

# EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS SOBRE A CONCENTRAÇÃO DE TERRAS, O CRESCIMENTO AGROPECUÁRIO E O USO DE TECNOLOGIAS EM MINAS GERAIS A PARTIR DA HIPÓTESE DE KUZNETS

José Luiz Alcantara Filho<sup>1</sup>  
Rosa Maria Olivera Fontes<sup>2</sup>  
Maurício Paulo Ferreira Fontes<sup>3</sup>

## RESUMO

Este trabalho objetivou testar a hipótese de Kuznets utilizando o PIB<sub>agropecuário</sub> *per capita* e os índices de Aptidão Agrícola (IAG) e Tecnológico (ITE<sub>fatorial</sub>) como variáveis explicativas que alteram a distribuição fundiária das microrregiões de Minas Gerais. Foi utilizado o Gini para mensurar a desigualdade de terras e a análise fatorial para o ITE<sub>fatorial</sub>, além do PIB<sub>agropecuário</sub> e o IAG que foram utilizados para fazer a regressão. Enfim, concluiu-se que os efeitos do PIB em relação à desigualdade de terras são praticamente nulos, tanto no curto como no longo prazo e as variáveis geográficas estão aumentando a concentração nas microrregiões.

**Palavras-chave:** Concentração de Terras; Curva de Kuzntes; Índices de Aptidão Agrícola e Tecnológico.

**Seção Temática:** E3 – Características urbanas e regionais do desenvolvimento mineiro.

## ABSTRACT

This work objectified to test the Kuznets' hypothesis using the per capita GDP<sub>agricultural</sub>, the Land Suitability Index (LSI) and Technological Index (Tel<sub>factor</sub>) as explanatory variables that modify the agrarian distribution of the Minas Gerais' microregions. The Gini was used to measure the land inequality and factor analysis for calculate Tel<sub>factor</sub>, beyond the GDP<sub>agricultural</sub> and the LSI that had been used to make the regression. At last, was concluded that GDP's effects in the land inequality are practically null, as in the short one as in the long run and the geographic variables are increasing the concentration in the microregions.

**Key-words:** Inequality Land; Kuzntes Curve; the Land Suitability and Technological Index

---

<sup>1</sup> Mestrando em Desenvolvimento Econômico e Políticas Públicas pelo Departamento de economia da Universidade federal de Viçosa - MG. e-mail: zezo\_filho@yahoo.com.br

<sup>2</sup> Professora Titular da do Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa - MG. e-mail: rfontes@ufv.br

<sup>3</sup> Professor Titular do Departamento de Solos da Universidade Federal de Viçosa - MG. e-mail: mpfontes@ufv.br

## 1 – INTRODUÇÃO

A redução das disparidades sociais e econômicas tem sido um dos grandes desafios tanto das instituições internacionais como de grande parte dos países. Pesquisas evidenciam que os casos mais graves de desigualdade se concentram na América Latina, de modo que o Brasil, apesar de ser a 14<sup>a</sup> maior potência econômica do mundo e um país considerado emergente, os níveis de concentração de renda lhe credenciam como um dos mais desiguais, senão o mais desigual do mundo. Como salientou Barros (2000), desde 1960 até 2000, a desigualdade de renda não somente se manteve em alto patamar, como veio aumentando sucessivamente ao longo dos anos. A partir de 2001, esta concentração começou a declinar, acumulando 4% de queda até 2004. Mas, apesar desta queda recente, a desigualdade de renda permanece ainda bastante elevada, de modo que o Brasil ainda se encontra dentre os 5% mais desiguais do mundo (BARROS, 2006).

O Brasil também sofre com problemas sérios no que diz respeito à concentração de terras, pois, se o Índice de Gini<sup>4</sup> para renda no valor de 0,6 já coloca o Brasil no topo da desigualdade, este índice, mensurado para a distribuição de terras, chega a 0,8, confirmando assim o quão concentrada está a propriedade fundiária no Brasil. (AGRÁRIO, M. D., 2003).

Segundo Furtado (1989) as raízes dos problemas fundiários no Brasil são reflexos da construção histórica da formação da propriedade. Essas raízes provêm da própria dinâmica de funcionamento da colônia e das leis vigentes neste período, as quais introduziram as disparidades na distribuição de terras e, posteriormente, na concepção mercadológica da terra. Através dos trabalhos de Souza (2000) e Alcantara Filho (2007), percebe-se que estes problemas ainda perduram no Brasil, pois o primeiro constatou que a concentração de terras no Brasil permaneceu em níveis elevados entre 1980 e 1995 e o segundo verificou que não houve mudanças significativas na estrutura fundiária entre 1992 e 2003.

No que tange à questão do crescimento e desigualdade, Kuznets (1955), apoiado em dados de três países (EUA, Inglaterra e Alemanha), formulou uma hipótese de relação em formato de U-invertido entre a distribuição de renda e o crescimento econômico. Segundo ele, para locais com baixos níveis de renda o crescimento econômico gera aumento dos níveis de desigualdade até que se chegue a um ponto de inflexão, quando passa a existir uma relação inversa entre as variáveis. Desta forma, a desigualdade provocada inicialmente seria recompensada através do crescimento num período subsequente, de modo que, no longo prazo, a desigualdade naturalmente se reduziria. Todavia, outros autores como Buainain, et al (2001), Guanzioli (1998), Denninger & Squire (1998), Anand e Kanbur (1998) e Fishlow (1995) sustentam a hipótese de que a desigualdade inicial é um fator limitante para o crescimento subsequente, ou seja, a distribuição desigual da propriedade tende a reduzir o crescimento de longo prazo. Se, por um lado, autores como Leite e Ávila (2007) afirmam que a hipótese de Kuznets (1955) tem suas premissas rejeitadas, tanto nos países em desenvolvimento como até mesmo em países desenvolvidos, por outro, Li e

---

<sup>4</sup> O Índice de Gini é uma ferramenta que mensura o nível de concentração. Este índice varia entre 0 e 1, de modo que quanto mais próximo de 1, mais concentrado e quanto mais próximo de zero menos concentrado.

Zou (1998) afirmam que o estabelecimento de uma relação entre desigualdade e crescimento é uma questão complicada. Para eles, a priori, nem uma associação positiva nem negativa entre estas variáveis deve ser interpretada como causalidade da desigualdade ao crescimento, pois, para ambos os casos, existem explicações concretas e plausíveis, isto significa dizer que, a desigualdade inicial pode afetar o crescimento de longo prazo tanto positiva, como negativamente, dependendo do caso estudo.

Barro (2000), por sua vez, identificou que a desigualdade retarda crescimento em países pobres, mas encoraja o crescimento em lugares mais ricos. Segundo ele, a curva de Kuznets demonstra aumentos nos níveis de desigualdade iniciais e diminuições posteriores durante o processo de desenvolvimento econômico, com uma regularidade empírica clara. Porém, esta relação não explica o tamanho das variações na desigualdade por países ou com o passar do tempo. Assim, ao verificar esta questão, Barro identificou que não somente o padrão de Kuznets é estatisticamente significativo, como evidenciou que há uma relação fraca entre desigualdade e taxas de crescimento e investimento.

Mo (2003) relacionou crescimento econômico com a desigualdade na distribuição da terra. Em seu trabalho, o autor supõe que a desigualdade de terras é prejudicial ao crescimento econômico e comprova sua hipótese através da comparação entre duas regiões com características distintas em relação à questão fundiária: Ásia Oriental e América Latina. Partindo-se da suposição de que o Leste Asiático, que passou por processo de reforma agrária, cresce mais rapidamente que a América Latina, Mo mostra que, para um aumento de 1% no Índice de Gini de terras, a taxa de crescimento reduz em 0,7%. Além disso, evidenciou que 30% das diferenças regionais da performance econômica do Leste Asiático e América Latina podem ser explicadas pela diferenças nos níveis de desigualdade na distribuição da terra. Enfim, conclui sustentando a hipótese de que os países cujos processos de reforma agrária foram realizados e bem sucedidos na redução da desigualdade da propriedade da terra têm crescimento mais alto que os países com alta concentração de terras.

Carneiro et al (2003) afirmam que, além das variáveis econômicas e sociais, pode-se destacar que variáveis geográficas também proporcionam estreitas relações com os aspectos sócio-econômicos do setor agropecuário, ou seja, para um agricultor desprovido de capital, a fertilidade natural da terra e a ocorrência de chuvas constituem como as únicas alternativas para o cultivo. Mas, por outro lado, para um produtor com capital disponível, a adubação, por exemplo, é uma prática agrícola capitalizada capaz de superar determinadas restrições naturais do solo, possibilitando a criação de uma nova dinâmica da agricultura. Diante dessas condições, Carneiro et al (2005) desenvolveram um Índice Geográfico Tecnológico para Minas Gerais no intuito de dar suporte à estudos econômicos que permitam reduzir as desigualdades microrregionais em Minas Gerais. Este índice, mais tarde modificado por Fontes et al (2008), é baseado em três sub-índices (Índice de Aptidão Agrícola, Índice Tecnológico e Índice Hidrológico), sendo que os dois primeiros são considerados como variáveis geográficas ativas, passíveis de alterações técnicas ao longo do tempo e, o último como uma variável passiva, ou essencialmente estática, não podendo ser manipuladas pelo homem.

Sendo assim, esse trabalho tem como objetivo central testar a hipótese de U-invertido de Kuznets em 2005, utilizando o PIB agropecuário *per*

*capita* e os Índices de Aptidão Agrícola e Tecnológico que podem estar alterando a estrutura fundiária das microrregiões do estado de Minas Gerais. Para tal, foi utilizado o Índice de Gini como mensurador no nível de desigualdade de terras nas microrregiões de Minas Gerais. Faz-se necessária a inclusão das variáveis geográficas ativas ao modelo de crescimento e desigualdade, uma vez que, elas podem alterar a configuração da estrutura fundiária no estado, bem como em suas microrregiões. Além disso, o modelo proposto por Barro (2000), que será melhor abordado na seção 2.5, prevê a inclusão de outras variáveis ao modelo além de crescimento e desigualdade.

Enfim, parte-se da hipótese de que o crescimento econômico, por si só, não será capaz de alterar a estrutura de desigualdade no estado e, mesmo que a evidência de Kuznets seja comprovada, espera-se que esta seja achatada, assim como propõe Barro (2000). Além disso, pressupõe-se que a aptidão agrícola e a tecnologia relacionam-se positivamente à desigualdade de terras, visto que, em primeiro lugar, os agentes detentores de capital tendem a buscar investimentos em locais com maior fertilidade do solo, relegando, *a priori*, as terras menos férteis tal como a proposição Ricardiana (1982) e, em segundo lugar, devido ao elevado custo de utilização de insumos tecnológicos, seguindo a lógica de que o uso de tecnologias de capital estejam mais diretamente ligadas às grandes propriedades que às pequenas e médias.

Este artigo consiste em 4 seções. Após a introdução, a segunda seção refere-se à metodologia, sendo apresentada base de dados, assim como os instrumentos analíticos que serão utilizados no presente trabalho. Além disso, foi realizada uma breve descrição do objeto de estudo, ou seja, das microrregiões do Estado de Minas Gerais. A terceira seção trata da apresentação e discussão dos resultados e, por fim, na quarta seção será apresentado os elementos conclusivos referente às análises realizadas.

## **2 – METODOLOGIA**

### **2.1 – Divisão Regional**

O Estado de Minas Gerais está situado na Região Sudeste do Brasil e se caracteriza como um estado importante tanto no campo político quanto econômico do cenário nacional brasileiro. O Estado conta com uma densidade demográfica média relativamente baixa (30,1 hab/Km<sup>2</sup>) e uma grande extensão territorial (588.383,60 Km<sup>2</sup>), sendo o quarto maior estado da Federação. Minas Gerais possui 853 municípios congregados geograficamente em 66 microrregiões, que, por sua vez, formam 12 meso-regiões (IBGE, 2000).

Para o presente trabalho utilizou-se a divisão microrregional do estado de Minas Gerais adotada pelo IBGE como objeto de estudo devido às microrregiões representarem grupos mais homogêneos quanto às características físicas, econômicas, políticas e sociais do estado.

## 2.2 – Índice de Gini

O Índice de Gini (IG) é uma ferramenta utilizada na mensuração do grau de concentração de qualquer distribuição estatística, sendo, no entanto, mais frequentemente aplicado à renda, à propriedade fundiária e à oligopolização industrial. Em termos de distribuição de terras, esta curva é construída relacionando-se as faixas de propriedades, ou seja, das menores às maiores, com sua participação na área total (HOFFMANN, R. 1998 apud ITRIA, 2004).

O coeficiente de Gini é medido através da seguinte fórmula, conforme Costa (1979 apud SOUZA, 2000. p.101):

$$IG = 1 - \sum_{i=1}^n (Y_i + Y_{i-1}) (X_i - X_{i-1}) \quad (1)$$

em que  $X_i$  é a percentagem acumulada da população (pessoas que recebem renda, proprietários de terra, indústrias, etc.) até o extrato  $i$ ; e  $Y_i$  é a percentagem acumulada de renda, área, valor da produção, etc.

De acordo com a fórmula acima, o IG pode ser mensurado entre 0 e 1, sendo o valor zero correspondente à concentração nula e o 1 como concentração absoluta. À medida que se aumenta o IG, eleva-se o grau de desigualdade em questão.

Para o presente trabalho foram utilizadas como variáveis a porcentagem de área total e o número de imóveis por estratos de propriedade das 66 microrregiões de Minas Gerais em 2005.

## 2.3 – Índice de Aptidão Agrícola e Índice Tecnológico

Tanto o Índice de Aptidão Agrícola (IAG) quanto o Índice Tecnológico (ITE) são componentes do Índice Geográfico Tecnológico (Geotec) proposto por Carneiro et al (2005) e modificado por Fontes et al (2008).

O IAG baseia-se na classificação da fertilidade do solo proposta por Ramalho Filho et al (1983) e utilizada por Amaral (1993) para classificar o solo das microrregiões de Minas Gerais. Segundo Carneiro et al (2005) e Fontes et al (2008) diferenciaram os componentes da aptidão para uso agrícola, preconizado por Ramalho Filho et al (1983) levando em consideração características do ambiente, propriedades físicas e químicas da terra e limitações do solo: deficiência de fertilidade natural, deficiência ou excesso de água e oxigênio, susceptibilidade à erosão e impedimentos à mecanização agrícola. Os grupos 1, 2 e 3 referem-se às terras utilizadas para lavouras com melhores aptidões agrícolas. Já os grupos 4, 5 e 6 representam tipos de utilização para pastagens, silvicultura e/ou pastagem natural e preservação da fauna e flora, respectivamente. A ordem de limitações que afetam o solo dos seis tipos de uso da terra aumenta na ordem crescente dos grupos. O cálculo do IAG realizou-se levando-se em consideração as proporções relativas de cada microrregião e os pesos de cada um dos grupos (CARNEIRO et al, 2005 e FONTES et al, 2008).

Carneiro et al (2005) e Fontes et al (2008) desenvolveram o Índice Tecnológico para a agricultura após observarem que a produtividade de grãos

apresentava correlações positivas com variáveis características do uso de tecnologias tais como: assistência técnica, práticas de conservação do solo, adubos e corretivos, energia elétrica, controle de pragas e irrigação. Segundo os autores, com exceção da variável irrigação, foi possível verificar correlações fortes entre produtividade de grãos e o uso de tecnologias.

Quanto à forma de cálculo escolhida pelos autores na construção do índice foi a média aritmética dos seis componentes que formam o ITE.

Para o presente trabalho será proposta uma nova configuração do índice, bem como uma maneira alternativa de ponderação das variáveis. A primeira modificação proposta é a exclusão da variável irrigação do ITE uma vez que os próprios autores mencionaram que esta não possui correlação forte com a produtividade de grãos e, além disso, este tipo de tecnologia não é significativo no estado como um todo, apenas em alguns pontos isolados. Por outro lado, a utilização de máquinas e caminhões<sup>5</sup> é importante para explicar a produtividade de grãos, no entanto não foi incluído no ITE conforme o previsto em Carneiro et al (2005) e Fontes et al (2008). Por conseguinte, neste trabalho, será incluída esta variável como componente do Índice Tecnológico. A segunda modificação em relação ao ITE original é que as variáveis serão ponderadas através da análise fatorial, de modo que o ITE passará a ser representado pelo escore do(s) fator(es) atribuídos a partir da aplicação de tal técnica. Por este motivo, sempre que houver referências a respeito desta nova forma de cálculo, será utilizada a nomenclatura de ITE fatorial, como forma de distingui-lo da proposta inicial realizada por Carneiro *et al* (2003; 2004).

## 2.4 – Análise Fatorial

A análise fatorial é uma ferramenta que visa explicar as variáveis originais de um conjunto de dados em função de um número menor de variáveis aleatórias, denominadas fatores. Estes, por sua vez, estão relacionados com o conjunto de dados originais e representam uma sumarização das principais informações obtidas dos mesmos. (MINGOTI, 2005).

Segundo Manly (1986), tal análise estuda as relações entre os conjuntos de muitas variáveis inter-relacionadas, representadas em função de alguns fatores, de modo que os resultados são melhores à medida que se aumenta o número de variáveis originais altamente correlacionadas, seja positiva ou negativamente. Neste sentido, cabe ressaltar que a relação ocorre entre as variáveis agrupadas nos fatores e não entre eles, já que estes são mutuamente independentes.

A aplicação da análise fatorial tem como objetivos principais a identificação da estrutura dos dados e a redução do seu volume, ou seja, por meio desta ferramenta é possível reduzir o conjunto de variáveis tornando-os mais compreensíveis e facilmente interpretáveis, como também é possível reutilizar os novos dados obtidos, ou seja, os escores dos fatores, em análises posteriores, como em análises de agrupamento, de regressões ou variâncias. (JOHNSON E WICHERN, 1992).

---

<sup>5</sup> Foram contabilizados como máquinas e caminhões todos os tipos de tratores, máquinas para plantio, máquinas para colheita e caminhões.

No entanto, para uma aplicação satisfatória desta técnica, é necessário realizar alguns testes a fim de comprovar se a redução do conjunto de dados, representado nos fatores, corresponde adequadamente às variáveis originais. Para tal, existem algumas técnicas utilizadas para avaliar o grau de significância da aplicação da análise fatorial, isto é, analisar se a correlação entre as variáveis é significativa a ponto dos fatores representarem grande parte da variabilidade dos dados. As mais utilizadas são: Critério de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) e teste de esfericidade de Bartlett. (JOHNSON E WICHERN, 1992). O teste de esfericidade de Bartlett consiste na aplicação de um teste de hipótese para verificar se a matriz de correlação populacional é próxima ou não da matriz identidade. Neste caso, para que o modelo de análise fatorial esteja bem ajustado, o teste de Bartlett deve rejeitar a hipótese nula. Ressalta-se que a aplicação deste teste requer que as variáveis tenham distribuição normal p-variada. Por outro lado, a KMO verifica a distância entre a matriz de correlação inversa e a matriz diagonal. Seus valores devem oscilar entre 0 e 1. Para que a análise fatorial seja ajustável, é necessário que as matrizes estejam próximas. Assim, quanto mais próximo de 1 (um) for o KMO, mais significativo o resultado, pois as matrizes estarão próximas. Mingoti (2005), afirma que para a garantia de adequidade de ajuste de um modelo de análise fatorial, o valor da KMO deve ser maior que 0,8. Por outro lado, Souki e Gonçalves Filho (2003) sugerem que com um KMO superior a 0,6, os fatores explicam bem a variabilidade dos dados.

Outra questão relevante é que as variáveis  $F_i$  formadas pelo escore dos fatores são não observáveis, de modo que elas necessitam ser estimadas através de técnicas de análise fatorial sobre as variáveis observáveis. Além disso, geralmente, a estrutura inicial das estimativas das cargas fatoriais não é definitiva e, assim, o método proporciona a possibilidade de fazer sua rotação (LEMOS, 2000).

De acordo com Lemos (2000) os escores associados às observações têm distribuição simétrica em torno da média zero, o que implica que metade deles terá sinais negativos e a outra metade sinais positivos. Para evitar que altos escores fatoriais negativos elevem a magnitude dos índices associados às observações menores, torna-se necessária a transformação mostrada a seguir, tendo por objetivo inserí-los todos no primeiro quadrante:

$$FP_{ij} = \frac{(F_{ij} - F_{\min})}{(F_{\max} - F_{\min})} \quad (2)$$

em que  $F_{\min}$  e  $F_{\max}$  são os valores máximo e mínimo observados para os escores fatoriais associados às observações. Assim, além de reduzir a dispersão dos escores dos fatores, esta transformação também proporcionará somente valores positivos variando entre 0 e 1.

## 2.5 – Hipótese de Kuznets

A hipótese de Kuznets tem sido muito testada utilizando-se dados *cross-section*. Apesar deste método de aplicação ter a limitação de não captar os efeitos da evolução da desigualdade e da renda produzidos ao longo dos anos, para o presente trabalho ela se faz adequada já que buscar-se-á analisar a concentração fundiária em Minas Gerais somente no ano de 2005.

Quanto à forma funcional, uma das mais convencionais de se estimar a curva de Kuznets é a forma funcional de Ahluwalia (1976):

$$L_i = \alpha_i + \beta_1 Y_i + \beta_2 Y_i^2 + \varepsilon_i \quad (3)$$

em que:

$L$  é o índice de desigualdade;

$Y$  é a renda *per capita*;

$i=1,2,\dots,N$  identifica os municípios;

$\varepsilon_i$  representa o termo de erro.

No entanto, Dawson (1997) e Barro (2000) utilizaram funções semi-logarítmicas ou log-lineares (lin-log), pois estas formas funcionais captam melhor o efeito parabólico da curva de Kuznets. Deste modo, a forma funcional utilizada para calcular o efeito de Kuznets pode ser dada por:

$$L_i = \alpha_i + \beta_1 Y_i + \beta_2 \log Y_i^2 + \varepsilon_i \quad (4)$$

Além disso, através do trabalho de Barro (2000), percebe-se que a regressão não necessariamente deve se limitar a estimar desigualdade contra crescimento econômico e logaritmo do crescimento ao quadrado, ou seja, é possível acrescentar outras variáveis relevantes ao modelo, assim como fez o referido autor. Assim, será acrescido à equação acima o IAG e o ITE Fatorial como variáveis explicativas do modelo, de modo que a regressão apresentará a seguinte forma funcional:

$$L_i = \alpha_i + \beta_1 Y_i + \beta_2 \log Y_i^2 + \beta_3 IAG + \beta_4 ITE_{fatorial} + \varepsilon_i \quad (5)$$

em que:

$L$  é a o índice de Gini;

$Y$  é o PIB agropecuário *per capita*;

IAG é o índice de aptidão agrícola;

ITEfatorial é o índice tecnológico;

$i=1,2,\dots,N$  identifica os municípios;

$\varepsilon_i$  representa o termo de erro.

Vale ainda ressaltar duas considerações sobre a forma funcional. A primeira é que a equação (4) pode ser estimada pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Porém, no caso de haver presença de heterocedasticidade<sup>6</sup> é pertinente utilizar o método de Mínimos Quadrados

<sup>6</sup> Heterocedasticidade significa que a variância dos termos de erro não são constantes. Isso viola a premissa de que os erros estejam igualmente distribuídos, ou seja, de que sejam homocedásticos. A implicação da heterocedasticidade é que, embora o  $\beta_2$  estimado continue



Generalizados (MQG). A segunda refere-se à condição necessária para que se obtenha uma função no formato de U-invertido (JACINTO e TEJADA, 2004):

- i.  $\beta_1 > 0$
- ii.  $\beta_2 < 0$

Assim, caso seja satisfeita a condição acima, significa que o efeito de U-invertido se confirmará. Caso contrário, a função estará tomando uma outra forma que não a proposta por Kuznets.

## 2.6 – Fonte de dados

Para o presente trabalho, foram coletados dados secundários sobre o número de estabelecimentos rurais e suas respectivas áreas por estratos de propriedades<sup>7</sup>, sobre a produtividade de grãos e o uso de tecnologias (assistência técnica, práticas de conservação do solo, adubos e corretivos, energia elétrica, controle de pragas e máquinas e caminhões) das microrregiões do estado de Minas Gerais junto ao Censo Agropecuário do IBGE de 1995/1996. Além disso, foi utilizado o PIB agropecuário *per capita* de 1996 encontrado no banco de dados do IPEA, como *proxy* de crescimento econômico agropecuário.

Deve-se ainda ressaltar que, embora sejam um pouco defasados por terem se passado 12 anos da realização da pesquisa, os dados do Censo Agropecuário de 1995/1996 são os dados oficiais mais recentes em relação à maioria das variáveis utilizadas. Outra informação que merece destaque é que, conforme destacam Carneiro et al (2005) este Censo foi realizado no período entressafra, podendo provocar algum tipo de subestimação dos dados, visto que os Censos Agropecuários anteriores tiveram vigência dentro de um único ano civil.

## 3 – RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 3.1 – Análise Gráfica dos dados

Analisando-se brevemente a distribuição de terras em Minas Gerais, é possível inferir que, assim como no restante dos estados, a concentração de terras é demasiada. Alcantara Filho (2007) calculou e comparou o índice de Gini – Terras dos estados para os anos de 1992, 1998 e 2003 e verificou que os níveis de concentração fundiária no estado de Minas Gerais permaneceram praticamente estáveis durante todo o período, pois a única alteração foi que o IG passou de 0,75 em 1998 para 0,74 em 2003.

---

sendo um estimador linear e não tendencioso, ele deixa de ser eficiente, pois a variância dos erros deixa de ser mínima. Por conseguinte, o  $\beta_2$  estimado não será o melhor estimador linear não tendencioso, violando a premissa do modelo. Por isso, a heterocedasticidade é um problema sério e deve ser devidamente corrigido (GUJARATI, 2006).

<sup>7</sup> Estes foram utilizados para que se pudesse calcular o índice de Gini.

Para o caso das microrregiões mineiras, não foi possível realizar comparações temporais da distribuição de terras como forma de se captar as variações na desigualdade de terras, devido à ausência de disponibilidade de dados. Todavia, é plausível considerar que poucas foram as modificações na estrutura fundiária das microrregiões, já que, se o contrário estivesse ocorrendo, com certeza estas variações teriam modificado a estrutura do estado como um todo.

A partir da Figura 1 representada pelo mapa de Minas Gerais, é possível verificar o panorama geral da distribuição de terras no estado. Na primeira camada, o Gini das microrregiões varia entre 0,58 na microrregião de Juiz de Fora e 0,63 para Frutal, Ubá, Campo Belo e Ituiutaba e é composto por um total de 14 microrregiões. Com isso, pode-se inferir que a concentração de terras é elevada até mesmo nas microrregiões com menores índices de Gini do Estado. No outro oposito, a quinta camada possui IG variando entre 0,731 e 0,85 e é composta por 12 microrregiões, sendo que todas as sete microrregiões pertencentes ao Norte de Minas e três das cinco do Vale do Jequitinhonha pertencem a esta camada com maior concentração fundiária.

Além desses dois estratos de concentração citados acima, ainda há mais três intermediários, com o segundo variando entre 0,64 e 0,66, o terceiro entre 0,67 a 0,69 e o quarto vai de 0,70 a 0,73.

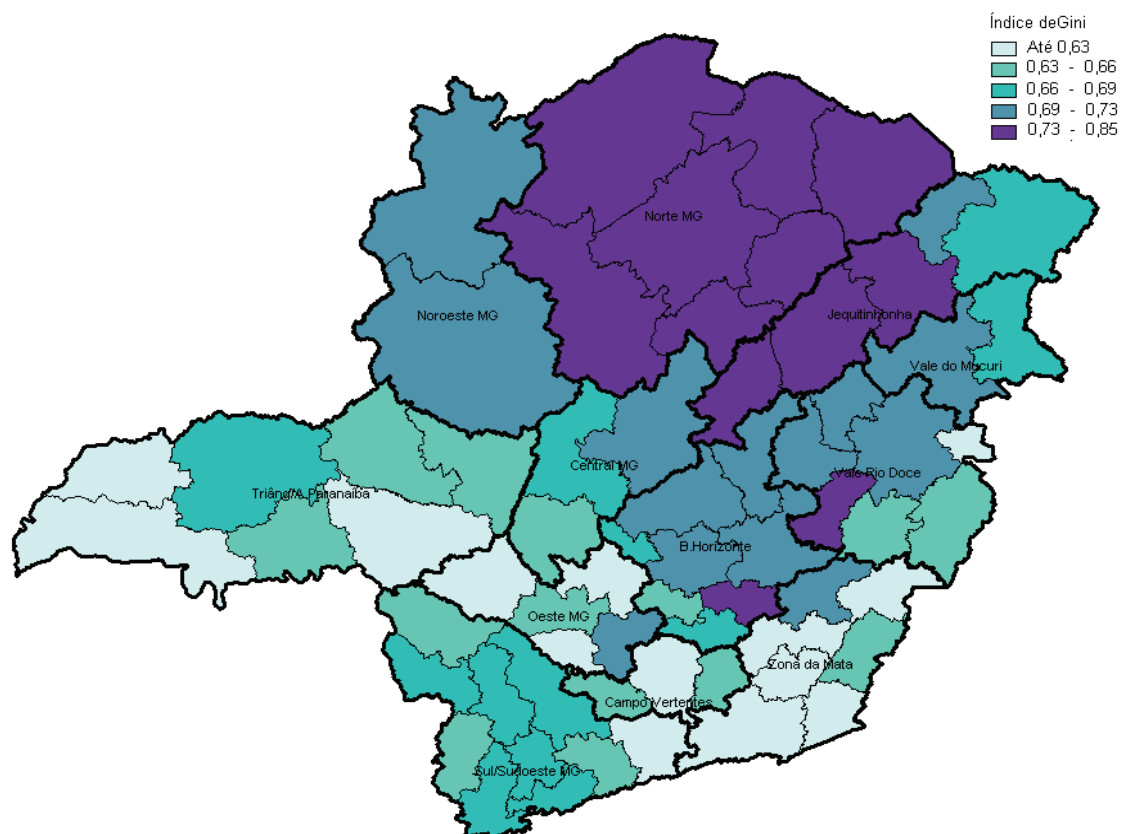


FIGURA 1 - Configuração da distribuição de terras de Minas Gerais 1995/1996.  
Fonte: Resultado da Pesquisa.

Visualizando-se a Figura 1, é claramente perceptível que a desigualdade de terras está concentrada espacialmente no eixo setentrional do estado, enquanto na metade de baixo, com exceção do Sul de Minas, o mapa está mais claro, isto é, possui 'menores' índices.

Quanto ao Produto interno Bruto Agropecuário *per capita* utilizado com *proxy* de crescimento econômico do setor e apresentado na Figura 2, verifica-se que há um certo indício de que o Índice de Gini esteja inversamente relacionado ao PIB, já que os maiores PIB's se concentram no Triângulo Mineiro, Oeste e Sul de Minas, enquanto os mais baixos estão mais homogeneizados nas mesorregiões de Belo Horizonte, Norte e Vale do Jequitinhonha.

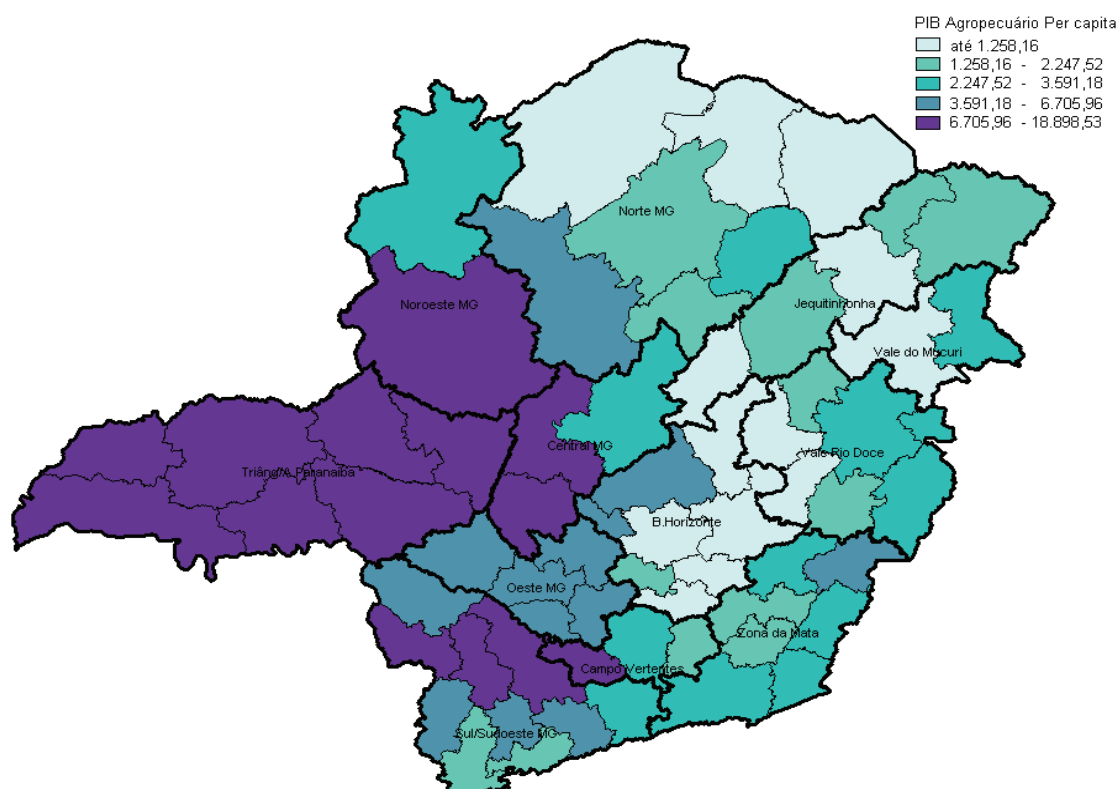


FIGURA 2 - PIB Agropecuário *per capita* das microrregiões de Minas Gerais em 1996.  
Fonte: Elaborado pelos Autores.

A Figura 3 mostra a distribuição do PIB agropecuário *per capita* no estado de Minas Gerais. A partir desta figura, é possível verificar com mais acuidade esta suposta relação negativa entre o Índice de Gini e o PIB agropecuário *per capita*. Nota-se, de maneira geral, que as microrregiões onde os Ginis são altos (representado pelos círculos alaranjados), os PIB's, são menores e vice-versa. As exceções mais significativas a este respeito ocorrem no Noroeste de Minas e na Zona da Mata Mineira, uma vez que, na primeira há alta concentração e alto PIB e na segunda, embora o Gini seja relativamente menor à outras localidades do estado, o PIB também não está entre os mais representativos.

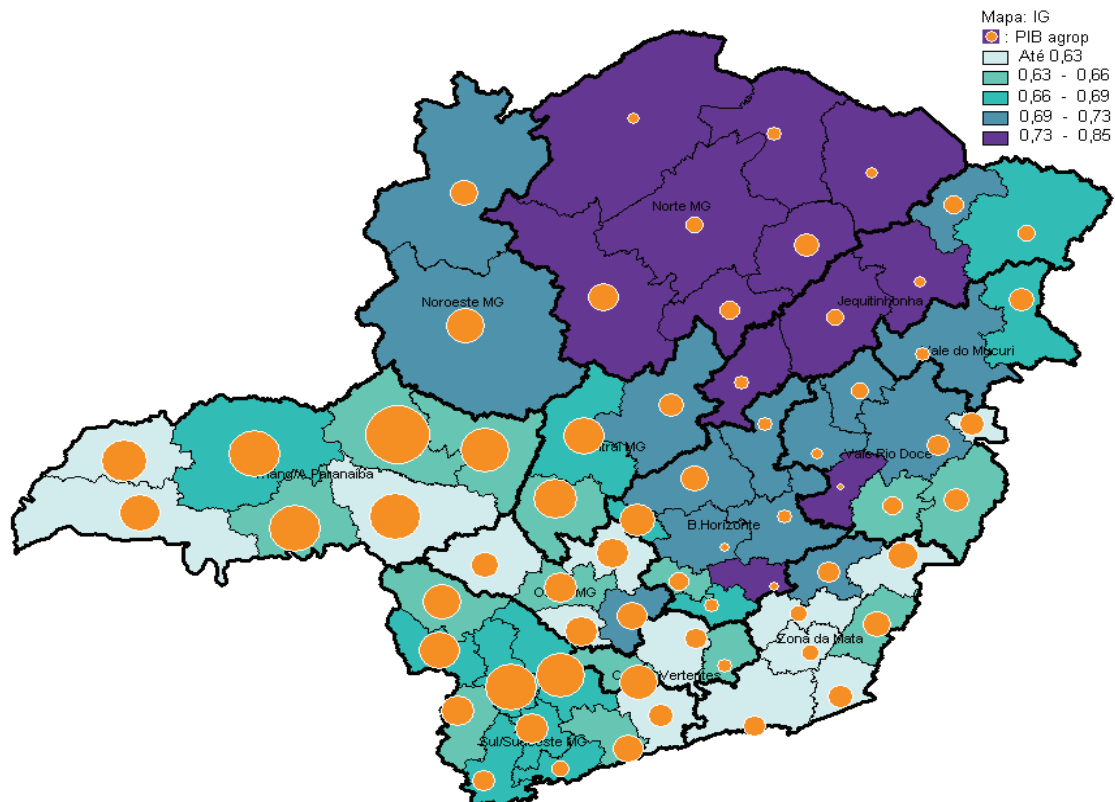


FIGURA 3 – Comparação entre o Índice de Gini com o PIB<sub>Agropecuário</sub> *per capita* nas microrregiões de Minas Gerais. Fonte: Elaborado pelo autor.

Foge ao escopo deste trabalho discutir a qualidade do solo no estado (representado pelo Índice de Aptidão Agrícola), mas apenas utilizar os dados referentes à aptidão agrícola a fim de verificar se as pessoas estão mais propensas a investir em terras nos locais onde a terra é de maior qualidade, gerando, conseqüentemente, aumento na concentração.

A distribuição do IAG nas microrregiões do estado pode ser visualizada através da Figura 4, a seguir. Vale ressaltar que as melhores terras do estado estão agrupadas principalmente no Triângulo Mineiro, Vale do Jequitinhonha e Mucuri, Sul, Central, Norte e Noroeste de Minas. Por outro lado, nas Mesorregiões Zona da Mata e Belo Horizonte, se concentram praticamente todas as terras de aptidões agrícolas inferiores do estado, exceto as microrregiões de Itajubá e Andrelândia no Sul e Diamantina no Jequitinhonha.

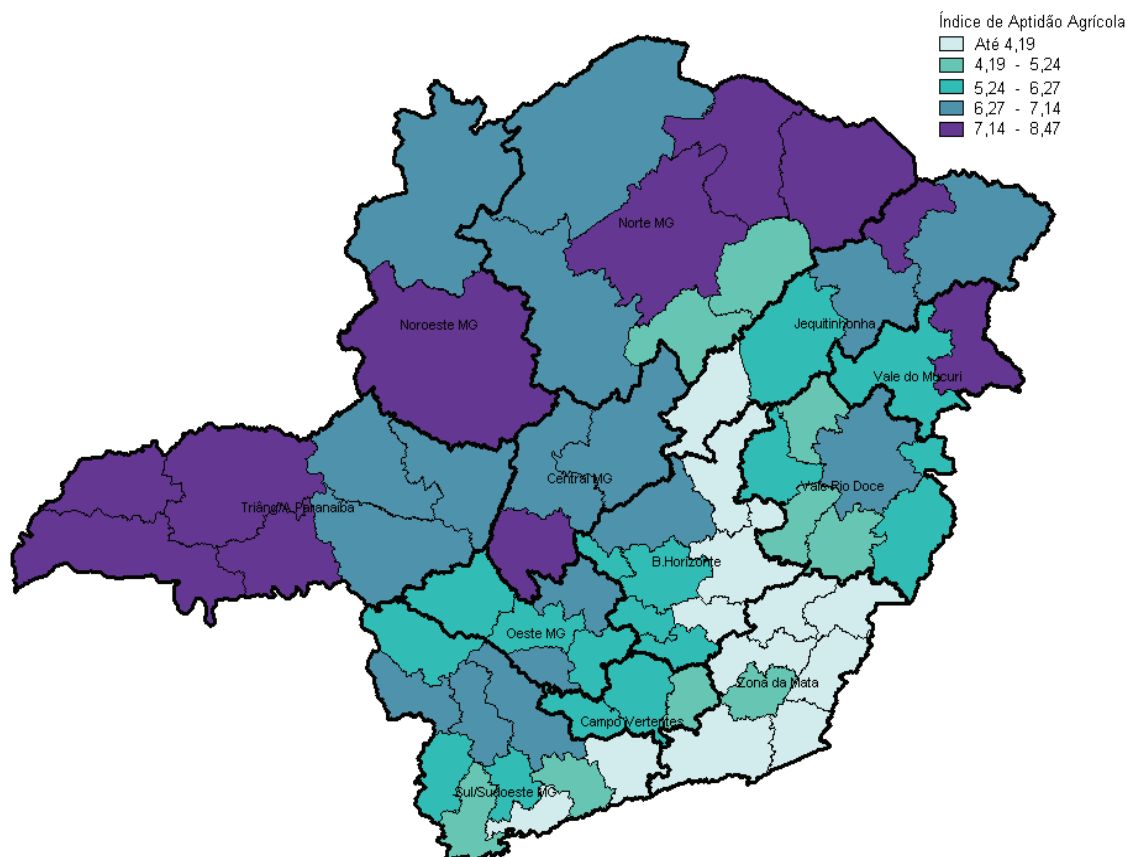


FIGURA 4 – Alocação do Índice de Aptidão Agrícola (IAG) das microrregiões de Minas Gerais. Fonte: Elaborado pelos Autores.

Neste tópico buscou-se apresentar os dados através de mapas, a fim de evidenciar a distribuição geográfica das variáveis a serem utilizadas no modelo de regressão. A seguir, será realizado um ajuste no Índice Tecnológico pelo método de análise fatorial e posterior discutido os resultados a partir da aplicação do modelo de crescimento e desigualdade proposto por Barro (2000).

### 3.2 – Construção do ITE Fatorial

Como foi descrito na metodologia, o ITE fatorial a ser apresentado neste trabalho é composto por seis variáveis representativas do uso de tecnologias à agricultura, quais sejam: assistência técnica, práticas de conservação do solo, adubos e corretivos, energia elétrica, controle de pragas e máquinas e caminhões.

A matriz de correlação das variáveis apresentou os seguintes resultados:

**TABELA 1 - MATRIZ DE CORRELAÇÃO DAS VARIÁVEIS DO ITE FATORIAL**

Variáveis	Assis. Técnica	Aubos e Corretivos	Contr.Pragas e Doenças	Cons. do solo	En. Elétrica	Maquinas e caminhões
Assis. Técnica	1,000	0,623	0,541	0,634	0,680	0,868
Aubos e Corretivos	0,623	1,000	0,668	0,811	0,879	0,460
Contr.Pragas e Doenças	0,541	0,668	1,000	0,504	0,805	0,466
Cons. do solo	0,634	0,811	0,504	1,000	0,784	0,577
En. Elétrica	0,680	0,879	0,805	0,784	1,000	0,523
Maquinas e caminhões	0,868	0,460	0,466	0,577	0,523	1,000

Fonte: Resultado da pesquisa

A partir da Tabela 1, verifica-se que todas as variáveis apresentam correlações positivas entre si. Todas as variáveis têm, ao menos uma outra variável com a qual se correlaciona fortemente, sendo máquinas e caminhões a que possui as correlações mais baixas com as demais variáveis. Contudo, esta variável têm correlação de 0,868 com assistência técnica, indicando que ambas aumentam em proporções similares e que onde se têm mais maquinaria há mais demanda por assistência técnica. Não obstante, a matriz de fatores extraída pelo método dos componentes principais gerou um único fator de modo que 71,5% da variância das  $X_i$  variáveis são captadas pelo Fator  $F_1$  que forma o ITE fatorial. Como era de se esperar, todas as variáveis estão forte e positivamente correlacionadas com o Fator  $F_1$ . Segue, logo abaixo na Tabela 2, a matriz de correlações extraída pelo método dos componentes principais.

**TABELA 2 - MATRIZ DE COMPONENTES PRINCIPAIS DO ITE FATORIAL**

Assistência Técnica	0,853
Aubos e Corretivos	0,885
Controle de Pragas e Doenças	0,785
Conservação do solo	0,856
Energia Elétrica	0,928
Maquinas e caminhões	0,757

Fonte: Resultados da pesquisa

Contudo, antes de se utilizar o escore do novo fator criado a partir das variáveis apresentadas acima, é necessário mensurar a qualidade da aplicação do método. Para tal, foram utilizados os testes de KMO e Barlett que geraram os valores de 0,738 e 379,77, respectivamente. Quanto ao primeiro, está em uma faixa não excelente, porém aceitável de classificação da análise fatorial e, através do segundo teste foi possível verificar a rejeição da hipótese nula de que a matriz identidade seja igual à matriz de correlação das variáveis, sendo a utilização do escore do fator como índice tecnológico plausível e econometricamente fundamentado.

Sendo assim, na Figura 5 é apresentada a disposição do ITE fatorial padronizado das microrregiões do estado de Minas Gerais:

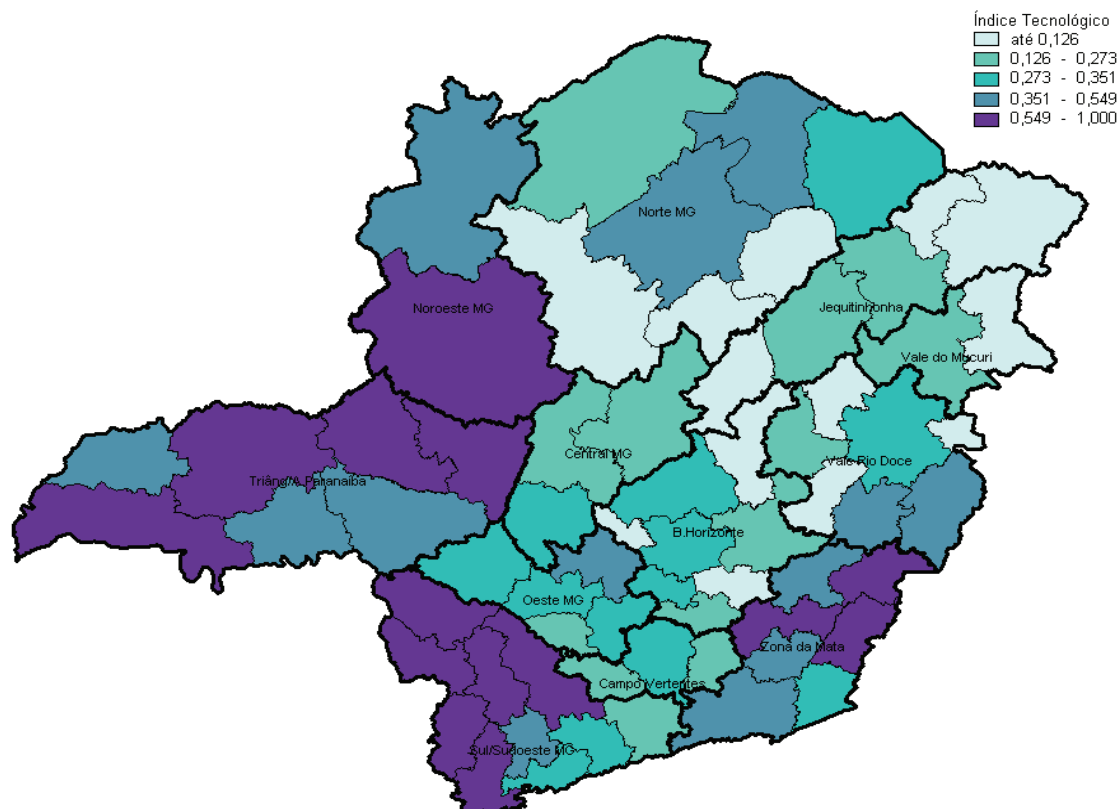


FIGURA 5 - Classificação das Microrregiões de Minas Gerais a partir do escore de fatores padronizado que formam o ITE fatorial.  
Fonte: Resultados da pesquisa

### 3.3 – Estimação da regressão e verificação da Hipótese de Kuznets

Foi estimada uma regressão a fim de se avaliar os efeitos do crescimento agropecuário, IAG e ITE Fatorial na desigualdade de terras. Além disso, acredita-se que este tipo de ferramenta é um instrumento mais poderoso e menos viesado para se captar tais efeitos do que uma simples comparação preliminar dos mapas.

A regressão descrita na equação (5), cujos dados estão sintetizados na Tabela 3, foi estimada pelo método de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), uma vez que foi necessário corrigir a heterocedasticidade. De acordo com as recomendações teóricas que envolvem tal questão, a ponderação foi aplicada dividindo-se a equação pela raiz do ITE fatorial (GUJARATI, 2006).

Após a ponderação e estimação da regressão por MQG, foram realizados novamente os testes de detecção<sup>8</sup> de heterocedasticidade, de modo que todos rejeitaram a hipótese de que ainda houvesse tal problema. Outra premissa importante para que se estime uma regressão linear deste tipo é que os erros sejam normalmente distribuídos<sup>9</sup>. Realizada a aplicação do teste de

<sup>8</sup> Foram realizados os testes de Breush-Pagan-Godfrey, Glejser, ARCH com uma defasagem e White sendo que todos rejeitaram a Hipótese de Heterocedasticidade em nível de 1, 5 e 10% de confiança. Os testes seguem no anexo 1 do presente trabalho.

<sup>9</sup> O teste de normalidade pode ser feito pelo Teste de Jarque-Bera. Este teste tem como hipótese nula ( $H_0$ ) que os resíduos são normalmente distribuídos ( $JB \sim \chi^2(10\%; 2GL)$ ). Sendo assim, se o valor calculado for maior que o tabelado, rejeita-se a hipótese de distribuição normal dos erros. Caso contrário é possível admitir a normalidade dos resíduos. (Majores

Jarque-Bera, constatou-se que os resíduos estão normalmente distribuídos. Após tais procedimentos, é possível analisar os dados da regressão, que resultaram nos dados da Tabela 3 apresentados a seguir:

**TABELA 3 - RESULTADOS ECONÔMÉTRICOS DA REGRESSÃO ESTIMADA**

Variável Dependente: IG			
Variáveis	Coeficientes	Desvio-padrão	Teste student-t
C	0.807222	0.055903	14.43972***
PC	6.57E-06	3.36E-06	1.954542**
LOG(PC)^2	-0.005011	0.001004	-4.991607***
IAG	0.026038	0.004125	6.312871***
ITEf	0.038459	0.022553	1.705269*
R <sup>2</sup>	0.9759	Média	0.6771
R <sup>2</sup> Ajustado	0.9743	Critério - Akaike	-3.4563
SQE	0.0414	Critério - Schwarz	-3.2904
SQR	0.1048	Teste F	18.7433
Durbin-Watson stat	2.4510	Prob(Teste-F)	0.0000

Fonte: Resultados da Pesquisa. \*\*\* Significativo a 1% \*\*Significativo a 5% \*Significativo a 10%

Analisando-se a qualidade dos resultados da regressão, percebe-se que os sinais parecem ser coerentes, uma vez que a hipótese de Kuznets foi satisfeita, ou seja,  $\beta_1 > 0$  e  $\beta_2 < 0$  e, tanto o IAG quanto o ITE fatorial possuem relação positiva. Isto significa que, primeiramente, a hipótese de que há maior concentração em propriedades com maior qualidade do solo foi satisfeita e, em segundo lugar, que os estabelecimentos menores não têm tido o mesmo nível de utilização das tecnologias que as grandes propriedades. Na medida em que se aumenta o uso de tecnologias, eleva-se também os níveis de concentração fundiária. O coeficiente de determinação ( $R^2$ ) foi de 0,9759, o que significa dizer que 97,59% das variações no índice de Gini são explicadas pelas oscilações das variáveis explicativas. Além disso, todos os  $\beta_i$  foram estatisticamente diferentes de zero, pois tanto o teste t, que examina a significância individual dos  $\beta_i$ , quanto o teste F, que realiza o teste de significância global dos  $\beta_i$ , foram significativos a 10%. Por fim, vale ainda ressaltar que os critérios de Akaike e Schwarz também apontam para um bom ajustamento da regressão e que não há indícios de que a regressão seja espúria.

Interpretando-se os  $\beta_i$ , nota-se, através do intercepto, que a desigualdade inicial gira em torno de 0,807, visto que, não havendo nenhuma alteração nas variáveis explicativas, o índice de Gini estimado tende a se manter em 0,807. Quanto aos valores de  $\beta_1$  e  $\beta_2$ , embora estes satisfaçam as condições de Kuznets corroborando o efeito de U-invertido, tais resultados são demasiadamente próximos a zero, reproduzindo uma curva extremamente achatada, de modo que, mesmo no longo prazo, o efeito do crescimento econômico agropecuário não será suficiente para reduzir a concentração de terras no estado de Minas Gerais. Este resultado é compatível com a afirmação de Barro (2000) de que a relação de Kuznets é fraca, de modo que a desigualdade têm sido pouco afetada pelo crescimento econômico.

informações, ver GUJARATI (2006), cap 5.). No caso específico da Figura 3, o *software* utilizado já calcula o p-valor do Jarque-Bera e, como este é superior a 0,10, mantém-se na faixa de aceitação da hipótese nula ( $H_0$ ). O Teste de Normalidade está incluído no Anexo 2



Por outro lado, o índice de Gini não somente responde melhor às variações do IAG e o ITE fatorial como também é aumentado a medida que ocorre incrementos nestas variáveis explicativas. Isso significa dizer que, para cada unidade elevada no nível de IAG, estima-se um acréscimo na concentração fundiária em 0,026 e a cada unidade adicional do ITE fatorial, a desigualdade aumenta em 0,038. Apesar dessas oscilações positivas serem aparentemente pequenas, percebe-se que, historicamente, a terra sempre se manteve concentrada e que, mesmo recentemente, não têm havido grandes oscilações na configuração da estrutura fundiária. Sendo assim, o panorama previsto através da discussão dos dados da presente regressão não se mostra nem um pouco animador do ponto de vista da desconcentração de terras, visto que, a perspectiva é de que o crescimento agropecuário, por si só, não seja suficiente para reduzir a desigualdade de terras no longo prazo e, além disso, a aptidão agrícola e o uso de tecnologias tendem a aumentar ainda mais os níveis de concentração atuais.

#### **4 – CONCLUSÕES**

A primeira conclusão relevante refere-se à distribuição de terras. Há certa polarização geográfica da desigualdade, pois percebe-se nitidamente pelos mapas que os municípios, em grande parte estão cercados por vizinhos com características semelhantes a ele e, o mesmo ocorre também com o PIB agropecuário *per capita*, o IAG e ITE fatorial.

Além disso, percebe-se que mesmo com as pré-condições necessárias da Hipótese de Kuznets tendo sido satisfeitas, os efeitos do PIB em relação à desigualdade de terras são praticamente nulos, tanto no curto como no longo prazo, o que, por sua vez, não necessariamente invalida a hipótese, mas no mínimo evidencia que uma estratégia de intensificação do crescimento econômico agropecuário a fim de reduzir a concentração fundiária não provocaria efeitos significativos. Além disso, duas outras variáveis importantes para o setor foram utilizadas (Índice de Aptidão Agrícola e Índice Tecnológico Fatorial) e ambas são responsáveis por prejudicar ainda mais a desigualdade de terras.

Sendo assim, não se pode esperar que ocorra desconcentração fundiária de maneira natural, como é proposto por muitos autores adeptos da hipótese de Kuznets, mas faz-se necessário a utilização de outras estratégias como, por exemplo, a execução de políticas públicas voltada ao desenvolvimento rural, ao fortalecimento da agricultura familiar, sobretudo das pequenas propriedades, e execução de políticas consistentes de desconcentração e distribuição de terras.

## 5 – REFERENCIAL TEÓRICO

- AHLUWALIA, M. S (1976). Income distribution and development: some stylized facts, *American Economic Review*, v.66, n. 2, p. 128-135.
- ALCANTARA FILHO, J.L. (2007). A Concentração Fundiária no Brasil entre 1992 e 2003. Viçosa, UFV, 2007. 66p. Monografia apresentada como parte da formação no curso de ciências econômicas – Universidade Federal de Viçosa.
- AMARAL, F. C. S. (1993). Aptidão Agrícola das Terras do Estado de Minas Gerais: Avaliação e Adequação. Piracicaba, ESALQ. 155p. Dissertação (Mestrado em Solos e Nutrição de Plantas) – Universidade de São Paulo, 1993.
- ANAND, S; KANBUR, S.M.R. 1998). Inequality and development: a critique. *Journal of Development Economics*. Jun, 41 (1), pp 19-43,
- BARRO, R. (2000). Inequality and Growth in a Panel of Countries. *Journal of Economic*. Vol.5, pp 5-32.
- BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. (2000). A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (org.), **Desigualdade e pobreza no Brasil**, Rio de Janeiro: IPEA.
- BARROS, R. P. *et al.* (2006). **Conseqüências e causas imediatas da queda recente da desigualdade e renda brasileira**. Rio de Janeiro: Ipea, jul. 2006 (Texto para Discussão, n. 1.201).
- BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Agrário. (2003). **II Plano Nacional de Reforma Agrária: Paz Produção e Qualidade de Vida no Meio Rural**. Agosto de 2003. Disponível em: <[http://www.mda.gov.br/arquivos/PNRA\\_2004.pdf](http://www.mda.gov.br/arquivos/PNRA_2004.pdf)> Acesso em: 28 de março de 2006.
- BUAINAIN, Antonio Marcio ; SILVEIRA, José Maria F. J. da ; TEÓFILO, Edson. (2001) Reforma agrária, desarrollo y participación em Brasil: Los cambios necesarios hacia el siglo XXI. In: Eduardo Robledo Rincón. (Org.). Reforma Agrária y Desarrollo Rural en el Siglo XXI. México: Plaza y Valdes Edit, vol. 1, pp. 385-413.
- CARNEIRO, P, A. S; FONTES, M. P. F ; FONTES, R. (2004). Análise espacial de Variáveis Ambientais, Agrícolas e Tecnológicas na Mesorregião do Jequitinhonha, como Suporte ao Planejamento Regional. In: Seminário sobre Economia Mineira, Diamantina. *Anais*. Belo Horizonte: CEDEPLAR/UFMG.
- CARNEIRO, P, A. S; FONTES, M. P. F ; FONTES, R. (2003). Estudo preliminar para Construção de um Índice Pedológico de Manejo de Solos como Variável ativa no Estudo das Disparidades de Minas Gerais. In: Congresso Brasileiro de Ciência do Solo, 29. *Anais*. Ribeirão Preto: UNESP.

- CARNEIRO, P, A. S; FONTES, M. P. F ; FONTES, R. (2005). Índice Pedológico e de Manejo de Solos como Suporte ao Estudo das Disparidades Microrregionais em Minas Gerais. In: FONTES, R; FONTES, M. P. F (Org.). **Crescimento e Desigualdade Regional em Minas Gerais**. Viçosa: Editora Folha de Viçosa, Cap.7. pp.249-292.
- DAWSON, P.J. (1997). On testing Kuznets economic growth hypothesis. *Applied Economic Letters*. vol. 4, pp. 409-410.
- Deininger, K & Squire, L. (1998). "New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth", *Journal of Development Economics*. Vol. 57(2), pp.259-287.
- FISHLOW, A. (1995). "Inequality, Poverty and Growth: where do we stand?" Washington, DC. Proceedings of the World Bank Annual Conference Development Economics, pg 57-60.
- FONTES, R. ; FONTES, M P F ; Silva, E. ; CARNEIRO, P A S. (2008). Geography and Growth: The Role of a GeoTec Index on Agricultural Regional Income Convergence. In: Second Meeting of Society for the Study of Economic Inequality, Berlin, Alemanha. II Meeting of Society for the Study of Economic Inequality. Berlin : ECINEQ, v. 1.
- FURTADO, C. (1989). **Pequena introdução sobre o desenvolvimento**. Ed. Nacional.
- GUANZIROLI, C. (1998). Reforma agrária e globalização da economia: o caso do Brasil. FAO (Cooperação FAO/Incra).
- GUJARATI, D. N. (2006). **Econometria básica**. 4<sup>o</sup> edição. São Paulo: Makron Book. 812 p.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Censo Agropecuário 1995/1996. <<http://www.sidra.ibge.gov.br>>. (20/12/2007).
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Censo Demográfico de 2000. <<http://www.sidra.ibge.gov.br>>. (15/11/2007).
- IPEADATA. Instituto de pesquisa em Economia Aplicada – Dados regionais – PIB Agropecuário *per capita*, 1996. <<http://www.ipeadata.gov.br>>. (15/09/2007).
- ITRIA, A. (2004). A relação inversa entre o preço e a dimensão da Propriedade rural em mercados específicos. Campinas: UNICAMP. 120p. (Dissertação de Mestrado em Desenvolvimento Econômico, Espaço e Meio Ambiente) – Universidade Estadual de Campinas. Instituto de Economia.
- JACINTO, P. A. e TEJADA, C. A. (2004). Desigualdade de renda e crescimento econômico nos municípios da Região Nordeste do Brasil: O que os dados têm a dizer? In: XXXII Encontro Nacional de Economia – ANPEC, 2004, João Pessoa. **Anais...**

- KUZNETS, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review*. vol.45, n.1.
- JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. (1992). **Applied Multivariate Statistical Analysis**. New Jersey: Prentice Hall, 1992. 3ª Ed. 642p.
- LEITE, S. P; ÁVILA, R. V. (2007). Reforma agrária e desenvolvimento na América Latina: rompendo com o reducionismo das abordagens economicistas. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 45, pp. 523-551.
- LEMOES, J.J.S. (2000) Indicadores de Degradação no Nordeste Sub-úmido e Semi-árido. *Revista SOBER*, p.1-10
- LI, H. e ZOU, H. (1998). Income Inequality Is Not Harmful for Growth: Theory and Evidence. *Review of Development Economics*. Vol. 2, pp. 318–34.
- MANLY, B.F.J. (1986). **Multivariate Statistical Methods: A primer**. London: Chapman & Hall.
- MINGOTI, S. Ap. (2005). **Análise de Dados através de Métodos de Estatística Multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo horizonte: Editora UFMG. p.99-142;p.155-212.
- MO, P.H. (2003). Land Distribution Inequality and Economic Growth: Transmission Channels and Effects. *Pacific Economic Review*. Vol 8. Nº.2 pp. 171-181.
- RAMALHO FILHO, A.; PEREIRA, E. G.; BEEK, K. J. (1983) Sistema de Avaliação de Aptidão Agrícola das Terras. Rio de Janeiro: SUPLAN/MA, SNLCS/EMBRAPA. 2ª Ed. 57p.
- RICARDO, D. (1982). **Princípios de economia política e tributação**. São Paulo: Abril Cultural. 286 p.
- SOUKI, G.Q.; GONÇALVES FILHO, C. (2003). *Análise estatística no SPSS®*. Belo Horizonte, FEAD. (Mimeo)
- SOUZA, P. M. (2000) Modernização e Mudanças Estruturais na Agricultura Brasileira, 1970 a 1995. Viçosa, UFV. 318p. Tese (Doutorado em Economia Rural) – Universidade Federal de Viçosa.