos 1970, 1975, 1980, 1985, 1996 e 2006. Pode-se visualizar o movimento das densidades de distribuição ao longo do período analisado em cada janela de transição. Na análise desta figura, uma densidade mais concentrada (leptocúrtica) indica uma maior convergência, enquanto uma densidade mais achatada (platicúrtica) sugere maior dispersão das produtividades, conseqüentemente, maior divergência.

A primeira característica que emerge é a predominância de uma distribuição unimodal, com deslocamento para a esquerda em todos os períodos, em relação a 1970, que apresenta um ganho de massa na cauda direita superior ao da cauda esquerda, principalmente para as AMCs com valores de produtividade abaixo da média. Para valores acima da média, observa-se, para todos os anos, que as distribuições sobrepõem a de 1970, delineando o surgimento de pequenas modas à direita.

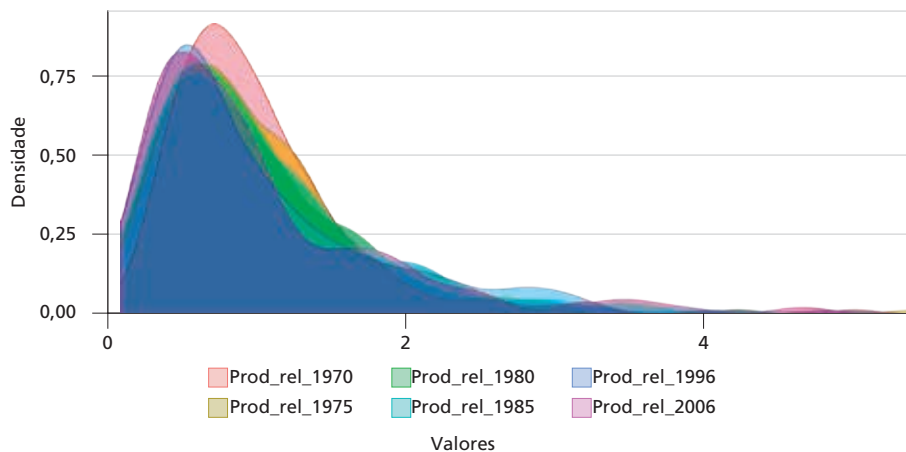
Outra característica percebida pela análise é a presença de pequenas modas na extremidade da cauda direita das distribuições, sugerindo um indício de polarização entre regiões de alta e baixa produtividade.

Em geral, a dinâmica que parece estar ocorrendo em grande parte da região 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 este 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, sendo, 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 outra distribuição. São municípios de alta produtividade que deixam de sê-lo, ou municípios de baixa produtividade que agravam ainda mais sua situação? Existe persistência na distribuição? Onde é mais acentuada? Visando preencher esta lacuna, apresentam-se os resultados da subseção seguinte.

GRÁFICO 1

Evolução das densidades de distribuição da produtividade relativa da mão de obra na agropecuária entre as AMCs da região Centro-Oeste do Brasil (1970, 1975, 1980, 1985, 1996 e 2006)



Elaboração dos autores.

### 3.3 Matrizes de transição de Markov

A tabela 2 apresenta as classes de produtividade relativa da mão de obra na agropecuária da região Centro-Oeste, contrastando os métodos de Magrini e Quah. Pode-se observar as diferenças de valores dos intervalos de classe em cada transição e os respectivos números de AMCs.

TABELA 2

Classes de produtividade relativa da mão de obra na agropecuária entre as AMCs da região Centro-Oeste do Brasil pelos métodos de Magrini e Quah (1970-2006)

Classes	Método de Magrini			Método de Quah		
	Quantidade de AMCs	1970-2006		Quantidade de AMCs	1970-2006	
		Limite inferior	Limite superior		Limite inferior	Limite superior
1	11	0,00	0,33	30	0,04	0,46
2	57	0,33	0,66	50	0,46	0,71
3	64	0,66	0,98	49	0,71	0,96
4	45	0,98	1,31	56	0,96	1,43
5	46	1,31	5,00	38	1,43	5,01
Classes	1975-2006			1975-2006		
	Quantidade de AMCs	1975-2006		Quantidade de AMCs	1975-2006	
		Limite inferior	Limite superior		Limite inferior	Limite superior
1	23	0,00	0,34	37	0,03	0,42
2	60	0,34	0,69	44	0,42	0,69
3	53	0,69	1,03	49	0,69	0,96
4	44	1,03	1,38	55	0,96	1,43
5	43	1,38	5,39	38	1,43	5,43

(Continua)

(Continuação)

Classes	Quantidade de AMCs	1980-2006		Quantidade de AMCs	1980-2006	
		Limite inferior	Limite superior		Limite inferior	Limite superior
1	23	0,00	0,34	36	0,05	0,42
2	68	0,34	0,69	47	0,42	0,66
3	48	0,69	1,03	48	0,66	0,94
4	32	1,03	1,37	51	0,94	1,52
5	52	1,37	4,70	41	1,52	4,68

Classes	Quantidade de AMCs	1985-2006		Quantidade de AMCs	1985-2006	
		Limite inferior	Limite superior		Limite inferior	Limite superior
1	25	0,00	0,34	40	0,05	0,41
2	61	0,34	0,68	44	0,41	0,64
3	50	0,68	1,02	45	0,64	0,96
4	39	1,02	1,36	53	0,96	1,52
5	48	1,36	4,70	41	1,52	4,68

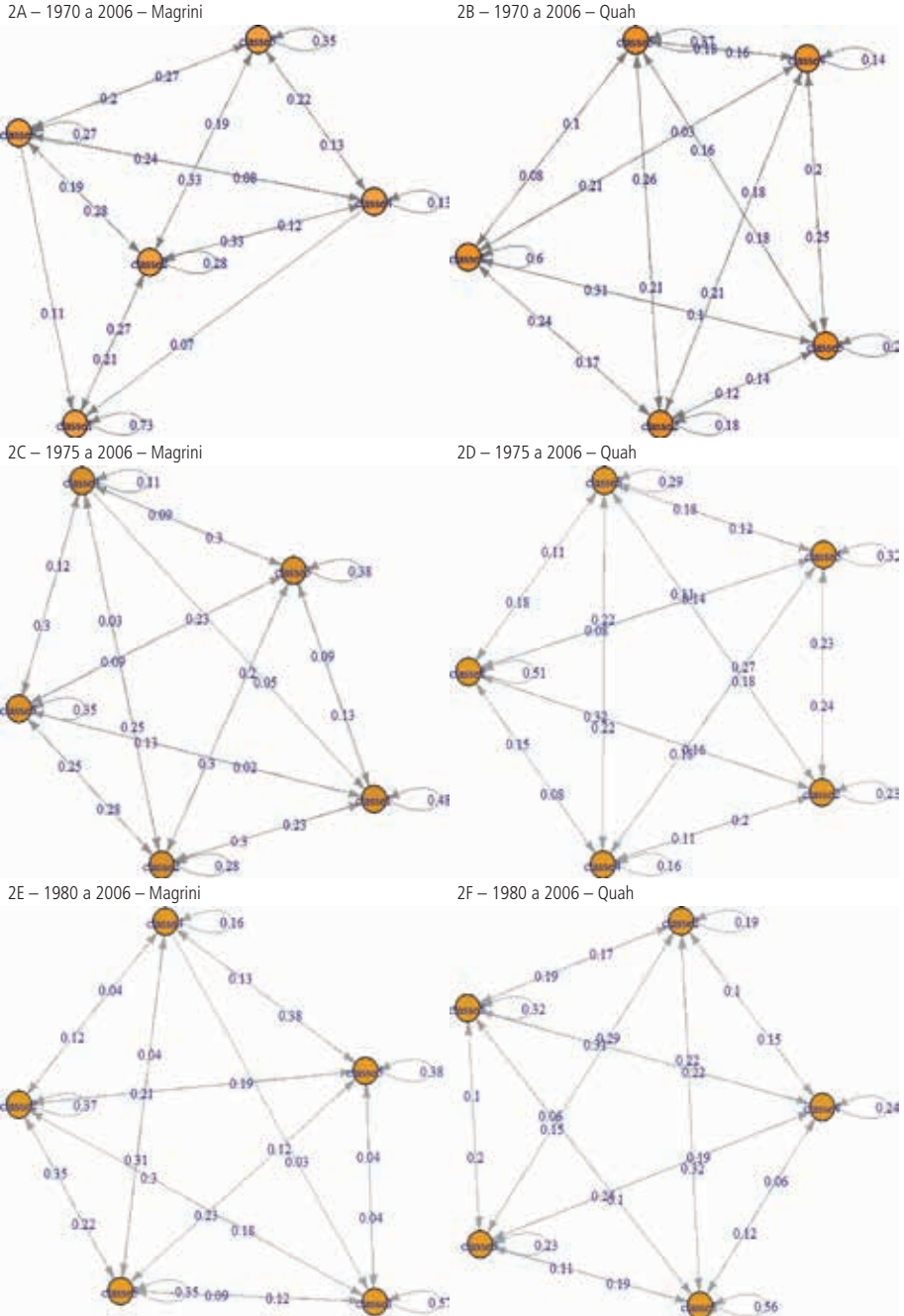
Classes	Quantidade de AMCs	1996-2006		Quantidade de AMCs	1996-2006	
		Limite inferior	Limite superior		Limite inferior	Limite superior
1	32	0,00	0,36	42	0,04	0,40
2	83	0,36	0,72	50	0,40	0,61
3	36	0,72	1,08	41	0,61	0,93
4	25	1,08	1,44	48	0,93	1,55
5	47	1,44	4,90	42	1,55	4,92

Elaboração dos autores.

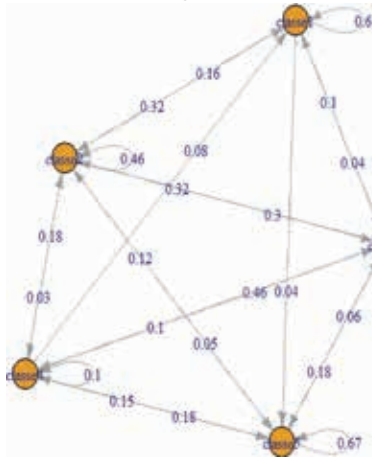
A figura 2 representa graficamente as matrizes de transição de Markov para a produtividade relativa da mão de obra das AMCs da região Centro-Oeste do Brasil para as transições 1970 a 2006, 1975 a 2006, 1980 a 2006, 1985 a 2006 e 1996 a 2006 pelos métodos de Magrini e Quah. As setas indicam a direção da transição, enquanto os números sobre as setas indicam a probabilidade de transição. Já as setas em forma de arco indicam a probabilidade de permanecer em uma mesma classe. A indicação da probabilidade de transição de uma classe para a outra é sempre dada pelo número mais próximo da seta. Por exemplo, a figura 2A mostra que existe um elevado grau de persistência na Classe 1, visto que a probabilidade de uma AMC permanecer nessa mesma classe é de 73%. Também, indica que a probabilidade de transição da Classe 3 para a Classe 1 é de 11% (e que não há transição da Classe 1 para a Classe 3), que a probabilidade de transição da Classe 1 para a Classe 2 é de 27% e da Classe 2 para a Classe 1 é de 21%.

Quanto às matrizes de transição de Markov, a figura 2 apresenta somente as transições do ano-base até o ano de 2006. Isso poderia explicar o motivo das parcelas nos gráficos 2 e 3 estarem muito semelhantes e a convergência estar acontecendo justamente para a distribuição em 2006. Também, foram calculados resultados intermediários, de um período para o outro. Entretanto, os resultados se mantiveram. Para evitar repetições, não foram apresentados e podem ser obtidos junto aos autores.

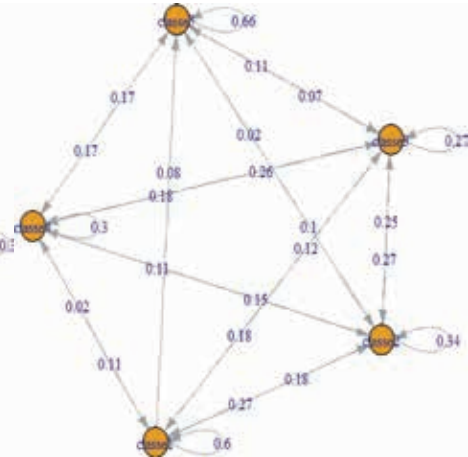
FIGURA 2  
 Matrizes de transição de Markov para a produtividade relativa das AMCs da região Centro-Oeste do Brasil pelos métodos de Magrini e Quah



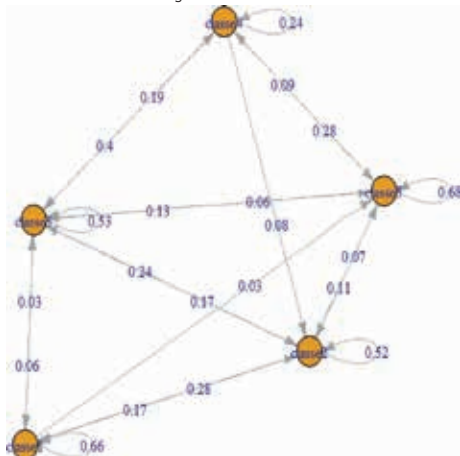
2G – 1985 a 2006 – Magrini



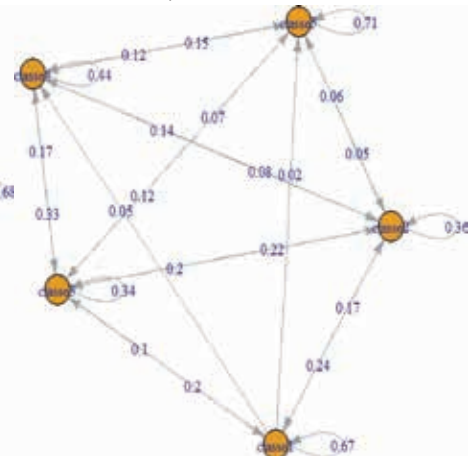
2H – 1985 a 2006 – Quah



2I – 1996 a 2006 – Magrini



2J – 1996 a 2006 – Quah



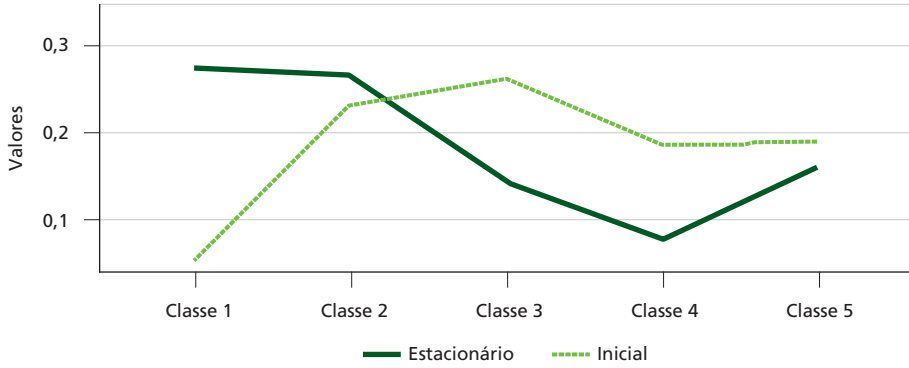
Elaboração dos autores.

Obs.: Imagem cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação (nota do Editorial).

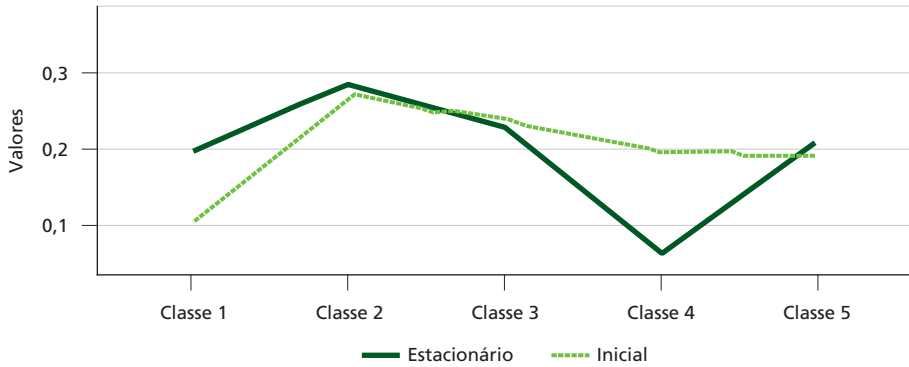
Os gráficos 2 e 3 trazem um comparativo entre a distribuição inicial e a do estado estacionário para as AMCs da região Centro-Oeste do Brasil pelo método de Quah para as transições nos períodos analisados. Observa-se que os resultados não sofreram alterações significativas quando se consideram os métodos de Quah (1992) e Magrini (1999) para a construção dos intervalos de classe. Em geral, os fenômenos de alta persistência e municípios migrando para classes inferiores continuam a ocorrer, o que robustece os resultados encontrados.

**GRÁFICO 2**  
**Comparativo entre a distribuição inicial e a do estado estacionário para as AMC's da região Centro-Oeste do Brasil pelo método de Magrini**

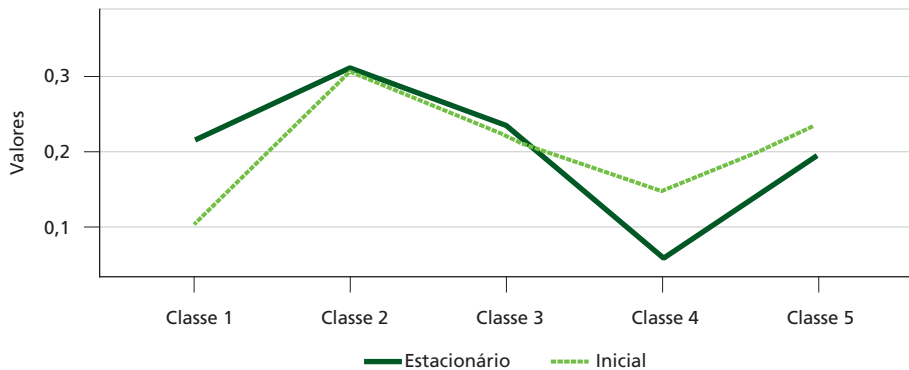
2A – 1970 a 2006

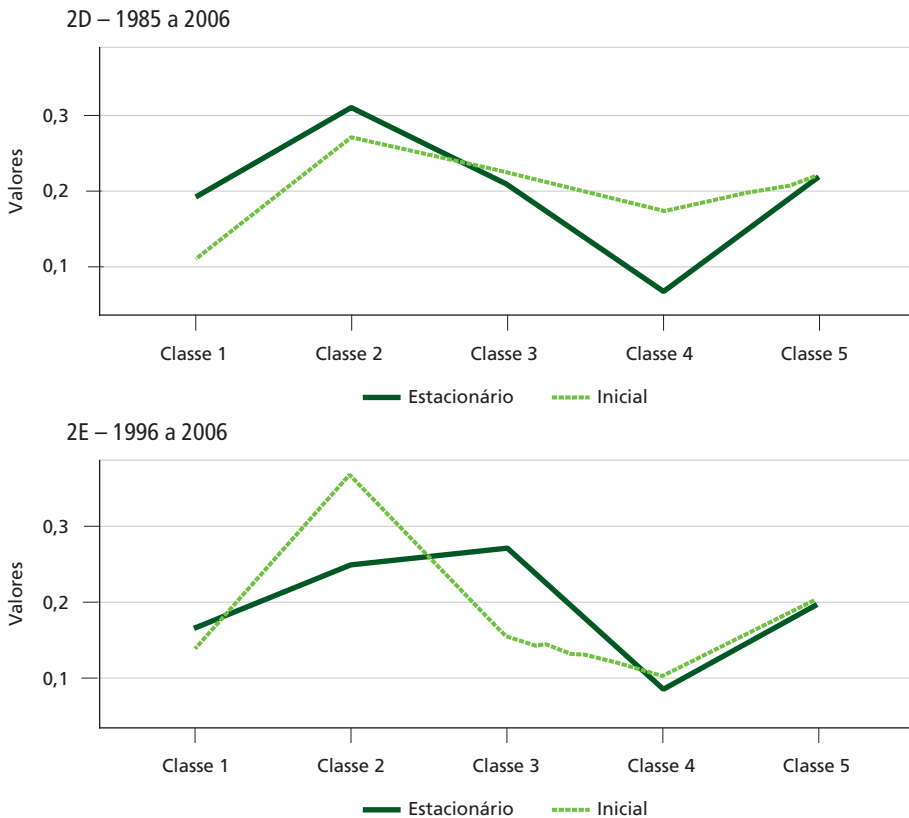


2B – 1975 a 2006



2C – 1980 a 2006





Elaboração dos autores.

Diante dos resultados expostos, percebe-se a existência de dois movimentos: as AMC's de baixa produtividade migram para classes de produtividade ainda mais baixas e aquelas de classes de produtividade intermediária e elevada também. Isso se torna claro pela redução geral no percentual de municípios contidos nas classes de produtividade que não a Classe 1 e pelo incremento desta. Cabe ressaltar que a redução nas classes mais elevadas é modesta se comparada à redução nas classes mais baixas.

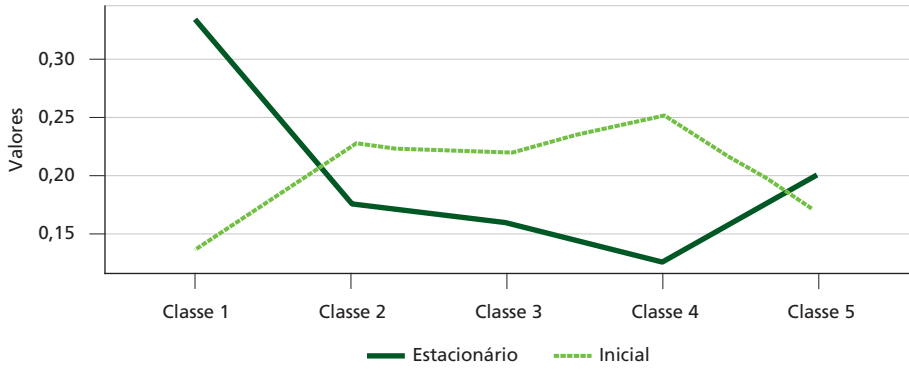
Percebe-se também a existência de persistência na distribuição, sendo mais acentuada nas classes inferiores de produtividade. Isso se tornou evidente pelas altas probabilidades nas primeiras entradas da matriz de Markov. Uma possível explicação para esta persistência é a parcialidade existente na implantação da política de modernização do setor agropecuário na região (crédito rural subsidiado; preços mínimos de garantia; pesquisa e assistência técnica).



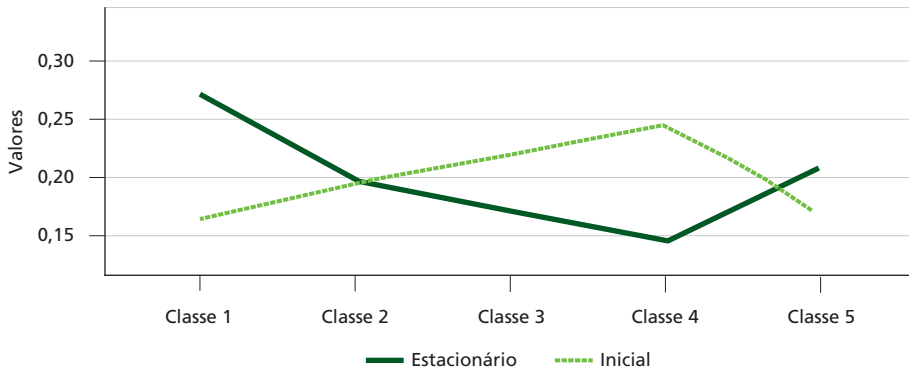
GRÁFICO 3

Comparativo entre a distribuição inicial e a do estado estacionário para as AMC's da região Centro-Oeste do Brasil pelo método de Quah

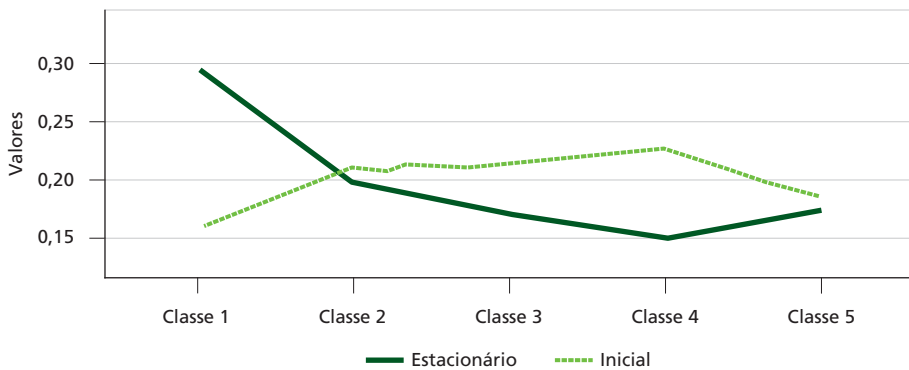
3A – 1970 a 2006

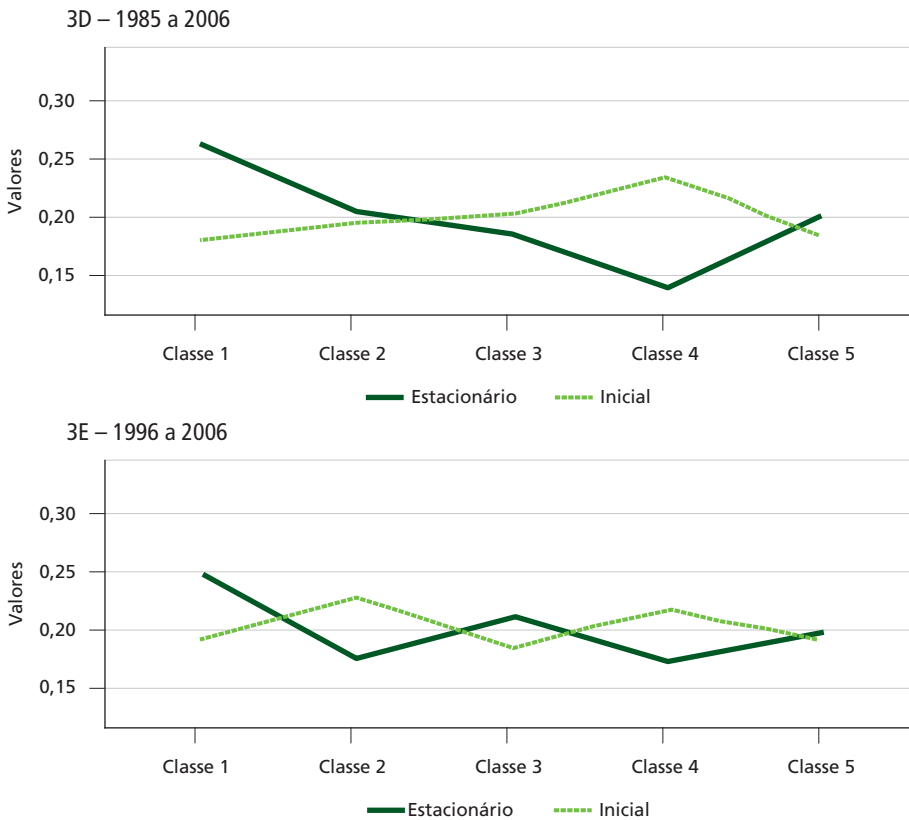


3B – 1975 a 2006



3C – 1980 a 2006





Elaboração dos autores.

Como enfatizado, os resultados mostram uma piora em termos da distribuição da produtividade em torno da sua média de cada ano. Deve-se observar que a produção pode ter aumentado e se distribuído ao longo de mais municípios, em 2006, que em 1970. Contudo, caso tenha havido esta dispersão espacial, isso não implicou um desempenho melhor, ao se observar essa dispersão em torno da média. O foco do estudo não é o aumento da produção total, mas sim, como esta produção apresenta-se distribuída em torno da média. Caso o interesse da análise fosse na produção, bastaria o cálculo da evolução da produtividade da região ao longo dos anos analisados. Se a redução de heterogeneidade vem acompanhada de mais municípios situados abaixo da média da região, não é possível afirmar que o aumento da produção total se traduziu em melhores resultados para o recorte geográfico municipal, representado pelas AMCs.

#### 4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Procurou-se analisar o comportamento da produtividade da mão de obra na agropecuária da região Centro-Oeste nos períodos 1970-2006, utilizando como recorte geográfico as áreas mínimas comparáveis (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, neste contexto, a verificação da existência ou não de um processo de convergência no sentido cunhado pela literatura de crescimento econômico. Para cumprir essa finalidade, a metodologia de análise empregada foi a de matrizes de transição de Markov.

Salvo as limitações da metodologia, os resultados mostraram-se coerentes. 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.

Os resultados encontrados demonstram que a densidade de distribuição sofreu, ao longo do período de estudo, um deslocamento de massa para a esquerda, denotando uma piora em sua distribuição de produtividades. Quanto à sua dinâmica, esboçada pelo cálculo das matrizes de Markov, nota-se uma trajetória de transição que converge para as classes inferiores de produtividade. Outro ponto a se destacar é que, no estado estacionário, a maior parte das AMCs situa-se em classes de produtividade que estão abaixo da média do estado.

Conclui-se, assim, que a região Centro-Oeste, apesar dos elevados níveis de produtividade da mão de obra, apresenta níveis acentuados da heterogeneidade, quem têm aumentado ao longo do tempo. Logo, o crescimento econômico não está sendo capaz de reduzir as diferenças regionais, segundo o que apontam as metodologias propostas, e que as políticas públicas direcionadas ao setor deveriam ser revistas, visando não somente ao crescimento da produção.

A principal limitação da presente análise está em seu caráter predominantemente descritivo e não tão explicativo. Essa é uma lacuna que futuros estudos poderão preencher mediante o uso de esquemas condicionantes, que são capazes de mensurar como determinadas variáveis afetam a distribuição de produtividades, bem como sua probabilidade de transição. Com isso, será possível identificar quais as principais variáveis responsáveis por influenciar positivamente a trajetória de crescimento da produtividade.

## REFERÊNCIAS

- BEZERRA, L. M. C.; CLEPS JÚNIOR, J. O desenvolvimento agrícola da região Centro-Oeste e as transformações no espaço agrário do estado de Goiás. **Revista Caminhos de Geografia**, v. 2, n. 12, p. 29-49, jun. 2004.
- BULLI, S. Distribution dynamics and cross-country convergence: a new approach. **Scottish Journal of Political Economy**, v. 42, p. 226-243, 2001.

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**, v. 46, n. 3, p. 739-765, jul./set. 2008.

GASQUES, J. G. *et al.* Produtividade total dos fatores e transformações da agricultura brasileira: uma análise dos dados dos censos agropecuários. *In*: GASQUES, J. G.; VIEIRA FILHO, J. E. R.; NAVARRO, Z. (Orgs.). **A agricultura brasileira: desempenho, desafios e perspectivas**. Brasília: Ipea, 2010.

GONDIM, J.; 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, 2004. p. 1-15.

HAYAMI, Y.; RUTTAN, V. **Desenvolvimento agrícola: teoria e experiências internacionais**. Brasília: Embrapa, 1988.

HOFFMANN, R. A. A dinâmica da modernização da agricultura e a distribuição da renda em 157 microrregiões homogêneas do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 30, n. 4, p. 271-290, out./dez. 1992.

LE GALLO, J. Space-time analysis of GDP disparities among European regions: A Markov chains approach. **International Regional Science Review**, v. 27, n. 2, p. 138-163, 2004.

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.

MÜLLER, G. **Complexo agroindustrial e modernização agrária**. São Paulo: Hucitec/EDUC, 1989.

PEIXOTO, A. M. M. *et al.* Expansão da fronteira agrícola e a constituição de complexos agroindustriais no Sudoeste de Goiás. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE GEOGRAFIA AGRÁRIA. 21., 2012, Uberlândia, MG, 15-19 out. 2012. **Anais...** Uberlândia, MG, 2012.

PESSOA, F. M. C. *et al.* **Convergência da produtividade da terra e do trabalhador no setor agropecuário da região Norte do Brasil**. 1. ed. Belém: Banco da Amazônia, 2013. v. 7. p. 81.

\_\_\_\_\_. Qual a direção da convergência na produtividade da mão de obra na agropecuária de Minas Gerais? **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 52, n.4, p. 783-800, dez. 2014.

QUAH, D. **Empirical cross-section Dynamics in Economic Growth**. London: London School of Economics, 1992. (LSE Working Paper).

\_\_\_\_\_. Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis. **The Scandinavian Journal of Economics**, v. 95, n. 4, p. 427-443, 1993.

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

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

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**, v. 42, n. 2, p. 293-316, 2004.

THE MIRACLE of cerrado. **The Economist**, Aug. 2010. Disponível em: <<http://goo.gl/zEWzOv>>. Acesso em: 20 nov. 2015.

VIEIRA FILHO, J. E. R. Heterogeneidad estructural de la agricultura familiar en el Brasil. **Revista de La Cepal**, v. 111, p. 103-121, 2013.

VIEIRA FILHO, J. E. R.; SANTOS, G. R.; FORNAZIER, A. **Distribuição produtiva e tecnológica da agricultura brasileira e sua heterogeneidade estrutural**. Brasília: Cepal; Ipea, 2013. (Texto para Discussão, n. 54).

VIEIRA, P. A.; BUAINAIN, A. M.; CONTINI, E. Goiás: do vazio ao heterogêneo. *In*: CAVALCANTI, I. M. *et al.* (Orgs.) **Um olhar territorial para o desenvolvimento: Centro-Oeste**. Rio de Janeiro: BNDES, 2014.

