

JOSÉ LUIZ ALCANTARA FILHO

**ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS FATORES DETERMINANTES DA
ESTRUTURA FUNDIÁRIA EM MINAS GERAIS**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

VIÇOSA
MINAS GERAIS - BRASIL
2010

JOSÉ LUIZ ALCANTARA FILHO

**ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS FATORES DETERMINANTES DA
ESTRUTURA FUNDIÁRIA EM MINAS GERAIS**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

APROVADA: 26 de fevereiro de 2010.

Leandro Frederico Ferraz Meyer

Adriano Provezano Gomes
(Coorientador)

Evaldo Henrique da Silva

Luciano Dias de Carvalho

Eloy Alves Filho
(Presidente da Banca)

Aos meus queridos pais, pela gratidão, carinho e apoio em todos os momentos de minha vida.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, agradeço profundamente aos meus pais que, mesmo estando muito distante e de ter sido impossível acompanhar-me de perto, sempre me apoiaram e não mediram esforços para garantir o melhor em minha formação. Agradeço também à minha querida Giselle, por estar sempre ao meu lado, por proporcionar-me conforto, alegria, amor e muito apoio nos momentos mais complicados; à minha irmã Marina, à minha Tia Marta, Tio Jú, Yago, meus sogros, minhas avós Silvanira e Lola, pessoas pelas quais tenho muito amor e carinho.

Agradeço também a todos os professores da pós-graduação, por contribuírem para a minha formação e por partilharem suas sabedorias conosco. Em especial à minha orientadora Rosa Fontes que, além dos conselhos, orientações, paciência e presteza, dedico grande parte dos créditos da minha formação. Meus agradecimentos também ao professor Adriano que, além das importantes contribuições acadêmicas, tornou-se um grande amigo.

A todos os colegas de mestrado, com quem compartilhei dúvidas, angústias e experiências durante esse período marcante em minha vida.

Aos amigos, o sentimento não é apenas de agradecimento, mas de satisfação em compartilhar anos de amizade e cumplicidade. Assim, deixo um forte abraço a todos os amigos com quem convivi, especialmente ao Leonardo, Favela, Márcio e Gillian, com quem compartilhei angústias e que conviveram de perto todo esse período em que estive envolvido com o mestrado.

SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS.....	vi
LISTA DE TABELAS.....	vii
RESUMO.....	viii
ABSTRACT.....	ix
1. INTRODUÇÃO	1
1.1 Considerações Iniciais.....	1
1.2 Problema e sua Importância	3
1.3 Objetivo Geral.....	5
1.4 Objetivos Específicos.....	6
2. BREVE CARACTERIZAÇÃO DA AGRICULTURA DE MINAS GERAIS E PANORAMA HISTÓRICO DA ESTRUTURA FUNDIÁRIA NO BRASIL.....	7
3. REFERENCIAL TEÓRICO.....	14
3.1 Teorias sobre a Questão Fundiária e Políticas Agrícolas associadas à Concentração de Terras	14
3.2 Crescimento e Desigualdade.....	18
4. METODOLOGIA.....	21
4.1 O Índice de Gini.....	21
4.2 Índice Tecnológico Agrícola.....	23
4.3 Análise Fatorial.....	24
4.4 Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE).....	26

4.5 Especificação dos Modelos	30
4.6 Especificando a Econometria Espacial.....	33
4.6.1 Testes de Validação dos Modelos Econométricos Espaciais.....	37
4.7 Fontes de Dados.....	39
5. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	41
5.1 Panorama da Distribuição de Terras e Variáveis Correlatas.....	41
5.2 Interpretação do Índice de Tecnológico Agrícola Fatorial.....	51
5.3 Análise Exploratória de Dados Espaciais	55
5.4 Análise dos Fatores Determinantes da Estrutura Fundiária	65
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	72
7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	74

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 Configuração da distribuição de terras em Minas Gerais em 2006.....	42
Figura 2 Configuração da distribuição de terras de Minas Gerais 1995....	43
Figura 3 Valor da Produção agropecuária <i>per capita</i> das microrregiões de Minas Gerais em 2006.....	45
Figura 4 Taxa de crescimento do Valor da Produção agropecuária <i>per capita</i> das microrregiões de Minas Gerais entre 1995 e 2006 ..	46
Figura 5 Comparação entre o Índice de Gini com o VAP <i>per capita</i> nas microrregiões de Minas Gerais em 2006.....	47
Figura 6 Valor da Produção por hectare para estabelecimentos rurais inferiores a 10 e superiores a 500 hectares.....	48
Figura 7 Distribuição geográfica de assentamentos rurais em Minas Gerais	50
Figura 8 Classificação das microrregiões de Minas Gerais a partir do ITE _f	54
Figura 9 Diagrama de dispersão de Moran para o índice de Gini-terras	57
Figura 10 Mapa de <i>clusters</i> espaciais da desigualdade de terras.....	59
Figura 11 Mapa de <i>clusters</i> espaciais bivariado entre a desigualdade de terras e o Valor da Produção <i>per capita</i> nos vizinhos próximos.	60
Figura 12 Mapa de <i>clusters</i> espaciais bivariado entre a desigualdade de terras e o Índice Tecnológico Agrícola nos vizinhos próximos...	61
Figura 13 Mapa de <i>clusters</i> espaciais bivariado entre a desigualdade de terras e a área de assentamentos nos vizinhos próximos	62
Figura 14 Relação entre o crescimento agropecuário e desigualdade de terras	63

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Classificação de desigualdade segundo Câmara 1949).....	22
Tabela 2	Matriz de correlação das variáveis do ITE Fatorial.....	52
Tabela 3	Matriz de Componentes Principais do ITE Fatorial.....	53
Tabela 4	Teste I de Moran para as matrizes de pesos espaciais.....	55
Tabela 5	Teste para escolha da matriz espacial segundo Baumont (2004).....	56
Tabela 6	Testes de autocorrelação espacial global multivariada.....	58
Tabela 7	Resultados da regressão por Mínimos Quadrados Ordinários	65
Tabela 8	Estimação pelo modelo de Defasagem Espacial.....	67
Tabela 9	Regressão expandida pelo modelo de Erro Espacial.....	69
Tabela 10	Dinâmica da estrutura fundiária entre 1995 e 2006.....	70

RESUMO

ALCANTARA FILHO, José Luiz, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, Fevereiro de 2010. **Análise exploratória dos fatores determinantes da estrutura fundiária em Minas Gerais.** Orientadora: Rosa Maria Olivera Fontes. Coorientadores: Eloy Alves Filho, Adriano Provezano Gomes e Maurício Paulo ferreira Fontes.

Objetivou-se, neste trabalho, analisar os fatores determinantes da estrutura fundiária em Minas Gerais, bem como avaliar o impacto do crescimento agropecuário, do uso de tecnologias agrícolas e da distribuição de assentamentos sobre as variações na concentração de terras entre 1995 e 2006. Foram utilizados o Índice de Gini para mensurar a desigualdade de terras, a análise fatorial para se construir o índice Tecnológico Agrícola Fatorial, além de técnicas econométricas espaciais, a fim de se estimar o modelo. Os resultados mostraram não só a manutenção de elevadas taxas de desigualdade de terras como tendência de concentração fundiária entre 1995 e 2006. Percebeu-se ainda que as grandes propriedades têm, em média, níveis de produtividade da terra muito inferiores às pequenas. Além disso, os efeitos tanto do valor da produção quanto das políticas de assentamentos em relação à desigualdade de terras foram praticamente nulos; logo, conclui-se que, embora a hipótese de Kuznets tenha sido satisfeita, não há expectativa de redução no padrão de desigualdade atual, a menos que haja uma política intensiva de distribuição de terras. Quanto à análise da dinâmica da estrutura fundiária entre 1995 e 2006, notou-se que a elevação dos níveis de concentração foi maior em regiões com melhores distribuições de terras no período inicial. Verificou-se ainda que regiões com maior uso de tecnologias contribuíram para o aumento da desigualdade no período analisado. Por outro lado, a política de assentamentos não foi capaz de desacelerar o processo de concentração fundiária em Minas Gerais.

ABSTRACT

ALCANTARA FILHO, José Luiz, M. Sc., Universidade Federal de Viçosa, February, 2010. **Exploratory analysis of the determinants of the agrarian structure in Minas Gerais.** Adviser: Rosa Maria Olivera Fontes. Co-Advisers: Eloy Alves Filho, Adriano Provezano Gomes and Maurício Paulo ferreira Fontes.

The aim of this work was to analyze the determinants of the agrarian structure in Minas Gerais, as well as assess the impact of agricultural growth, the use of agricultural technologies and the distribution of settlements on the changes in the concentration of land between 1995 and 2006. The Gini coefficients were used to measure inequality in land and factor analysis was applied to construct the index for Agricultural Technology Factor. Also spatial econometric techniques were used in order to estimate the model. The results showed such the high levels of land inequality as concentration trend between 1995 and 2006. It was noted also that the large farms have, on average, land productivity levels far below the small farms. Moreover, the effects of both the production value and the settlement policies in relation to land inequality were virtually nil. Therefore it can be concluded that although the Kuznets hypothesis has been met, there is no expectation of reduction in the pattern of inequality now, unless there is an intensive policy of land distribution. As for the analysis of the land ownership dynamics between 1995 and 2006, it was noted that the increase of concentration levels were higher in regions with better land distribution in the initial period. Also, it was found that regions with a greater use of technology had contributed to the increase in inequality during the period. However, the settlement policy was not able to slow the process of land concentration in Minas Gerais.

1. INTRODUÇÃO

1.1 Considerações Iniciais

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 países com maiores desigualdades se concentram na América Latina e, apesar de o Brasil ser a 10ª maior potência econômica mundial, encontra-se apenas no 75º lugar em termos de Desenvolvimento Humano e entre os 5% mais concentradores de renda do mundo (BARROS et al., 2006). Dados como esses contribuíram para que Edmar Bacha (1975) chamasse o Brasil de Belíndia, ou seja, uma apologia caricaturizada entre a pequena e rica Bélgica com a pobreza e imensidão da Índia.

No Brasil, as disparidades não se limitam à renda, mas também a outros fatores determinantes de riquezas como, por exemplo, a propriedade da terra, que será o principal foco de análise deste trabalho. De acordo com diagnóstico apresentado no II Plano Nacional de Reforma Agrária do Brasil (II PNRA), realizado em 2003 pelo Ministério do Desenvolvimento Agrário (MDA), os indicadores de concentração de terras superam a concentração de renda no país. Foi estimado através do índice de Gini que a distribuição de renda média no Brasil em 2003 foi de $i=0,6$ enquanto a distribuição de terras, $i=0,8$ (BRASIL, 2003).

Segundo Furtado (1980), a distribuição de terras brasileira apresenta problemas estruturais decorrentes da própria construção histórica da formação da propriedade, de modo que, apesar das particularidades dos estados e regiões, a alta concentração fundiária ainda prevalece por todo o país. Soma-se a isso o fato de as políticas de produção agrícola, sobretudo a partir da década de 50, direcionarem para um processo de intensificação da desigualdade de terras, decorrente da mecanização agrícola e da intensificação do uso de capital, tal como destacado por Sarris (2001), Balsan (2006), entre outros. Oliveira et al. (2004) e Todaro e Smith (2006) ainda reforçam que a manutenção das grandes propriedades inibe o desenvolvimento do setor, uma vez que as pequenas propriedades são, proporcionalmente, mais produtivas.

Já as ações governamentais não têm sido efetivas na redistribuição de terras e, em virtude da não realização da reforma agrária, a concentração fundiária ainda se mantém elevada (MATTEI, 2003).

Em um estado com características históricas e culturais fortemente agrícolas e marcado por desigualdades sociais, é necessário a efetivação de políticas que visem maior equidade, seja em termos fundiários, de rendimento, sociais e até mesmo tecnológicos.

Diante de tais questões, ressalta-se que a distribuição da propriedade da terra e as implicações derivadas de sua conformação são elementos importantes para se medir o caráter democrático de sociedades que se constituem a partir de bases agrárias, como é o caso de Minas Gerais

Sobre a delimitação da pesquisa, destaca-se que, embora a questão agrária seja um tema de relevância nacional e a política de distribuição fundiária uma atribuição exclusiva da União, como objeto de análise, optou-se por utilizar o estado de Minas Gerais, visto que, além de sua importância econômica e agropecuária, esse estado possui grande heterogeneidade em termos regionais, permitindo captar diferenças inerentes às localidades a partir das suas características econômicas, sociais e, sobretudo, fundiárias.

1.2 Problema e sua Importância

O setor agropecuário mineiro desempenha importante papel no nível agregado de produção do estado, sendo este imprescindível para a economia de Minas Gerais. Contudo, ao longo do tempo, o desenvolvimento agrícola deu-se de maneira disforme, gerando disparidades regionais e diferenças na alocação dos fatores de produção. Além disso, as políticas desenvolvidas para o meio rural não foram capazes de reduzir a concentração fundiária, nem de amenizar as disparidades existentes no meio rural.

A concentração fundiária decorre do período colonial e, ao longo da história do país, essa desigualdade vem se perpetuando à medida que não se têm políticas redistributivas estruturantes (STÉDILE, 2005). Constata-se, através dos trabalhos de Souza (2000) e Alcantara Filho (2007) que, nas últimas décadas, não houve mudanças significativas na estrutura fundiária dos estados brasileiros. Exemplo disso é que, em 1975, o Índice de Gini calculado para terras de Minas Gerais era 0,748 e, em 2003, manteve-se no patamar de 0,741, isto é, uma variação inferior a 1% em quase 30 anos. Segundo IBGE (2009), os resultados dos cálculos para concentração fundiária realizados a partir dos últimos três censos agropecuários foram de 0,857 em 1985, 0,856 em 1996 e 0,854 em 2006.

Ney e Hoffman (1998) ressaltam a importância da realização de reforma agrária, uma vez que essa seria capaz de diminuir a desigualdade na distribuição de rendimento dentro do setor, enquanto Furtado (2003) considera que, uma reforma agrária possibilitaria a expansão da produção alimentícia e do mercado interno, melhorando o desempenho de todos os setores e, por conseguinte, gerando desenvolvimento econômico.

Ao contrário da hipótese de Kuznets (1955) de que a redução da desigualdade seria resultado natural do crescimento econômico, diversos autores, dentre eles Buainain e Pires (2005), Deininger (1998) e Mo (2003), demonstraram que a desigualdade na propriedade de terras inibe o crescimento econômico no longo prazo. Já Balsan (2006) destaca que a forma de expansão da produção agrícola atual, centrada na monocultura de

exportação, tem contribuído para o aumento da concentração fundiária nas últimas décadas.

Além do crescimento e da construção histórica da propriedade, há também outros fatores significativos para se compreender a estrutura fundiária atual. Uma delas seria a crescente implementação de técnicas agrícolas mecanizadas, já que a maior parte dos estados brasileiros com tendência de concentração fundiária ao longo dos anos 70 a 95 passou por processos de modernização agrícola mais intensivos (SOUZA, 2000). Complementarmente, Meyer e Silva (1998) destacam que, em localidades com mão de obra abundante, como é o caso do Brasil, se a tecnologia é intensiva em capital promove-se o desemprego, causando implicações diretas e desfavoráveis na repartição da renda nacional e no nível de emprego.

Salienta-se ainda que, em países subdesenvolvidos e em desenvolvimento, políticas de distribuição de terras possuem papel relevante para a promoção do desenvolvimento. Segundo Buainain e Pires (2005), nos países desenvolvidos, o processo de desenvolvimento econômico passou por uma ruptura com a grande propriedade rural e assentou-se na expansão da agricultura familiar. Mellor (2001), por sua vez, analisou o desenvolvimento agrícola de diversos países e constatou que políticas distributivas e de fortalecimento aos pequenos estabelecimentos rurais contribuíram para a redução das desigualdades na Índia, Malásia e Bangladesh.

Embora haja diversos estudos direcionados à concentração fundiária, no plano prático as políticas distributivas de terras não têm representado mudanças efetivas na composição da propriedade rural. Segundo Guanzirolí et al. (2001), enquanto os movimentos sociais de luta pela terra reivindicam uma reforma agrária massiva e imediata, capaz de eliminar o latifúndio e fortalecer a agricultura familiar, tal como ocorrido na Coreia, Japão e China, os governos mesclam entre a aplicação de uma política calcada na concepção de que a distribuição de terras pode ser viabilizada através do mercado, por meio da criação de uma linha específica de crédito fundiário e a realização de desapropriações de terras a medida que os conflitos agrários se acirram e/ou a demanda por terras aumenta. Diante disso, os movimentos sociais e o número de ocupações de terras vêm aumentando paulatinamente, explicitando parte

das contradições no meio rural em decorrência da marginalização de certas classes menos favorecidas (VEIGA, 2000).

Levando em consideração todos os elementos destacados até aqui, objetiva-se, neste trabalho, compreender a dinâmica da estrutura fundiária, bem como a influência dos aspectos produtivos do setor agropecuário na distribuição de terras. Para isso, analisa-se o impacto da produção agropecuária (VAP), do uso de tecnologias agrícolas, medido através do Índice Tecnológico Agrícola (ITE) como *proxy* para a modernização do setor, bem como as políticas públicas redistributivas, representadas pelas áreas de assentamentos rurais, em relação à distribuição fundiária de 2006, uma vez que o comportamento dessas pode causar mudanças na composição da propriedade da terra. Em seguida, analisa-se o impacto das mudanças das mesmas variáveis entre 1995 e 2006, a fim de se avaliar a dinâmica do setor nos dias atuais. Portanto, visa-se responder ao seguinte problema: Seriam os fatores produtivos agropecuários, tais como o VAP e ITE, capazes de reduzir a concentração de terras no estado de Minas Gerais?

Parte-se da hipótese de que variáveis relacionadas à produção agropecuária não são capazes de reduzir a desigualdade de terras. Pelo contrário, a tendência de mecanização agrícola inserida em um novo ambiente econômico marcado pela redução da participação do estado e abertura comercial congrega elementos suficientes para se acreditar que a dinâmica produtiva atual esteja provocando aumento da concentração fundiária.

1.3 Objetivo Geral

Esse trabalho tem como objetivo central analisar os fatores determinantes da configuração atual da estrutura fundiária em Minas Gerais, bem como avaliar o impacto do crescimento agropecuário, do uso de tecnologias agrícolas e políticas de assentamentos sobre a concentração de terras entre 1995 e 2006.

1.4 Objetivos Específicos

- Mensurar e interpretar a distribuição de terras nas microrregiões do estado de Minas Gerais;
- Verificar o comportamento da produção agropecuária no estado, explicitando as diferenças nas produtividades da terra nos grandes e pequenos estabelecimentos rurais;
- Analisar a distribuição de assentamentos rurais no estado como *proxy* para a ação pública de distribuição de terras;
- Mensurar o uso de tecnologias agrícolas nas microrregiões como *proxy* para modernização agrícola;
- Averiguar a existência de padrões espaciais entre as variáveis de análise (VAP, ITE e Área de Assentamentos), a fim de compreender se há relação de dependência entre as microrregiões e suas vizinhas próximas;
- Estimar o impacto da produção agropecuária, da modernização agrícola e das ações públicas de distribuição de terras sobre a estrutura fundiária.
- Avaliar o impacto do crescimento do setor agropecuário, da modernização agrícola e da política de assentamentos entre 1995 e 2006 sobre a desigualdade de terras.

Após a introdução, na segunda seção deste trabalho é apresentado um breve panorama histórico da estrutura fundiária no Brasil e em Minas Gerais. Na terceira, será abordado o referencial teórico. A base de dados e os instrumentos analíticos utilizados estarão sintetizados na quarta seção, referente à metodologia. Em seguida, serão mostrados e discutidos os principais resultados da pesquisa, enquanto na última seção, conclui-se.

2. BREVE CARACTERIZAÇÃO DA AGRICULTURA DE MINAS GERAIS E PANORAMA HISTÓRICO DA ESTRUTURA FUNDIÁRIA NO BRASIL

Minas Gerais está situada na Região Sudeste do Brasil e caracteriza-se como um estado importante tanto no campo político quanto econômico do cenário nacional. Possui grande extensão territorial (586.528,293 km²), sendo, portanto, o quarto maior estado da União. A população está estimada em 20,03 milhões de habitantes, dos quais 18% vivem no meio rural. Embora esteja entre as unidades federativas mais populosas, sua densidade demográfica média é relativamente baixa (29,3 hab/km²), fruto da extensão territorial. Minas Gerais é formada por 853 municípios congregados em 66 microrregiões contidas em 12 mesorregiões (IBGE, 2007).

Detentor de um vasto território e muitas riquezas minerais, a agricultura destaca-se no cenário econômico do país. De acordo com Guilhoto et al. (2007), o PIB agropecuário¹ estadual de 2005 representou 24,59% do Produto Interno Bruto total, de modo que um quarto desse valor é produzido em unidades familiares. Utilizando-se ainda a base de dados do mesmo autor, ressalta-se que a produção vegetal corresponde a 67,7% do total, sendo café, frutíferas, cana-de-açúcar, feijão e mandioca seus principais produtos. Em relação à pecuária, destacam-se as produções de leite, gado de corte e aves.

Quanto à ocupação das terras mineiras, esta se deu, principalmente, no século XVIII, durante o ciclo do ouro ou da mineração (FURTADO, 2002). Em

¹ Incluem-se no cálculo valores relativos a insumos, produção animal, vegetal e agroindustrial, extrativismo vegetal, silvicultura e distribuição de bens relacionados.

geral, o início da colonização e desenvolvimento do estado teve como principais protagonistas os recursos naturais. Desse modo, a mineração e a agricultura de subsistência foram os alicerces da economia mineira (CARNEIRO e FONTES, 2005). Minas Gerais conta com 530 mil propriedades de terras cuja área média gira em torno de 67 hectares (ha). Contudo, a distribuição da terra está concentrada, pois 5% das propriedades rurais detêm cerca de 50% da área total, enquanto as 50% menores ocupam menos de 6% das terras agricultáveis (ALCANTARA FILHO, 2007).

Dulce (2000) destaca que, embora as políticas de crescimento ao longo da história de Minas Gerais tenham sido satisfatórias, os indicadores sociais não acompanharam-na com mesmo êxito, logo, o modelo foi basicamente centralizador. Dessa forma, os resultados não vêm apresentando soluções relativas à redução das desigualdades sociais e disparidades regionais.

Minas Gerais se caracteriza como uma economia dual, pois há contraste entre regiões altamente desenvolvidas e prósperas com localidades de baixa dinamização econômica, proporcionando, portanto, grandes disparidades regionais. Silva et al. (2005), por exemplo, apontam que as microrregiões são heterogêneas quanto aos estágios de desenvolvimento em que se encontram e caminham para diferentes estados estacionários e, conseqüentemente, por não haver convergência entre as microrregiões, as disparidades tendem a se perpetuar, caso não haja mudanças estruturais nas políticas adotadas até então. Gomes et al. (2009), por sua vez, identificam claras diferenças produtivas entre a região que compreende o Sul de Minas e Triângulo Mineiro em relação ao Norte e Noroeste do estado, por serem bem mais atrasadas em termos de produção agropecuária.

Quanto à questão fundiária, Souza (2000) destaca que a desigualdade de terras em Minas Gerais não somente se manteve elevada como também apresentou tendência de concentração ao longo dos anos.

Contudo, para a compreensão da estrutura fundiária e da produção agrícola mineira, é necessário analisar o processo histórico de formação da propriedade no país como um todo, uma vez que a literatura sobre o assunto aponta consensualmente que as raízes dos problemas fundiários no Brasil advêm do período colonial, sendo todas as unidades federativas similarmente afetadas. Essa herança provém da própria dinâmica de funcionamento da

colônia e das leis vigentes nesse período, as quais introduziram as disparidades na distribuição de terras e, posteriormente, a concepção mercadológica da terra (FURTADO, 1980). Assim, para analisar a concentração de terras, a produção e até mesmo a produtividade agrícola nos dias atuais, é preciso levar em consideração a perspectiva histórica da questão agrária no Brasil.

Segundo Asselim (1991), a partir de 1500 as terras brasileiras passaram ao domínio público do Reino de Portugal, de modo que, ao se instituir a política de colonização portuguesa no Brasil através da criação das capitanias hereditárias e concessões de sesmarias, inicia-se o processo de formação da propriedade privada no Brasil. Aliado à política adotada de transferência de propriedade do domínio público para o privado, o período sesmarial (1530 a 1850) caracterizou-se pela concessão de grandes extensões de terras aos pleiteadores de propriedades no novo território de colonização português.

A transferência de terras públicas à iniciativa privada deu-se através de concessão de posses, com o intuito de ocupar o território e explorá-lo economicamente, sob pena de perda do domínio das terras por desobrigação das condições legais impostas pela Coroa. Com base nessa perspectiva, segue a regra de que toda propriedade particular sem título legal é pública ou devoluta² (SILVA, 1996).

O período sesmarial prolongou-se até o início do século XIX, quando, em julho de 1822, esse regime de produção e colonização é extinto até que fosse regulamentada uma lei de legitimação de terras no Brasil. Logo, a partir dessa data inicia-se um novo período na história da formação de propriedade no Brasil que se estende até 1850, quando surge a chamada Lei de Terras. Esses quase trinta anos ficaram conhecidos como “Império de Posses” ou “Fase Áurea do Posseiro”, pois não havendo nenhum tipo de normas e regulamentação de terras, a posse tornou-se a sua única forma de aquisição. Nesse período, aumenta-se paulatinamente o número de posseiros e de

² Segundo o artigo 3º da Lei 601, ficava-se entendido como terras devolutas: "As que não se acharem aplicadas a algum uso público nacional, provincial ou municipal; as que não se acharem no domínio particular por qualquer título legítimo, nem forem havidas por sesmarias e outras concessões do Governo Geral Provincial, não incursas em comisso por falta de cumprimento das condições de medição, confirmação e cultura; as que não se acharem dadas por sesmarias, ou outras concessões do Governo, que, apesar de incursas em comisso, forem revalidadas por esta Lei e; as que não se acharem ocupadas por posse, que apesar de não se fundarem em título legal, forem legitimadas por esta lei" (SILVA, 1996).

grandes propriedades, marcando a formação das oligarquias rurais no Brasil. Essas posses, portanto, não poderiam, conforme o cumprimento da norma vigente, ser legalizadas (SILVA, 1997).

Após este vácuo legislativo e a fim de buscar novas soluções para os problemas fundiários do Império, promulga-se então, em 18 de setembro de 1850, a Lei nº 601 Euzébio de Queiroz, também conhecida como Lei de Terras. Essa lei, antes de tudo, previa a delimitação da propriedade no Brasil e a forma de concessão de novas propriedades a partir dessa data. Por um lado, a lei legitimou as sesmarias concedidas que não haviam caído em comisso, a legitimação de outras posses (ocorridas essencialmente no período compreendido entre 1822 e 1850) e a demarcação das terras devolutas. Por outro, foi uma forma de se estimular a entrada de imigrantes no Brasil, pois já se diagnosticava o fim do trabalho escravo, sendo necessária a transição para o trabalho livre. Logo, essa transição seria financiada pela venda de terras devolutas da Coroa (SILVA, 1996).

Enfim, conclui-se que a Lei de Terras foi uma espécie de divisor de águas em relação à territorialização do Brasil, tanto na legitimação da propriedade privada e do latifúndio quanto na demarcação de terras devolutas no país. Desse modo, toda e qualquer propriedade no Brasil deve ter como marco inicial a regulamentação da propriedade expedida em 1850 ou comprada da Coroa portuguesa. Caso contrário, é terra devoluta, ou seja, passível de desapropriação.

Entre a Proclamação da República, em 1889, até 1964, quando foi instituído o Estatuto da Terra, o problema da legitimação de posses ficou em plano secundário. Em 1891, por exemplo, foi instituída uma lei que aprovava a emissão de propriedade pelos estados e não mais pela União, o que, segundo Morissawa (2001), demonstra não só o desinteresse sobre o caso, como também a omissão da Federação quanto à estrutura fundiária da nação.

Ainda que, do ponto de vista legal, esse período não seja significativo para análise sobre a formação da propriedade, vale ressaltar as iniciativas de setores das camadas populares em buscar formas de desconcentração de terras, principalmente durante a década de 50. Além disso, João Goulart, em 1964, tenta realizar as reformas de base, das quais, dentre elas estava a reforma agrária como solução para a concentração de terras, êxodo rural e

desemprego exacerbado. Todavia, meses depois, Jango seria deposto pelo Golpe Militar. Assim, inicia-se o período de ditadura militar que se segue até 1984 (MORISSAWA, 2001).

Em 30 de novembro de 1964, durante o governo do presidente Marechal Humberto de Alencar Castelo Branco, instituiu-se a primeira Lei de Reforma Agrária no Brasil, a Lei nº 4504. Conhecida como Estatuto da Terra, esta lei surge devido à necessidade de distribuição de terras no Brasil, além de conceituar o campo, determinar os níveis de produtividade e caracterizar o uso social da terra. O Estatuto da Terra teve caráter inovador, pois introduziu novos conceitos ligados à questão agrária. Foi através do Estatuto que se mensurou o mini e o latifúndio, utilizando como medidas os módulos fiscais que variavam de acordo com a região. Uma propriedade rural deveria ter entre 1 e 15 módulos rurais, caso contrário, seria mini ou latifúndio, logo, passíveis de desapropriação para fins de reforma agrária. Outra novidade refere-se aos níveis de produtividade. Para esta foram traçadas as unidades mínimas de produção por módulo rural, a fim de caracterizá-las como produtivas ou improdutivas (BRASIL, 1964).

Houve também a definição da função social da terra. No Título I – Disposições Preliminares, Capítulo I – Princípios e Definições, artigo 2º da lei conceitua-se a função social da seguinte maneira (BRASIL, 1964):

§ 1º - A propriedade da terra desempenha integralmente a sua função social quando, simultaneamente:

- a) favorece o bem-estar dos proprietários e dos trabalhadores que nela labutam, assim como de suas famílias;*
- b) mantém níveis satisfatórios de produtividade;*
- c) assegura a conservação dos recursos naturais e;*
- d) observa as disposições legais que regulam as justas relações de trabalho entre os que a possuem e a cultivem.*

Apesar de o Estatuto da Terra, por suas definições, indicar uma possibilidade de mudança na estrutura fundiária, ele possuía uma dualidade entre a questão distributiva da terra, representada pela reforma agrária, e a modernização do campo, que buscava o caráter econômico em sobreposição ao social. Essa dicotomia entre o social e o econômico favoreceu as grandes propriedades, pois nessas havia maiores facilidades de modernização do campo e acesso a crédito. Quanto ao aspecto da reforma agrária, a política dos

governos militares resumiu-se a esporádicos projetos de colonização, principalmente na região amazônica (SILVA, 1997).

Durante o processo de democratização, a partir de 1985, retoma-se a pauta da reforma agrária, sendo instituído o I Plano Nacional de Reforma Agrária cuja meta era assentar 1,4 milhão de famílias em cinco anos de governo. Entretanto, cumpriu-se apenas 6% do objetivo, isto é, somente 85 mil famílias foram assentadas.

A Constituição de 1988, que poderia ser um marco na normatização das leis voltadas ao campo e à redução da concentração de terras no Brasil, não obteve nenhuma inovação em relação à Lei 4.504. Segundo Stédile (2002), pode-se dizer até que houve retrocessos, pois a nova Constituição acabou por legitimar o “latifúndio produtivo”, pois não regulamentou o artigo que previa a desapropriação de terras superiores ao limite máximo de módulos fiscais. Além disso, a desapropriação de terras por improdutividade, tal como explicitado na função social da terra, está comprometida, visto que não houve atualização dos níveis mínimos de produtividade agropecuários por unidade de área. Logo, os parâmetros utilizados pelos técnicos do INCRA para caracterização de terras improdutivas datam de 1964.

A partir daí, foram implementadas apenas algumas medidas provisórias e emendas constitucionais pelos governos FHC e Lula, entretanto sem grandes transformações na disposição legislativa agrária brasileira. Para Carvalho (2005), os governos apenas respondem às pressões dos movimentos sociais com políticas compensatórias de assentamentos rurais, a fim de controlar ou persuadir a expansão dos mesmos. Estes, por sua vez, utilizam a reivindicação por reforma agrária como luta social dos trabalhadores rurais sem-terra e resistência à apropriação privada de terras públicas e manutenção dos latifúndios à revelia da lei. Não por acaso, o número de desapropriações do INCRA cresce em conformidade com o aumento das ocupações de terras dos movimentos sociais.

Embora do ponto de vista legal e político as ações voltadas à desconcentração de terras durante a década de 90 tenham sido pouco significativas, no campo econômico a expansão do agronegócio, fruto da globalização e reabertura econômica, muito contribuiu para o aumento da concentração de terras, de modo que hoje tem se reduzido drasticamente o

número de estabelecimentos agropecuários (OLIVEIRA et al., 2005). Se, por um lado, as políticas agrárias do governo FHC visavam a neutralização dos movimentos sociais e estimulavam uma reforma agrária de mercado centrada no crédito fundiário, por outro, o governo Lula, contraditoriamente, buscou uma política de fortalecimento da agricultura familiar sem realizar alterações na estrutura fundiária e também apossou-se da política do governo anterior centrada no crédito fundiário e pequenos projetos de colonização (RESENDE e MENDONÇA, 2005).

Oliveira et al. (2005) destacam ainda que as propriedades com extensões inferiores a 25 hectares (57,6%) representam menos de 7% da área ocupada no Brasil, enquanto aquelas com mais de 1000 hectares detêm 1,6% dos imóveis cadastrados no INCRA e 43,8% da área total ocupada, ou seja, quase a metade do total. Adotando-se a caracterização mais tradicional de que propriedades com menos de 200 ha são consideradas pequenas, esta desigualdade torna-se ainda mais elevada, pois 91,9% das propriedades nessas condições possuíam, em 2003, somente 29,1% da área total registrada nos cadastro do INCRA.

Oliveira et al. (2004) verificam, através do Censo Agropecuário de 1995/1996, que as pequenas unidades de produção possuíam 86,6% do total do pessoal ocupado, 63,5% dos tratores, 68,4% dos arados e 71,7% das máquinas para plantio e colheita. Quanto ao uso de fertilizantes e agrotóxicos que também são indicadores tecnológicos, os percentuais de pequenas propriedades que os utilizam são equivalentes ao das grandes propriedades. Outro elemento relevante é que grande parte do volume de produção origina de pequenas propriedades, a exemplo da mandioca (91,9%), aves e suínos (87%), feijão (78,9%), café (70,4%), milho (54,4%) e laranja (51%). Até mesmo nas produções de arroz (38,9%), bovinos (37,7%) e soja (34,4%), que também são amplamente exploradas pelas grandes propriedades, os pequenos estabelecimentos rurais se sobressaem em termos de volume da produção. Com isso, o autor conclui que as argumentações de que as grandes propriedades são as principais responsáveis pela produção de alimentos e que suas produtividades são superiores às das pequenas unidades rurais, não condizem com a realidade agrária brasileira.

3. REFERENCIAL TEÓRICO

O referencial teórico tratará de elementos relevantes para a compreensão da estrutura fundiária, bem como de seus determinantes. Serão abordadas teorias relativas à questão fundiária e aos efeitos decorrentes das políticas de desenvolvimento agrícola adotadas até então. Em seguida, apresentar-se-á estudos e resultados decorrentes da relação entre crescimento e desigualdade preconizados por Kuznets em 1955.

3.1 Teorias sobre a Questão Fundiária e Políticas Agrícolas associadas à Concentração de Terras

Embora haja rigidez na estrutura fundiária brasileira, esse assunto foi e tem sido muito estudado por diversos autores, como Alberto Passos Guimarães, Celso Furtado, Ignácio Rangel e Caio Prado Jr., que apontaram os efeitos perniciosos da má distribuição de terras, bem como os possíveis benefícios atrelados à realização da reforma agrária. Dada a relevância teórica destes autores em relação ao tema, seus estudos ficaram conhecidos como “clássicos” da literatura agrária nacional.

Segundo Guimarães (1968), a estrutura agrária brasileira baseia-se predominantemente na grande propriedade, formando um monopólio da terra pelos latifundiários, o que não somente inibe o desenvolvimento da agricultura

como constitui um entrave ao processo de industrialização, restringindo consideravelmente a expansão do mercado interno.

De acordo com Caio Prado Jr., a ausência de políticas punitivas em relação ao mau aproveitamento de terras e à improdutividade constitui os principais fatores contribuintes para a manutenção da concentração fundiária. A solução dessa questão seria criar limitações no direito de propriedade e estabelecer uma reforma agrária³ pautada na desconcentração da posse da terra e na regulamentação das leis trabalhistas (PRADO JR., 1979).

Celso Furtado, por sua vez, destaca que a concentração fundiária, sobretudo aliada à improdutividade, é responsável pela exclusão de centenas de milhares de pessoas potencialmente produtoras e geradoras de renda, caso tivessem acesso a terra. Isso, por sua vez, inibe o consumo, a expansão das indústrias e, conseqüentemente o crescimento econômico, uma vez que esses ficam à margem do sistema (FURTADO, 2003).

Rangel (2004) afirma que o processo de transformações rurais ocorrido no século XX provocou uma crise agrária pela falta de capacidade de absorção da força de trabalho que ficou sem trabalho. Neste caso, a distribuição de terras propiciaria a expansão do mercado de trabalho e, ao mesmo tempo, o aumento da produção agrícola.

De maneira geral, os autores “clássicos” citados acima dissertaram sobre a questão agrária, tendo como um de seus principais eixos de análise a concentração da propriedade da terra. Entretanto, vale ressaltar que diversos estudos recentes apontam na mesma direção e trazem elementos capazes de analisar os impactos das políticas agrícolas na distribuição de terras.

Sendo assim, Mattei (2003) afirma que apesar de o quadro da estrutura agrária estar intimamente relacionado ao processo histórico de colonização, houve profundas modificações entre as décadas de 50 e 60, quando adotou-se um novo modelo de desenvolvimento agrário, intrinsecamente relacionado à modernização agrícola e à concentração de terras, causando reordenação do espaço agrário e exclusão social, conseqüentes das mudanças nas relações de trabalho e das dinâmicas populacional e agrícola.

³ Trata-se o conceito de reforma agrária como uma profunda modificação da estrutura fundiária de um país, capaz de democratizar o acesso a terra e melhorar as condições socioeconômicas da população rural (MATTEI, 2004).

Segundo Albuquerque (1985) APUD Souza (2000), entre 1940 e 1980 foi mantida a concentração de modo que predominava a ocorrência de pequenos estabelecimentos, porém com volume baixo em área total ocupada, enquanto um número pequeno de grandes proprietários dominava grande parcela das terras. O referido autor cita que em 1940, as propriedades com menos de 10 hectares correspondiam a 34,4% do número total de estabelecimentos, ocupando somente 1,5% da área total. Já em 1980, correspondiam a 50% do total de imóveis rurais distribuídos em 2,4% da área total. Assim, conclui o autor que, durante o período verificado, modificações na estrutura agrária se deram através do aumento da concentração, provocando elevação do índice de Gini de $i=0,83$ em 1940 para $i=0,85$ em 1980.

Segundo Silva (1980) e Castro (1982), os avanços das transformações capitalistas na agricultura, somados à manutenção de políticas governamentais voltadas às grandes propriedades em detrimento dos pequenos estabelecimentos, foram elementos preponderantes para a intensificação da concentração fundiária no Brasil. De acordo com Guanziroli et al. (2001), a opção por projetos de modernização agrícola com base na grande produção resulta não apenas ineficiência social, como também econômica. A primeira justifica-se pela opção de não realização da reforma agrária enquanto a segunda está representada pela má combinação dos fatores, pois utiliza-se pouco os fatores mais abundantes (terra e trabalho), gerando excedente de mão de obra e êxodo rural. Deininger e Squire (1996), por sua vez, reuniram evidências capazes de rejeitar que a redistribuição de terras fosse inversamente proporcional ao crescimento econômico dos países em fases iniciais de desenvolvimento.

Binswanger et al. (1995) atribuíram o surgimento do direito de propriedade como responsável pela origem do processo de concentração fundiária, visto que o aumento populacional provocava valorização das terras, limitando o acesso e estimulando práticas especulativas em detrimento da sua função produtiva. Sarris (2001) admite que se a distribuição de terras for altamente distorcida e o crescimento da produtividade agrícola favorecer os grandes proprietários de terras, o crescimento agrícola não será um fator gerador de desenvolvimento.

Sem ignorar a gênese da má distribuição de terra e da estrutura fundiária brasileira, bem como o impacto da modernização agrícola, é possível afirmar que a existência da pobreza e da desigualdade no meio rural evidencia a incapacidade do mercado em superar esse tipo de distorção, rebaixando a eficiência econômica e o bem-estar social (BUAINAIN e PIRES, 2005)

Vale ainda ressaltar que, embora a questão das desigualdades tenha persistido ao longo dos anos, Todaro e Smith (2006) alertam que o setor agrícola é essencial no processo de desenvolvimento dos países, em especial os emergentes e de baixa renda. Esses autores discorrem ainda sobre a ineficiência do setor agrícola no Brasil e asseguram que o somatório das propriedades com menos de 10 hectares produzem U\$ 85,00 (oitenta e cinco dólares) mensais, em média, por hectare, enquanto as propriedades com mais de 500 hectares rendem apenas U\$ 2,00 (dois dólares) mensais por hectare. Sendo assim, concluem que há uma relação inversa entre produtividade e tamanho da propriedade no Brasil, de modo que a redistribuição das grandes terras férteis subutilizadas ou improdutivas para agricultores familiares ou médio produtores provavelmente levaria a um aumento no produto agropecuário e na produtividade brasileira, uma vez que a grande propriedade não só exclui o acesso a propriedade, como também gera menos empregos, dada sua baixa produtividade. Todavia, as políticas de assentamentos dos governos não apontam para essa reestruturação fundiária.

Segundo Mattei (2003), estima-se que haja 4,5 milhões de famílias demandantes por terras no Brasil. Porém, a política de assentamentos atual não foi capaz sequer de absorver os mais de 900 mil pequenos proprietários que perderam suas terras na década anterior.

Sendo assim, o debate em torno da desconcentração fundiária ainda se mantém atual, seja pelo apelo de inserção social, seja pelas potencialidades econômicas que uma reforma agrária pode alavancar em prol do desenvolvimento econômico dos países com elevada participação do setor agropecuário na economia (TEIXEIRA, 2002).

3.2 Crescimento e Desigualdade

Este tópico pauta-se na teoria do crescimento e desigualdade preconizada por Kuznets em 1955, amplamente debatida no meio econômico e denominada U-invertido de Kuznets. Kuznets (1955) foi o primeiro pesquisador a apresentar, consistentemente, um estudo em que se verificou uma relação sistemática entre desigualdade de renda e crescimento econômico dos países. Resumidamente, em suas conclusões afirmava que durante o processo de crescimento econômico haveria um período de concentração seguido de uma desconcentração. Ou seja, para locais com baixos níveis de renda, o crescimento econômico geraria o aumento dos níveis de desigualdade até que se chegasse a um ponto de inflexão, invertendo-se a relação.

Segundo o autor, essa relação inversa fundamenta-se na concepção de que o crescimento econômico deve ser, inevitavelmente, acompanhado por uma tendência de menor participação do setor agrícola e expansão da industrialização. Porém, a diferença entre a renda *per capita* da população rural e urbana não necessariamente se reduz durante o processo de crescimento econômico. Pelo contrário, ela tende a aumentar, visto que a produtividade na área urbana é propensa a crescer mais rapidamente que na agricultura, implicando numa tendência de expansão da desigualdade e do êxodo rural. Com base nesse argumento, Kuznets analisou dados do período de quase um século nos EUA, Alemanha e Inglaterra e formulou a hipótese de que, nesses países, a desigualdade de renda se relacionaria em formato de U-invertido com o crescimento econômico.

Ao fazer uma comparação entre um grupo maior de países, Kuznets percebeu que a estrutura da renda era muito mais desigual nas nações subdesenvolvidas que nas de crescimento mais avançado. Segundo ele, em localidades com baixa renda, o crescimento econômico acarretaria piora na distribuição de riquezas até que se chegasse a um ponto de inflexão, invertendo-se essa relação. Esta, por sua vez, representaria uma fase de maturidade da economia local, dada sua capacidade de redistribuir riqueza através dos próprios mecanismos do mercado. Dessa forma, a desigualdade provocada inicialmente seria recompensada pelo crescimento num período

subsequente, de modo que, no longo prazo, a desigualdade tenderia a se reduzir naturalmente.

Em geral, pode-se afirmar que o método de análise de crescimento e desigualdade preconizado por Kuznets (1955) é uma ferramenta muito utilizada para verificar a relação entre renda *per capita* e desigualdade de renda (BARRO, 2000). Mesmo passados mais de 50 anos da publicação de tal hipótese, a natureza das relações entre desigualdade e crescimento econômico ainda é amplamente debatida na literatura econômica. Ou seja, seus efeitos de longo prazo nem sempre estão relacionados a melhorias na distribuição de riquezas, podendo gerar, até mesmo, aumento nos graus de desigualdades. Diniz e Arraes (2005) afirmam que muitos países crescem de modo desigual, tornando a disparidade entre ricos e pobres ainda maior.

Barro (2000) identificou que a desigualdade retarda o crescimento em países pobres, mas o encoraja 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, essa relação não explica o tamanho das variações em desigualdade por países ou com o passar do tempo. Assim, ao verificar a 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, formando curvas relativamente achatadas.

Quanto à concentração fundiária, em específico, Mo (2003) relacionou crescimento econômico com a desigualdade na distribuição da terra. Em seu trabalho, o autor supõe que a desigualdade de terras seja prejudicial ao crescimento econômico, provando-a 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, ele demonstra que, para um aumento de 1% no Índice de Gini de terras, a taxa de crescimento do PIB 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 maior crescimento que os países com alta concentração de terras.

Finalmente, ressalta-se que o modelo elaborado por Kuznets (1955) limita-se em relacionar crescimento e desigualdade, sendo necessário acrescentar ao modelo econométrico outras variáveis relevantes para a interpretação das variações na desigualdade, uma vez que a omissão de variáveis pode acarretar problemas de má especificação. No que diz respeito ao foco central desse estudo, fatores como a composição do uso de tecnologias agrícolas e as políticas de distribuição de terras são importantes variáveis explicativas da estrutura fundiária.

4. METODOLOGIA

A seguir, será detalhada a metodologia deste trabalho, visando atender aos objetivos traçados na primeira seção.

Primeiramente, mensurar-se-á a distribuição de terras a partir do Índice de Gini (IG). Depois, será verificado o comportamento da produção agropecuária, bem como os níveis de produtividade da terra nas microrregiões do estado, analisando-se o rendimento da produção por hectare de terra. Posteriormente, será calculado o Índice Tecnológico Agrícola (ITE_f) que congrega variáveis representativas da modernização agrícola e que, por conseguinte, podem interferir na estrutura fundiária.

Para analisar a dependência espacial entre as microrregiões será usada a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). E, por fim, será especificado o modelo econométrico utilizado, bem como detalhada a econometria espacial utilizada, a fim de corrigir problemas como ineficiência, heterocedasticidade e autocorrelação espacial, evidenciados na estimação pelo modelo clássico de regressão linear.

4.1 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):

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

em que:

X_i é a percentagem acumulada da população (número de imóveis por estratos de propriedade⁴) até o extrato i ;

Y_i é a percentagem acumulada da área total até o extrato i .

O IG varia de 0 a 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. Conforme exposto na Tabela 1, Câmara (1949) classificou o índice de Gini por estratos de concentração como forma de se estabelecer um padrão de medida.

Tabela 1 – Classificação de desigualdade segundo Câmara (1949)

<i>Índice de Gini</i>	<i>Classificação</i>
0,000 a 0,100	Concentração Nula
0,101 a 0,250	Concentração nula a Fraca
0,251 a 0,500	Concentração Fraca a média
0,501 a 0,700	Concentração Média a Forte
0,701 a 0,900	Concentração Forte a Muito Forte
0,901 a 1,000	Concentração Muito Forte a absoluta

Fonte: Câmara (1949)

Segundo Câmara (1949), qualquer valor acima de 0,5 pode ser considerado impróprio do ponto de vista distributivo. Não é por acaso que o

⁴ Para o cálculo do Índice de Gini foram utilizados 16 estratos de áreas, que variam de menos de 1 hectare (ha) a mais de 100.000 ha, passando pelos seguintes grupos: 1 a menos de 2; 2 a menos de 5; 5 a menos de 10; 10 a menos de 20; 20 a menos de 50; 50 a menos de 100; 100 a menos de 200; 200 a menos de 500; 500 a menos de 1.000; 1.000 a menos de 2.000; 2.000 a menos de 5.000; 5.000 a menos de 10.000; 10.000 a menos de 100.000 e mais de 100.000.

registro de desigualdade de renda no Brasil (IG=0,566) em 2005 o classifica entre os 5% mais desiguais do mundo (HOFFMANN, 2006).

4.2 Índice Tecnológico Agrícola

O Índice Tecnológico (ITE) é um componente do Índice Geográfico Tecnológico (*Geotec*) elaborado por Fontes et al. (2009) e será utilizado neste trabalho, como *proxy* para modernização agrícola. Conforme abordado anteriormente, espera-se que a distribuição da terra sofra influências de processos de intensificação no uso das tecnologias agrícolas congregadas pelo ITE.

Essa linha de pesquisa originou-se com Carneiro et al. (2003; 2004) que propuseram o Índice Tecnológico para a agricultura após observarem que a produtividade de grãos apresentava correlações positivas com variáveis características do uso de tecnologias, como o número de estabelecimentos rurais que desfrutam de 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 agrícola e o uso de tecnologias. Sendo assim, criou-se um índice tecnológico formado pela média aritmética das variáveis citadas. Ou seja, numa escala de 0 a 10, atribuiu-se o peso de 1,67 para cada uma das variáveis.

Neste trabalho serão propostas duas alterações: a substituição da variável Irrigação por Máquinas e Tratores, bem como uma forma alternativa de ponderação das variáveis. A primeira modificação proposta justifica-se pelo fato de os próprios autores mencionarem que a variável Irrigação não possui forte correlação com a produtividade agrícola e em razão deste tipo de tecnologia não ser significativo no estado como um todo, ou seja, apenas em alguns pontos isolados. Já a utilização de máquinas e tratores, que são fatores de produção relevantes, não foram inseridas no ITE elaborado por Carneiro et al. (2003; 2004).

Quanto à mudança nos pesos, esta será realizada a partir da análise fatorial, de modo que os pesos dos componentes do ITE passarão a ser

representados pelo(s) escore(s) do(s) fator(es) atribuídos a partir da aplicação de tal técnica. Por esse motivo, sempre que houver referências a respeito dessa nova forma de cálculo, será utilizada a nomenclatura de ITE fatorial, como forma de distingui-lo da proposta inicial.

Dessa forma, o Índice Tecnológico (ITE) será utilizado com o intuito de captar se os processos de intensificação do uso de capital e mecanização agrícola influenciam na composição da posse da terra.

43 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. Ou seja, por meio dessa ferramenta é possível reduzir o conjunto de variáveis, tornando-as mais compreensíveis e facilmente interpretáveis, bem como reutilizar os novos dados, denominados escores fatoriais, em análises posteriores, como em análises de agrupamento ou regressões (JOHNSON e WICHERN, 1992).

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

Para uma aplicação satisfatória dessa 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. Existem alguns testes de avaliação do grau de significância da aplicação da análise fatorial capazes de analisar se a correlação entre as variáveis é significativa a ponto de os 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. Nesse caso, para que o modelo de análise fatorial esteja bem ajustado, o teste de Barlett deve rejeitar a hipótese nula. O KMO, por sua vez, 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 correlacionadas; assim, quanto mais próximo de 1 (um), mais significativo o resultado do KMO, pois as matrizes estarão próximas. Mingoti (2005) afirma que, para a garantia de adequidade no ajuste de um modelo de análise fatorial, o valor da KMO deve ser maior que 0,8, enquanto Souki e Gonçalves Filho (2003) sugerem que com um KMO superior a 0,6 os fatores explicam bem a variabilidade dos dados.

Geralmente, a estrutura inicial das estimativas das cargas fatoriais não é definitiva. Assim, o método proporciona a possibilidade de fazer rotações ortogonais. Nesse trabalho será utilizada a técnica o *Varimax* de rotação ortogonal dos fatores⁵.

Os escores fatoriais associados às observações têm distribuição simétrica em torno da média zero, o que implica que metade deles terá sinal negativo e a outra, positivo. Para evitar que altos escores fatoriais negativos elevem a magnitude dos índices associados às observações menores e não restringir a utilização dos dados em situações em que se estimam regressões logarítmicas, como será o caso do presente trabalho, torna-se necessária a transformação mostrada abaixo, conforme sugerido por Lemos (2000):

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

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.

⁵ Maiores detalhes algébricos e metodológicos são encontrados nas obras de Johnson e Wichern (1992) e Mingoti (2005).

4.4 Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

O estudo da análise econométrica é feito sobre pressupostos subjacentes que garantem a validação dos testes de hipóteses, modelação e estimação do modelo. Contudo, a interação no espaço tem uma natureza bidimensional, gerando efeitos espaciais que violam o vital pressuposto de que os erros são esféricos. Além do mais, dependendo da situação, a heterocedasticidade pode estar sendo induzida pela dependência espacial. Portanto, a não observação desses efeitos espaciais implica inconsistência estatística, logo, invalidam-se os resultados.

A econometria espacial difere da econometria convencional porque leva em consideração os chamados efeitos espaciais na especificação, na estimação e no teste de hipótese e previsão de modelos, com dados do tipo *cross-section* ou com um painel de dados. Metodologicamente falando, a econometria espacial busca tratar quantitativamente o comportamento do agente tanto do ponto de vista atomístico (quais são os fatores exógenos independentes do espaço que interferem em sua tomada de decisões) quanto da sua interação com outros agentes heterogêneos ao longo do espaço, este igualmente heterogêneo (ALMEIDA, 2006).

A estrutura espacial dos dados é incorporada através de uma matriz de pesos espaciais contígua, W , com elementos w_{ij} , em que o índice ij corresponde ao vizinho i da observação j . A presença de zeros na matriz de pesos indica a ausência de interação espacial entre as observações.

Segundo Anselin (1988), as matrizes de pesos espaciais alicerçam-se na ideia de vizinhança, sendo definidas de acordo com a contiguidade e/ou a distância geográfica entre as observações. As mais utilizadas são: a rainha, a torre e as K vizinhos mais próximos. A matriz Rainha é aquela cujas observações geográficas que contêm relações de contiguidade com seus próximos são considerados vizinhos. Isso inclui os vizinhos adjacentes, bem como os vértices, ou seja, aqueles que fazem quinas com a variável de interesse. Esse nome é dado em alusão aos movimentos da Rainha no jogo de xadrez. No caso da matriz torre, consideram-se fronteiras somente as microrregiões vizinhas, desconsiderando-se, portanto, os vértices. Ambas são construídas seguindo a ideia de contiguidade.

Pelo critério de distância, têm-se as matrizes “K vizinhos mais próximos”. Essas se baseiam na distância entre os centroides das microrregiões, selecionando como fronteira as K vizinhas mais próximas.

São vários os tipos de matrizes e, muitas vezes, a escolha dessa é feita de maneira arbitrária. Uma metodologia amplamente utilizada para a escolha da melhor matriz foi determinada por Baumont (2004). Esse procedimento consiste em estimar diferentes regressões, usando uma mesma especificação e diferentes matrizes de ponderação espacial. Após testar os resíduos para autocorrelação espacial, a melhor matriz é aquela que tiver gerado o maior valor do coeficiente de autocorrelação espacial I de Moran, estatisticamente significativo.

Conforme destacado por Anselin e Bera (1998), em processos espaciais, existe um imbricamento entre os efeitos de violação da esfericidade dos erros e da heterocedasticidade gerada pela dependência espacial: heterogeneidade gera dependência espacial e, por sua vez, dependência espacial pode também induzir heterogeneidade. Assim, essas características provocam sérias dificuldades na identificação de modelos econométricos espaciais de forma apropriada. Em razão disso, uma análise exploratória de dados espaciais (AEDE) pode auxiliar na superação de tal problema de identificação, provendo informações claras e indicações sobre a existência de padrões de associação espacial.

A AEDE reúne um conjunto de técnicas para análise estatística de informação geográfica, com o intuito de definir padrões espaciais nos dados. Procura descrever distribuições espaciais, identificar observações discrepantes no espaço, descobrir padrões de associação espacial e sugerir *clusters* espaciais. Assim, o objetivo primordial dessa técnica é deixar os dados espaciais falarem por si próprios (ALMEIDA, 2006).

O primeiro passo num estudo de AEDE é testar a hipótese de que os dados espaciais são distribuídos aleatoriamente. Para isso, é testada a hipótese de associação espacial global univariada, utilizando-se a estatística de Moran⁶, que é um coeficiente que mensura o grau de correlação espacial. Formalmente essa estatística é dada por:

⁶ Para mais detalhes ver ALMEIDA (2006).

$$I = \frac{n}{\sum \sum w_{ij}} \frac{\sum \sum w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum w_{ij} (y_i - \bar{y})^2} \quad (3)$$

em que:

n é o número de unidades espaciais;

y_i é a variável de interesse;

w_{ij} é o peso espacial para o par de unidades espaciais i e j , medindo o grau de interação entre elas.

Destaca-se que a hipótese nula do teste é a de aleatoriedade espacial. Caso se verifique a indicação de autocorrelação espacial, deve-se tomar cuidado com a interpretação dos resultados. Uma indicação de autocorrelação espacial positiva revela a ocorrência de similaridade entre os valores do atributo estudado (por exemplo, desigualdade de terras) e a localização espacial da observação (por exemplo, microrregião). Ou seja, a autocorrelação espacial positiva indica que, geralmente, uma microrregião tende a ser rodeada por outras com características similares de modo a rejeitar a hipótese de distribuição espacial aleatória, conseqüentemente gerando autocorrelação. Uma indicação de autocorrelação espacial negativa revela, por sua vez, a existência de dissimilaridade entre os valores do atributo estudado e da localização espacial do atributo.

Além da análise de padrões espaciais através do teste de associação espacial global univariada, pode-se realizar testes quanto à associação espacial global multivariada. Isso ocorre caso haja interesse em saber, por exemplo, se a concentração fundiária de uma microrregião está associada ao crescimento econômico nas microrregiões vizinhas. Ou seja, há interesse na verificação da existência de um padrão de associação espacial global entre duas variáveis. Em termos formais, a estatística de Moran pode ser calculada para duas variáveis diferentes e é determinada a partir da seguinte equação:

$$I_{kl} = \frac{z_k' W z_l}{n} \quad (4)$$

Em que:

z_k e z_l são variáveis padronizadas⁷ e

W é a matriz de pesos espaciais.

Essa medida identifica o grau de associação sistemática de uma variável padronizada z_k com outra (diferente) variável padronizada vizinha z_l .

Uma interpretação hipotética para um I de Moran multivariado positivo é a seguinte: microrregiões com alta (baixa) concentração fundiária tendem a possuir vizinhança com níveis elevados (reduzidos) de pobreza.

Analogamente, um I de Moran multivariado negativo poderia indicar que microrregiões com elevado nível de desigualdade de terras têm proximidade com microrregiões cujos indicadores de crescimento econômico estão aquém da média.

Deve-se ter cuidado, contudo, com o uso exclusivo de estatísticas de associação global, pois a indicação de padrões globais de associação espacial pode estar também em consonância com padrões locais. Há possibilidade de incorrer no erro de que uma indicação de ausência de correlação global oculta padrões de associação local. Nesse caso, cabe o uso da estatística de I de Moran local uni ou bivariado. Segundo Arbia (2006), o indicador I de Moran local consiste em uma decomposição do indicador global de autocorrelação na contribuição local de cada observação em quatro categorias, cada uma individualmente correspondendo a um quadrante no diagrama de dispersão de Moran.

Assim, por meio da estatística I de Moran multivariada local, é testada a existência de autocorrelação espacial entre as microrregiões. Uma indicação de autocorrelação espacial positiva revela que há similaridade entre os valores do atributo estudado. Ou seja, no caso deste estudo, a alta concentração de terras de determinada microrregião tenderia a ser rodeada por áreas também com alta concentração de terras das microrregiões vizinhas e/ou uma área com baixa concentração fundiária tenderia a ser rodeada por áreas também pouco concentradas.

⁷ Logo, tem-se que $Z_k = (y_k - \bar{y}) / \sigma_k$.

A importância desse efeito fica representada pelo movimento de expansão de características locais para regiões vizinhas, revelando um processo de difusão espacial de características e padrões regionais para suas regiões vizinhas.

Uma abordagem alternativa para visualizar a associação espacial local baseia-se no diagrama de dispersão de Moran, que mostra a defasagem espacial da variável de interesse (ou seja, a média do atributo nos vizinhos) no eixo vertical e o valor da variável de interesse no eixo horizontal. Adicionando ao diagrama a informação de significância das medidas de associação local, pode-se construir o mapa de *clusters* espaciais. Este ilustra a classificação em quatro categorias de associação espacial, que são estatisticamente significantes, quais sejam: Alto-Alto (AA) significando que as unidades espaciais pertencentes a esse agrupamento exibem valores altos da variável de interesse rodeados por unidades espaciais que apresentam valores também altos; Baixo-Baixo (BB) refere-se a um agrupamento cujas unidades espaciais mostram valores baixos circundados por unidades espaciais que ostentam valores também baixos; Alto-Baixo (AB) diz respeito a um *cluster* no qual dada unidade espacial com alto valor da variável de interesse é vizinha próxima ou contígua de unidades espaciais com baixo valor e, finalmente, o agrupamento Baixo-Alto (BA) que concerne a um *cluster* no qual uma unidade espacial qualquer com um baixo valor da variável de interesse é circundada por unidades espaciais com alto valor.

4.5 Especificação dos Modelos

Embora o uso de painéis de dados seja o mais frequente no caso de testes econométricos sobre o crescimento e desigualdade, as equações *cross-section* também são comumente encontradas na literatura econômica, foram, inclusive, utilizadas por Kuznets. Essas têm a limitação de não captarem os efeitos da evolução da desigualdade ao longo do tempo, entretanto, ela se adequa perfeitamente ao escopo do presente trabalho, já que o intuito é analisar os fatores determinantes da concentração fundiária mineira em 2006.

Quanto à forma funcional, uma das mais convencionais utilizadas para se estimar a curva de Kuznets foi proposta por Ahluwalia (1976):

$$L_i = \alpha_i + \beta_1 Y_i + \beta_2 Y_i^2 + \varepsilon_i \quad (5)$$

em que:

L é o índice de desigualdade;

Y é a renda *per capita*;

α_i e β_i são parâmetros da regressão;

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

ε_i representa o termo de erro.

Dawson (1997) e Barro (2000) utilizaram funções semilogarítmicas ou log-lineares (lin-log), pois essas captam melhor o efeito parabólico da curva de Kuznets. Desse modo, a forma funcional utilizada para calcular o efeito de Kuznets pode ser assim representada:

$$L_i = \alpha_i + \beta_1 Y_i + \beta_2 \log Y_i^2 + \varepsilon_i \quad (6)$$

Além disso, através do trabalho de Barro (2000), percebe-se que a regressão não necessariamente deve se limitar a estimar os efeitos crescimento econômico e logaritmo do crescimento ao quadrado sobre a desigualdade. É comum o acréscimo de outras variáveis explicativas na regressão com o intuito de melhorar o ajustamento do modelo. Assim, serão acrescidos à equação acima o ITE Fatorial e a área total de assentamentos nas microrregiões, culminando na seguinte forma funcional:

$$L_i = \alpha_i + \beta_1 Y_i + \beta_2 \log Y_i^2 + \beta_3 ITE + \beta_4 Assent_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

em que:

L é o Índice de Gini;

Y é o VAP agropecuário *per capita*;

ITE é o Índice Tecnológico Agrícola Fatorial;
Assent é a área de assentamentos rurais;
 α_i e β_i são parâmetros da regressão;
 $i = 1, 2, \dots, N$ identifica os municípios e;
 ε_i representa o termo de erro.

Vale ainda ressaltar que a condição necessária para se obter uma função no formato de U-invertido, tal como especificada por Kuznets (1955), é: $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$. Satisfeitas tais condições, o efeito de U-invertido se confirma; caso contrário, a função estará tomando outra forma que não a proposta por Kuznets (JACINTO e TEJADA, 2004). Quanto às demais variáveis, o sinal esperado para o ITE é positivo, enquanto que para $\beta_4 \text{Assent}$ espera-se um sinal negativo, por ser uma iniciativa de distribuição de terras proporcionada pela União.

Complementarmente estimar-se-á outra função, levando-se em consideração as taxas de crescimento da produção agrícola em termos de valor, a mudança tecnológica agrícola medida através dos ITE e a variação na área de assentados e ocupantes entre 1995 e 2006, como forma de se captar a dinâmica da estrutura fundiária no tempo. Sua forma está descrita na equação (8), a seguir:

$$\Delta L_i = \alpha_i + \beta_1 L_i^{95} + \beta_2 \Delta Y_i + \beta_3 \Delta ITE + \beta_4 \Delta \text{Assent}_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

em que:

ΔL é a taxa de variação do Índice de Gini entre 1995 e 2006;

L^{95} é o índice de Gini de 1995;

ΔY é a taxa de variação do VAP agropecuário *per capita* entre 1995 e 2006;

ΔITE é o Índice Tecnológico Agrícola Fatorial e;

ΔAssent é a área de assentamentos rurais.

Quanto ao método de estimação, as equações (7) e (8) podem ser estimadas através dos modelos convencionais econométricos. No entanto,

caso as variáveis utilizadas apresentem autocorrelação espacial, incorre-se em inconsistência devido à não satisfação dos pressupostos de estimação por Mínimos Quadrados Ordinários. Nesse caso, serão testados os modelos econométricos espaciais de defasagem e erro espaciais, a fim de corrigir eventuais problemas de ineficiência e/ou inconsistência.

Caso se confirme a ocorrência de efeitos espaciais, o modelo de regressão linear clássico será estatisticamente ineficiente ou até mesmo inconsistente. Logo, será necessário o uso do fator de correção da autocorrelação espacial por meio da econometria espacial cujo detalhamento metodológico será apresentado a seguir.

4.6 Especificando a Econometria Espacial

O modelo econométrico espacial a ser utilizado depende dos aspectos que envolvem o processo espacial subjacente ao fenômeno em estudo. Logo, a matriz espacial pode se expressar na variável dependente (Wy), nas variáveis explicativas (WX) e/ou no termo de erro (Wu), conforme o modelo escolhido, que, por sua vez, é quem determina o alcance global ou local da autocorrelação espacial, bem como da dependência espacial.

A fim de identificar a melhor especificação do modelo, Florax, Folmer e Rey (2003) recomendam o seguinte procedimento:

- Estimar o modelo clássico de análise de regressão linear por MQO.
- Testar a hipótese de ausência de autocorrelação espacial devido a uma defasagem ou erro por meio do valor do multiplicador de Lagrange para defasagem espacial ($ML\rho$) e para o erro espacial ($ML\lambda$).
- Caso ambos os testes não sejam significativos, o uso do modelo clássico é mais apropriado. Caso contrário, necessita-se seguir o próximo passo.
- Se ambos forem significativos, estima-se o modelo apontado como o mais significativo de acordo com as versões robustas desses testes, ou seja, o multiplicador de Lagrange robusto para a defasagem espacial ($MLR\rho$) e o multiplicador de Lagrange robusto para o erro espacial ($MLR\lambda$). Caso $MLR\rho > MLR\lambda$ identifica-se o modelo com defasagem espacial como o mais apropriado.

Caso contrário, $MLR\rho < MLR\lambda$, adota-se o modelo de erro espacial como o mais apropriado.

- Alternativamente, pode-se ainda utilizar o modelo de Defasagem com Erro Auto-Regressivo Espacial.

Sendo assim, baseando-se em Almeida (2006), a seguir serão apresentados os principais modelos econométricos espaciais, bem como os testes: Multiplicador de Lagrange para defasagem espacial ($ML\rho$), Multiplicador de Lagrange para o erro espacial ($ML\lambda$), Multiplicador de Lagrange Robusto para a defasagem espacial ($MLR\rho$) e o Multiplicador de Lagrange robusto para o erro espacial ($MLR\lambda$).

a) Modelo de defasagem espacial

Este modelo leva em consideração a defasagem da variável dependente em relação ao espaço e é assim representado:

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (9)$$

em que:

y é um vetor N por 1 de observações sobre a variável dependente;

Wy um vetor N por 1 de defasagens espaciais para a variável dependente;

ρ , o coeficiente auto-regressivo espacial (um escalar)⁸;

X , uma matriz N por k de observações sobre as variáveis explicativas exógenas com um vetor associado K por 1 de coeficientes de regressão β ;

ε , um vetor N por 1 de termos de erro distribuído aleatoriamente $\varepsilon \sim (0, \sigma I)$.

Simplificando a equação anterior por meio de representação matricial, tem-se que:

$$y = (I - \rho W)^{-1} X + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (10)$$

⁸ A restrição sobre o coeficiente de defasagem espacial é a seguinte: $-(1/\omega_{\max}) < \rho < +1$, em que ω_{\max} é o maior autovalor de W , em valor absoluto (ALMEIDA, 2006).

No espaço, Wy está, nesse caso, correlacionada com todos os ε_i em todas as regiões. Na expressão, $(I-\rho W)^{-1}$ representa uma série infinita que envolve os erros em todas as regiões.

$$(I - \rho W)^{-1} = (I - \rho W + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \dots)\varepsilon \quad (11)$$

Essa série infinita pode ser considerada uma expansão de Leontief, que desempenha o papel de multiplicador espacial, ou seja, a função é dependente dos vizinhos de primeira, segunda e terceira ordens, etc. A consequência disso é que a matriz $(I-\rho W)^{-1}$ é plena, implicando que cada região é correlacionada com todas as outras, mas de forma que a intensidade da correlação decresce com a ordem da contiguidade (ANSELIN e BERA, 1998).

Nesse modelo, o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) não é apropriado, pois, caso o modelo econométrico de defasagem espacial seja estimado por ele, as estimativas dos coeficientes serão enviesadas e inconsistentes.

Caso seja especificado o presente modelo, a regressão assumiria a seguinte forma funcional⁹:

$$L_i = \rho WL + \alpha_i + \beta_1 Y_i + \beta_2 \log Y_i^2 + \beta_3 ITE + \beta_4 Assent + \varepsilon_i \quad (12)$$

b) Modelo de Erro Autorregressivo Espacial

Nesse modelo, a defasagem espacial está intrincada no componente de erro. Assim, tem-se:

$$\begin{aligned} Y &= X\beta + u \\ u &= \lambda Wu + \varepsilon \end{aligned} \quad (13)$$

em que:

Y , X , β e ε são definidos como no primeiro modelo e;

⁹ Conforme descrito, W trata-se da matriz de peso espaciais, ρ é o coeficiente espacial de impacto sobre a variável dependente, L refere-se à variável dependente, Índice de Gini, assim como Y , ITE e $Assent$ tratam-se das variáveis explicativas do modelo.

λ é o parâmetro do erro autorregressivo espacial.

Após algumas manipulações algébricas, a forma reduzida do modelo pode ser assim expressa:

$$y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon \quad (14)$$

Como $|\lambda| < 1$ e admitindo-se matrizes de pesos espaciais padronizados, uma outra expansão de Leontief é notada na expressão (15):

$$(I - \lambda W)^{-1} = I - \lambda W + \lambda^2 W^2 + \dots \quad (15)$$

Uma vez que a expansão de Leontief denota uma espécie de multiplicador espacial, o alcance de um choque é global, fazendo com que haja propagação do efeito ao longo do sistema, atingindo todas as regiões, mas com intensidade decrescente à medida que se afasta do epicentro da ocorrência da inovação.

O impacto espacial do modelo será manifestado somente no termo de erro da regressão. As implicações para os coeficientes estimados são claras. Embora as estimativas por MQO sejam não enviesadas e consistentes, os erros não são mais esféricos e, conseqüentemente, as estimativas não são eficientes. Sendo assim, a modelagem teria a seguinte forma:

$$L_i = \alpha_i + \beta_1 Y_i + \beta_2 \log Y_i^2 + \beta_3 ITE + \beta_4 Assent + u_i \quad (16)$$

$$u_i = \lambda W u + \varepsilon_i \quad (16.1)$$

c) Modelo de Defasagem com Erro Autorregressivo Espacial

Este modelo capta, simultaneamente, o efeito espacial tanto da variável dependente como também no termo de erro, conformando o seguinte modelo:

$$\begin{aligned} Y &= \rho W_1 y + X\beta + u \\ u &= \lambda W_2 u + \varepsilon \end{aligned} \quad (17)$$

Nota-se que, W_1 e W_2 podem ser matrizes diferentes, constituindo um caso mais geral. A forma reduzida revela que:

$$y = (I - \rho W)^{-1} X\beta + (I - \rho W_1)^{-1} + (I - \rho W_2)^{-1} \varepsilon \quad (18)$$

Por envolver claramente expansões de Leontief, o alcance dos efeitos é global, afetando todo o sistema. É possível observar que esse modelo é mais complexo em sua especificação, engendrando sérios problemas na identificação dos parâmetros ρ e λ . Por ter uma natureza mista, sua estimação por MQO implica estimativas inconsistentes e ineficientes. Sendo assim, recomenda-se a utilização dos métodos de variáveis instrumentais para estimar esse modelo, ou seja, Método Dois Estágios ou Momentos Generalizados.

4.6.1 Testes de Validação dos Modelos Econométricos Espaciais

a) *Teste Multiplicador de Lagrange de Defasagem (MLp)*

Trata-se de um teste do tipo multiplicador de Lagrange contra a defasagem espacial. Este teste específico é dito unidirecional porque a hipótese alternativa é atribuída ao processo estocástico gerador do erro, contendo somente um único parâmetro espacial. Ele verifica uma única especificação, admitindo que o restante do modelo é especificado corretamente (ANSELIN e BERA, 1998).

Similar a um teste do tipo multiplicador de Lagrange, ele se baseia no vetor escore e na matriz de informação sob a hipótese nula, que, no caso em tela, é estabelecida como $H_0: \rho = 0$, presumindo-se que $\lambda = 0$.

As hipóteses nula e alternativa são assim estabelecidas:

$$\begin{aligned} H_0: \rho &= 0 \\ H_1: \rho &\neq 0 \end{aligned} \quad (19)$$

Por se tratar de um teste assintótico, a estatística ML_p é mais apropriada para grandes amostras e, caso λ seja igual a 0, o teste é inválido mesmo que se trabalhe com grandes amostras.

No que tange ao poder do teste, sobretudo para pequenas amostras, Anselin e Rey (1991) descobriram que a estatística ML_p é menos afetada em situações que a distribuição dos erros não são normais, em especial para erros exponenciais e erros lognormais. Uma vantagem desse teste é a facilidade computacional, já que, sob a hipótese nula, pode ser calculado com base nos resíduos de uma regressão estimada por MQO. Outra vantagem é a discriminação quanto ao tipo de autocorrelação espacial contido na regressão: de defasagem (Wy) ou de erro (Wu).

A grande desvantagem do teste é a falta de poder estatístico, já que ele frequentemente acarreta na rejeição da hipótese nula, incorrendo em erro do Tipo 1.

b) Teste Multiplicador de Lagrange de erro ($ML\lambda$)

Um outro teste específico unidirecional proposto originalmente por Burridge (1980) é o Multiplicador de Lagrange contra a autocorrelação espacial na forma do modelo de erro autoregressivo espacial. Para calculá-lo, basta seguir os mesmos passos do anterior. As hipóteses nula e alternativa são estabelecidas como:

$$\begin{aligned} H_0: \lambda &= 0 \\ H_1: \lambda &\neq 0 \end{aligned} \tag{20}$$

Novamente, a principal vantagem desse teste é a sua simplicidade computacional, uma vez que, para implementá-lo, são necessários apenas os resíduos da regressão do modelo clássico estimado por MQO.

Mais uma vez, a principal desvantagem do teste é a tendência à rejeição da hipótese nula.

c) Teste Multiplicador de Lagrange de Erro Robusto ($MLR\lambda$)

Conforme destacado anteriormente, os testes do tipo multiplicador de Lagrange tanto para defasagem quanto para o erro espacial não têm bom poder explicativo. O problema reside no fato de que ML_λ segue uma distribuição qui-quadrado com 1 grau de liberdade, se $\rho = 0$. No caso em que houver má especificação local, ou seja, $\rho \neq 0$, o teste ML_λ transforma-se em uma distribuição qui-quadrado não centralizada, o que fará com que o teste rejeite a nula com muita frequência (ALMEIDA, 2006).

Para contornar esse problema, Florax et al. (2002) desenvolveram algumas extensões desses testes, a fim de aumentar o seu poder evitando a ocorrência de erro tipo 1, ou seja, rejeitar uma hipótese quando, na verdade, ela deveria ser validada. Do ponto de vista técnico, os testes robustos são similares aos dois testes vistos anteriormente, porém incorporam um fator de correção para levar em conta a má especificação local.

d) Teste Multiplicador de Lagrange de Defasagem Robusto (MLRp)

Tecnicamente, este teste é similar ao teste ML_ρ , no qual é testado $\rho = 0$, mas agora incorporando um fator de correção com o intuito de lidar com a má especificação local do modelo, ou seja, nesse caso, $\lambda \neq 0$.

4.7 Fonte de dados

Neste trabalho optou-se pela divisão microrregional, devido às microrregiões captarem melhor tanto as diferenças quanto as características físicas, econômicas, políticas e sociais regionais. Logo, foram coletados dados secundários referentes às 66 microrregiões do estado de Minas Gerais.

Para o cálculo do Índice de Gini utilizaram-se o número de estabelecimentos rurais e suas respectivas áreas por estratos de propriedades disponibilizados pelos Censos Agropecuários de 2006 e 1995.

O Valor da Produção Agropecuária (VAP) *per capita* foi calculado a partir da soma dos VAP animal e vegetal disponibilizados nos Censos

Agropecuários, dividida pelas populações totais das microrregiões extraídas da contagem populacional do IBGE. Ressalta-se ainda que os VAP's de 1995 foram deflacionados a partir do IPR – Índice de Preços Recebidos, estimado pela Fundação Getúlio Vargas.

As variáveis que formam o Índice Tecnológico Agrícola Fatorial (Assistência técnica, práticas de conservação do solo, adubos e corretivos, energia elétrica, controle de pragas e máquinas e caminhões) estão presentes no Censo Agropecuário do IBGE. De acordo com a metodologia adotada pela coleta dos dados, computou-se o número de estabelecimentos rurais que utilizam assistência técnica regularmente, o número de produtores que adotam práticas de conservação no solo e controle de pragas, valor das despesas com energia elétrica, adubos e corretivos em reais e o número de tratores e máquinas por microrregião.

Para estabelecer o montante de área destinada a assentamentos rurais somou-se as áreas declaradas por ocupantes e que contêm assentamentos rurais sem titulação definitiva levantados nos Censos de 1995 e 2006.

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Esta seção será subdividida em quatro partes, As duas primeiras visam apurar as condições atuais da distribuição de terras e também apresentar as variáveis a serem utilizadas no modelo econométrico para compreensão da dinâmica da desigualdade de terras. Sendo assim, haverá uma breve exposição sobre a distribuição de terras, o Valor da Produção, o Índice Tecnológico Agrícola Fatorial e a área dos assentamentos.

Em seguida, buscar-se-ão evidências de padrões espaciais entre as variáveis de interesse, a fim de se captar a interdependência geográfica entre as microrregiões em relação aos seus vizinhos próximos para melhor descrever a estrutura dos dados a serem utilizados na compreensão dos fatores determinantes da desigualdade de terras no estado de Minas Gerais.

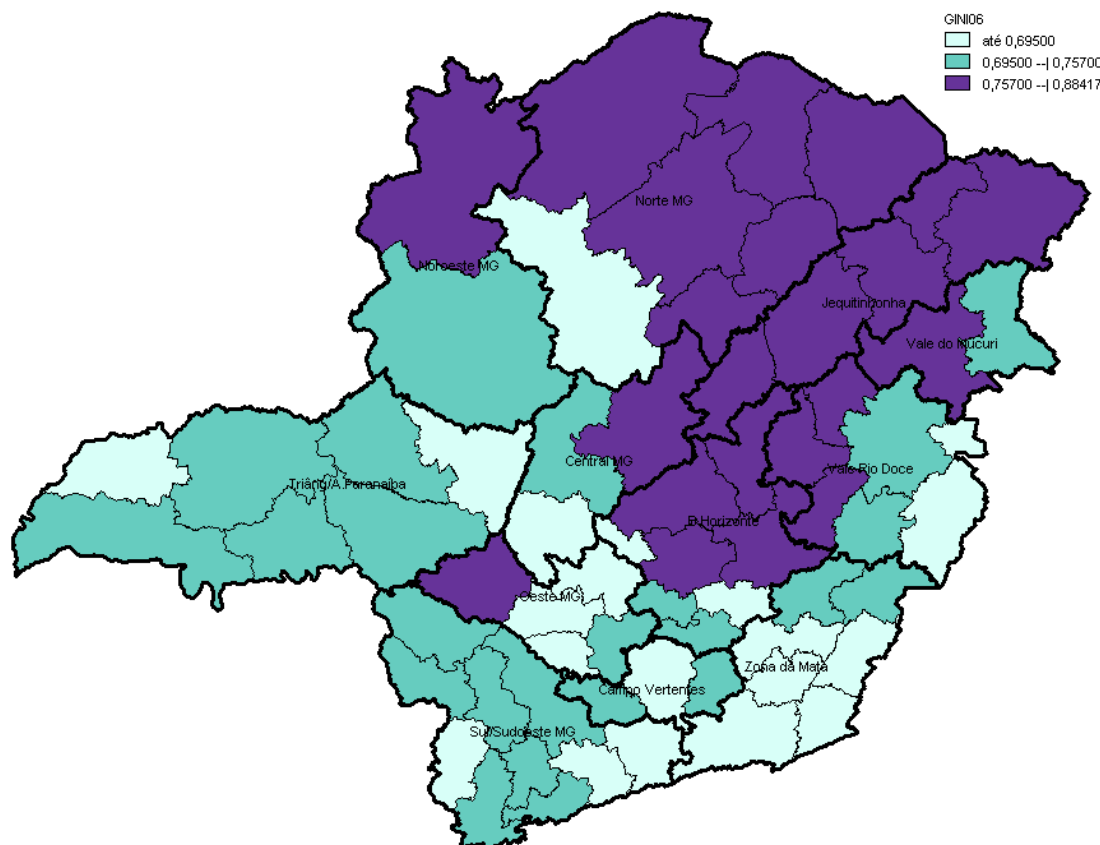
Finalmente, serão especificados e analisados os modelos econométricos descritos na seção anterior.

5.1 Panorama da Distribuição de Terras e Variáveis Correlatas

Inicialmente, far-se-á uma breve exposição sobre a distribuição de terras em 2006 para, posteriormente, compará-la com 1995, bem como analisar as variações na estrutura fundiária do estado no período recente.

A partir da Figura 1 é possível verificar o panorama geral da distribuição de terras no estado. Analisando a desigualdade estratificada em três níveis,

pela metodologia de classificação por frequências iguais, tem-se a seguinte distribuição de terras:



Fonte: Resultados da Pesquisa.

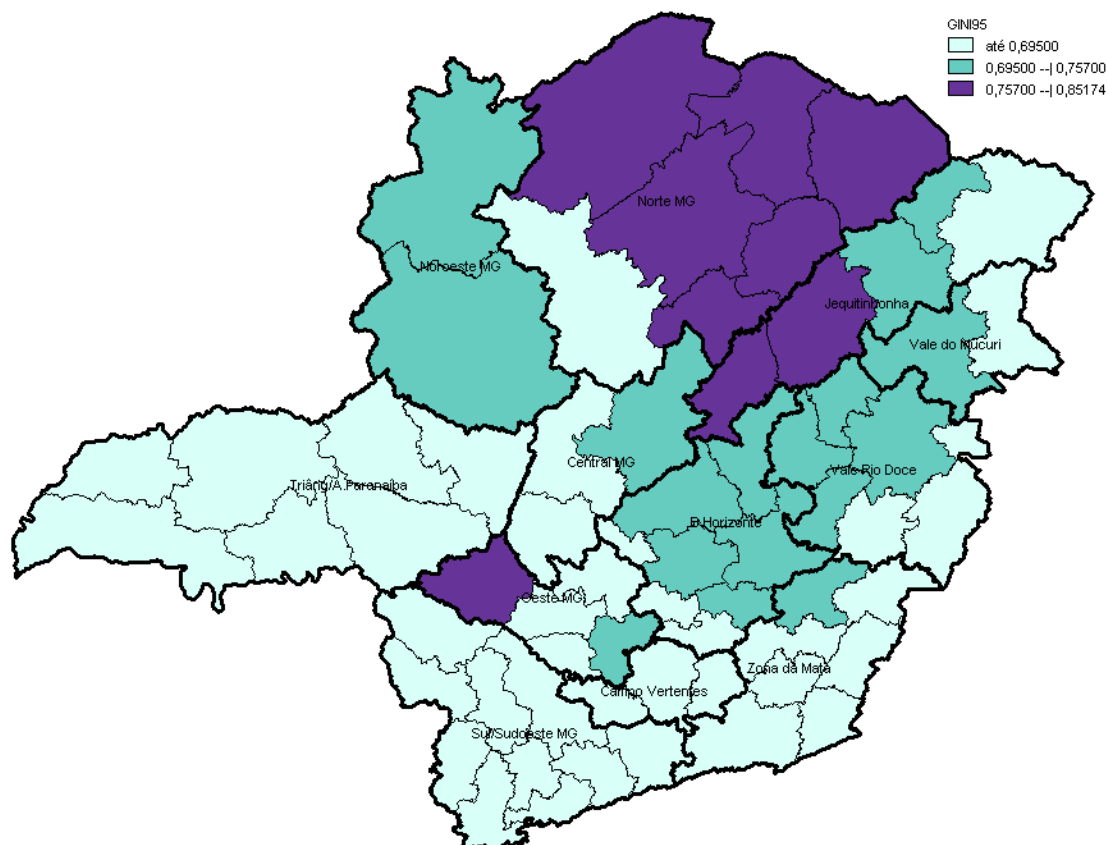
Figura 1 – Configuração da distribuição de terras em Minas Gerais 2006.

Primeiramente, ressalta-se que a desigualdade de terras no estado, avaliada segundo o Índice de Gini, varia entre 0,607 e 0,884, sendo Mantena, localizada no Vale do Rio Doce, a de menor concentração e Bocaiúva, no Norte de Minas, a mais concentradora. Assim, percebe-se que todo o estado tem problemas de concentração fundiária, uma vez que, a partir do critério adotado por Câmara (1949), nenhuma possui a classificação sequer de concentração mediana (Gini entre 0,25 e 0,5). Porém, relativizando a análise por meio da estratificação por igual frequência¹⁰ realizada para confecção dos mapas, percebe-se que, com exceção de Piumhi (IG=0,85) que se encontra no Oeste de Minas, os níveis mais altos de concentração fundiária estão no eixo Norte e

¹⁰ Dividiu-se as variáveis em três escalas, de modo que, em cada um dos grupos contém 1/3 das microrregiões do estado. Sendo assim, é possível analisar as características das regiões comparativamente às demais.

Nordeste do estado. Já a Zona da Mata Mineira caracteriza-se por possuir a menor média mesorregional de concentração em Minas Gerais.

Para analisar a distribuição de terras em 1995 utilizaram-se os mesmos valores de classificação dos estratos para 2006 com o propósito de se comparar a concentração fundiária anterior à atual.



Fonte: Resultados da Pesquisa.

Figura 2 – Configuração da distribuição de terras de Minas Gerais 1995.

Visualizando-se a Figura 2 e comparando-a com a 1, é notório o clareamento do mapa, evidenciando o aumento da concentração fundiária nos últimos 10 anos. De maneira geral, o Gini-Terras estadual aumentou de 0,762 em 1995 para 0,793 em 2006, ou seja, a desigualdade de terras aumentou em 4% entre 1995 e 2006.

Desagregando a análise para microrregiões tem-se que quatro microrregiões apresentaram valores abaixo de 0,607, menor desigualdade registrada em 2006 e a microrregião com maior concentração, Bocaiúva, apresentou Gini igual a 0,852, isto é, 3 pontos percentuais inferior a 2006.

Ainda sobre a variação da desigualdade entre os anos, ressalta-se a expansão da concentração em todo o estado, pois somente 5 das 66 microrregiões melhoraram os indicadores de distribuição de terras. São elas: Ouro Preto, Pará de Minas, Janaúba, Salinas e Januária¹¹. Dessas, Pará de Minas já pertencia à classe dos menos desiguais e manteve-se com um Gini igual a 0,65. Ouro Preto, inicialmente com IG=0,756, teve a concentração reduzida em 9,3% e passou a pertencer à camada menos desigual do estado, com IG=0,686. Por outro lado, Pará de Minas, Janaúba, Salinas e Januária, apesar da redução na desigualdade em comparação com o Gini no período inicial, mantiveram-se entre as mais díspares em termos de distribuição de terras.

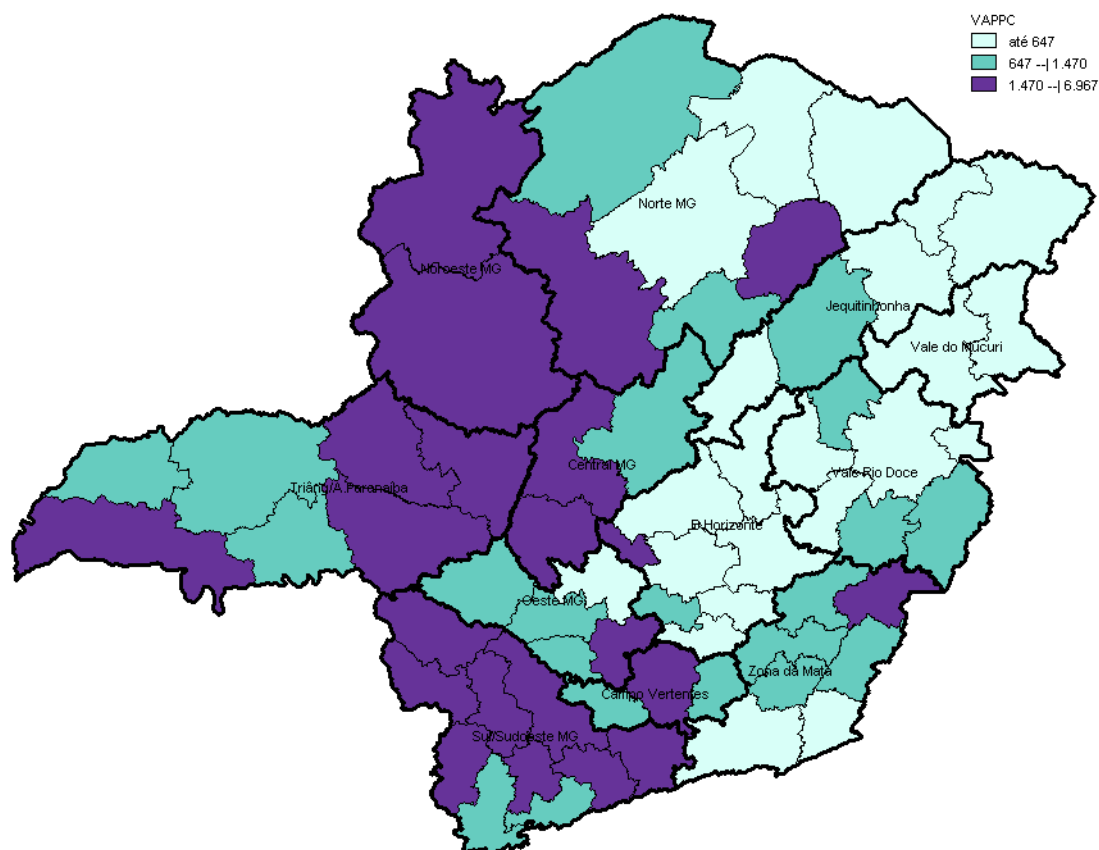
Em situação oposta, verifica-se o aumento da desigualdade de terras em 61 microrregiões. Dessas, 20 tiveram taxas de concentração superiores a 10% no período.

Logo, visualizando-se as Figuras 1 e 2, é perceptível que a desigualdade de terras no estado não só é demasiadamente alta, como também está mais concentrada espacialmente no eixo setentrional do estado e não vêm apresentando sinais de declínio nos últimos anos, pelo contrário, parece tender a elevar-se com o tempo. Ou seja, através da análise sobre a dinâmica fundiária em Minas Gerais entre 1995 e 2006, identificou-se a intensificação da concentração fundiária (4%) sem que houvesse um crescimento agropecuário expressivo, visto que a taxa de expansão real do Valor da Produção no período foi de 1,6%.

Uma vez analisada a estrutura fundiária do estado, passa-se à análise de suas variáveis explicativas, conforme descrito no tópico 4.6 da metodologia.

Um fator essencial para se compreender o problema é analisar a produção agropecuária do setor. Para esse trabalho, foi utilizado o valor *per capita* da produção agropecuária em 31/12/2006 fornecido pelo Censo Agropecuário do IBGE (2006) e exposto através da Figura 3:

¹¹ Os dados estão disponíveis no Anexo.



Fonte: Elaborado pelo Autor.

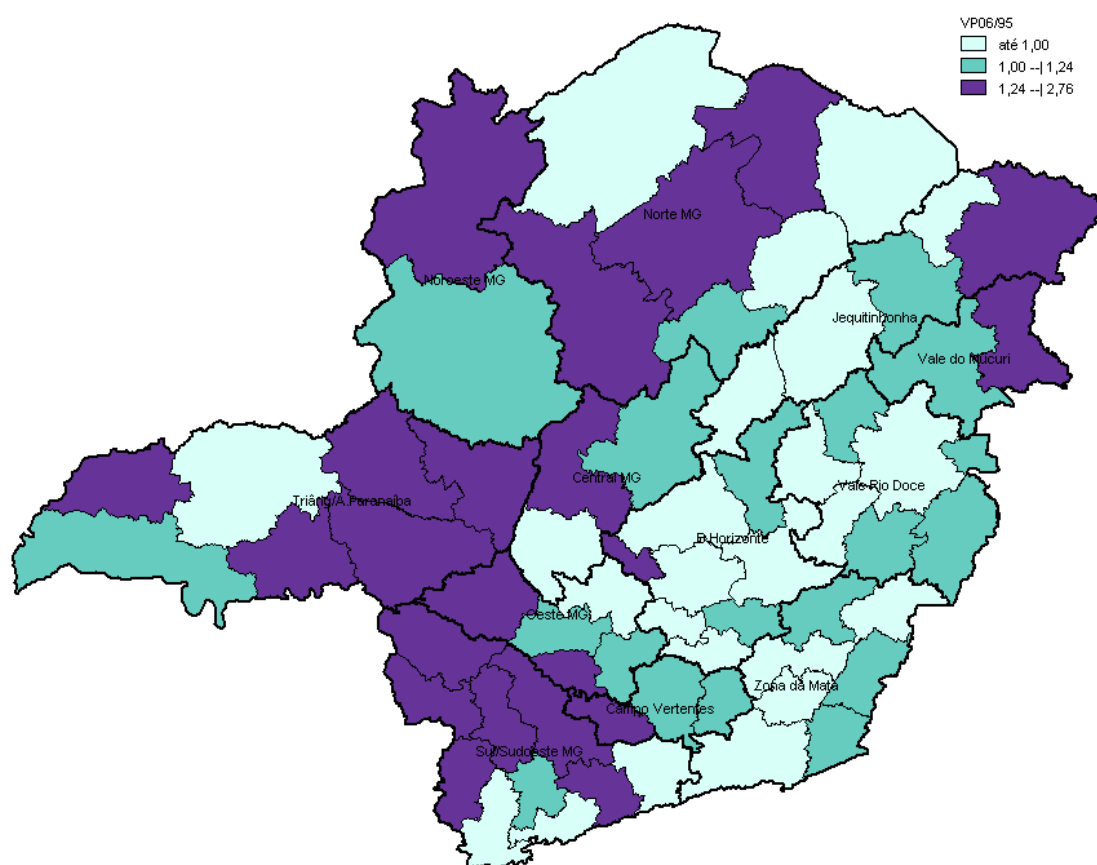
Figura 3 – Valor da Produção agropecuária *per capita* das microrregiões de Minas Gerais em 2006.

Verifica-se, através da Figura 3, uma composição distinta à do índice de Gini, principalmente devido aos maiores valores não estarem concentrados no eixo setentrional do estado. Nesse caso, a produção intensifica-se no oeste e sudoeste do estado, isto é, compreende o Triângulo Mineiro, Noroeste, Sul e Sudoeste de Minas, regiões estas que, apesar de não terem as menores disparidades, também não possuem os piores indicadores de concentração de terras dentro do estado.

As microrregiões com Valores da Produção agropecuária mais baixos são aquelas com maior concentração urbana e/ou intensivas nas atividades extrativas mineiras, tais como Belo Horizonte, Ipatinga, Ouro Preto, Diamantina e Juiz de Fora. As de VAP mais elevados foram: Grão Mogol, Patrocínio, Unaí, Paracatu e Pirapora, de modo que Grão Mogol e Unaí são as únicas alocadas no grupo de concentração fundiária mais elevada. Ou seja, somente nestes casos há associação positiva entre crescimento e desigualdade. Entretanto, diversas são as microrregiões com VAP's elevados e concentrações de terras

entre as mais baixas. Este é o caso de Pirapora, Manhuaçu e mais outras oito microrregiões distribuídas no estado.

Quanto à evolução da produção do setor entre 1995 e 2006, nota-se, na Figura 4, que, de forma geral, as maiores taxas de crescimento convergem para aquelas regiões com maiores VAP em 2006, a exemplo do Triângulo Mineiro, Sul e Noroeste de Minas. Destaque para as microrregiões de Nanuque, Almenara, Montes Claros e Janaúba que tiveram taxas de crescimento elevadas. No entanto, percebe-se que todas figuram entre as de VAP's *per capita* menores, de modo que suas produções não ultrapassam 45% da média estadual.

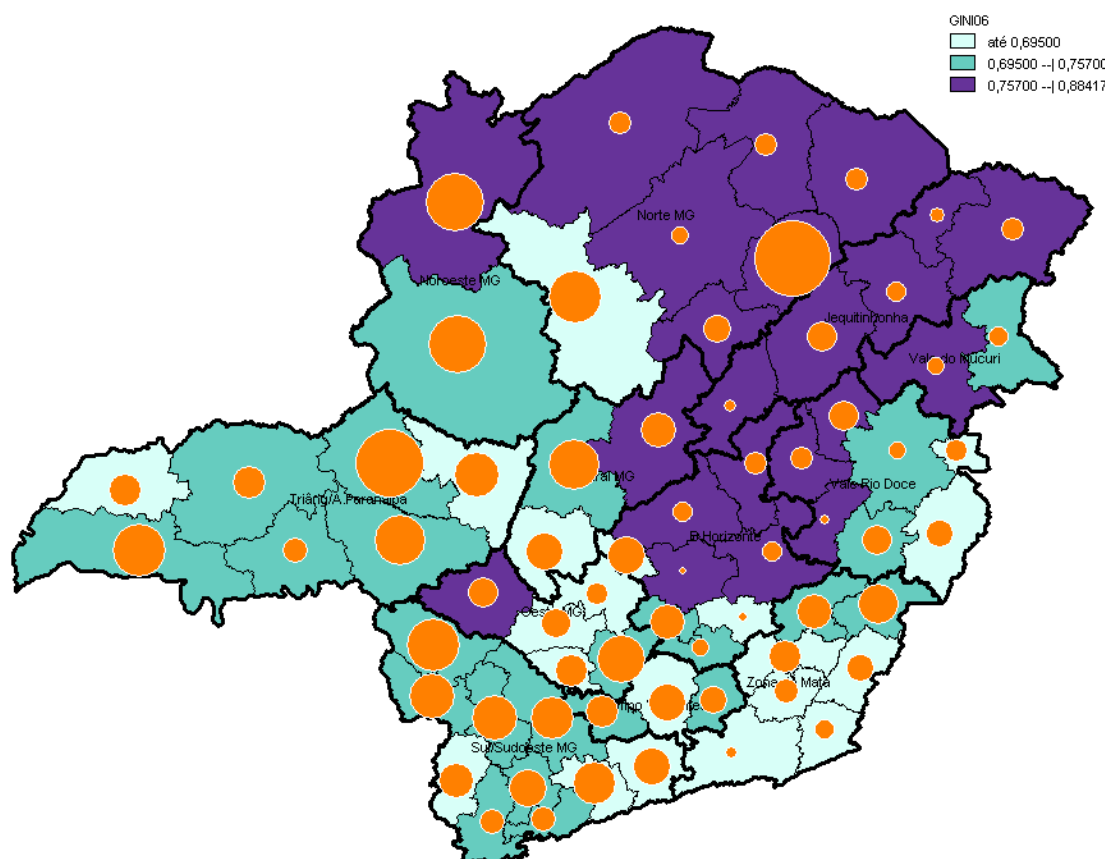


Fonte: Elaborado pelo Autor.

Figura 4 – Taxa de crescimento do Valor da Produção agropecuária *per capita* das microrregiões de Minas Gerais entre 1995 e 2006.

Confrontando-se a análise da desigualdade com o mapa da produção agropecuária, parece haver indícios de que o Índice de Gini e Valor da Produção (VAP) sejam inversamente proporcionais, o que caracterizaria a

concentração fundiária como um empecilho ao crescimento da produção agropecuária, tal como evidenciado por Deininger e Squire (1998), Mo (2003) e Buainain e Pires (2005) ou o inverso, ou seja, que com elevações nos níveis de produção a desigualdade tende a se reduzir. Sendo assim, analisou-se tal hipótese através da Figura 5.



Fonte: Elaborado pelo autor.

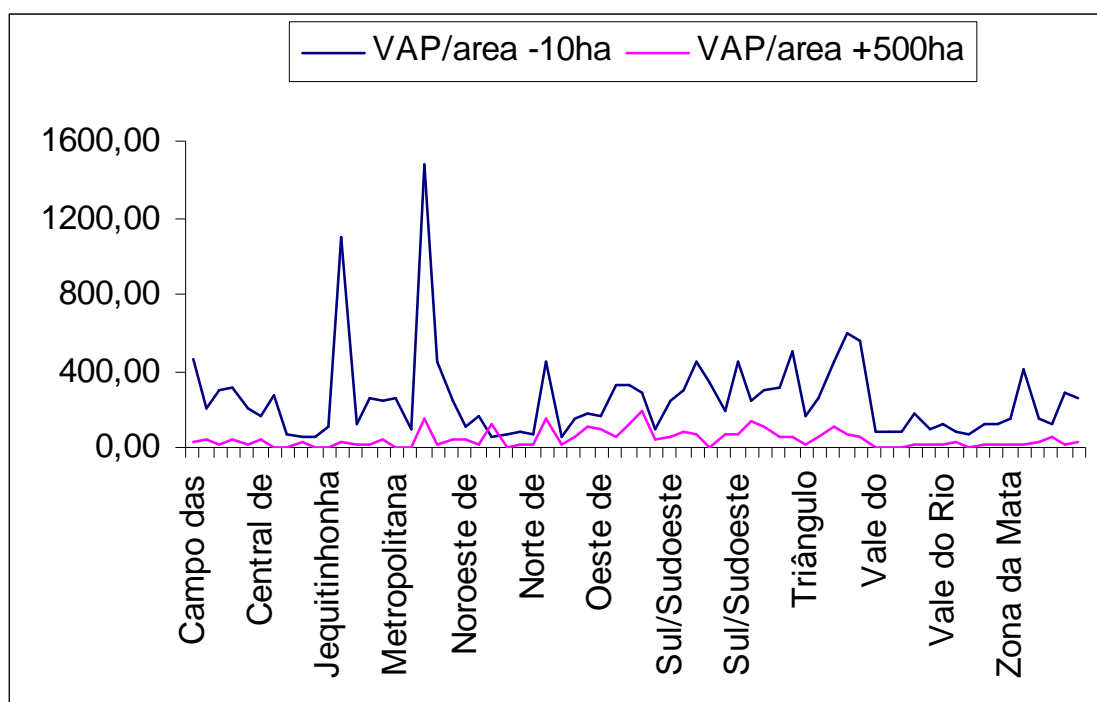
Figura 5 – Comparação entre o Índice de Gini com o VAP *per capita* nas microrregiões de Minas Gerais em 2006.

A partir das relações entre o VAP (representadas pelas bolas sobre o mapa do IG-Terras) e a desigualdade de terras em Minas Gerais presentes no mapa da Figura 5, percebe-se que, com exceção de Grão Mogol e Unaí, todas as demais microrregiões dentre as microrregiões com piores distribuições de terras possuem produções agropecuárias medianas ou baixas. Adversamente, as regiões mais claras do mapa apresentam, em média, as maiores bolas, corroborando a hipótese inicial da ocorrência de uma correlação negativa entre as variáveis.

Aprofundando estatisticamente essas análises, calculou-se o coeficiente de correlação entre as variáveis, encontrando o valor de $XY = -0,138$. Ou seja, apesar de o sinal ter correspondido às expectativas, o resultado apresentou baixa correlação. Contudo, excluindo-se Grão Mogol e Unaí do cálculo, uma vez que estes se caracterizam como verdadeiros *outliers*, a matriz de correlação passa para $XY = -0,363$, representando correlação linear negativa maior.

Outra maneira de analisar a relação entre produção agropecuária e posse da terra seria a adoção da análise desenvolvida por Todaro e Smith (2006) que mensuraram as produtividades da terra dos imóveis rurais de acordo com o tamanho das propriedades. Seleccionando-se os Valores da Produção dos estabelecimentos com menos de 10 e mais de 500 hectares, é possível extrair as produtividades parciais da terra dentro de cada estrato.

Através da Figura 6 foram comparados os VAP/ha das microrregiões.



Fonte: Resultados da Pesquisa.

Figura 6 – Valor da Produção por hectare para estabelecimentos rurais inferiores a 10 e superiores a 500 hectares¹².

¹² Os resultados da Figura 6 foram ordenados de acordo com as mesorregiões. Logo, os nomes apresentados no eixo x referem-se às seguintes mesorregiões do estado: Campo da Vertentes, Central de Minas, Jequitinhonha, Metropolitana de Belo Horizonte, Noroeste de Minas, Norte de Minas, Oeste de Minas, Sul/Sudoeste de Minas, Triângulo Mineiro, Vale do Mucuri, Vale do Rio Doce e Zona da Mata Mineira, respectivamente.

Após cálculo dos VAP/ha dos estabelecimentos com menos de 10 e mais de 500 hectares, constatou-se que a produção média mensal por hectare por estabelecimento rural inferior a 10 hectares no estado é de R\$ 214,48, enquanto numa propriedade com mais de 500 ha, esse valor é seis vezes menor, isto é, de R\$ 35,07. Seleccionando as propriedades superiores a 1.000 ha, o valor cai ainda mais, passando para R\$ 8,84 mensais por hectare.

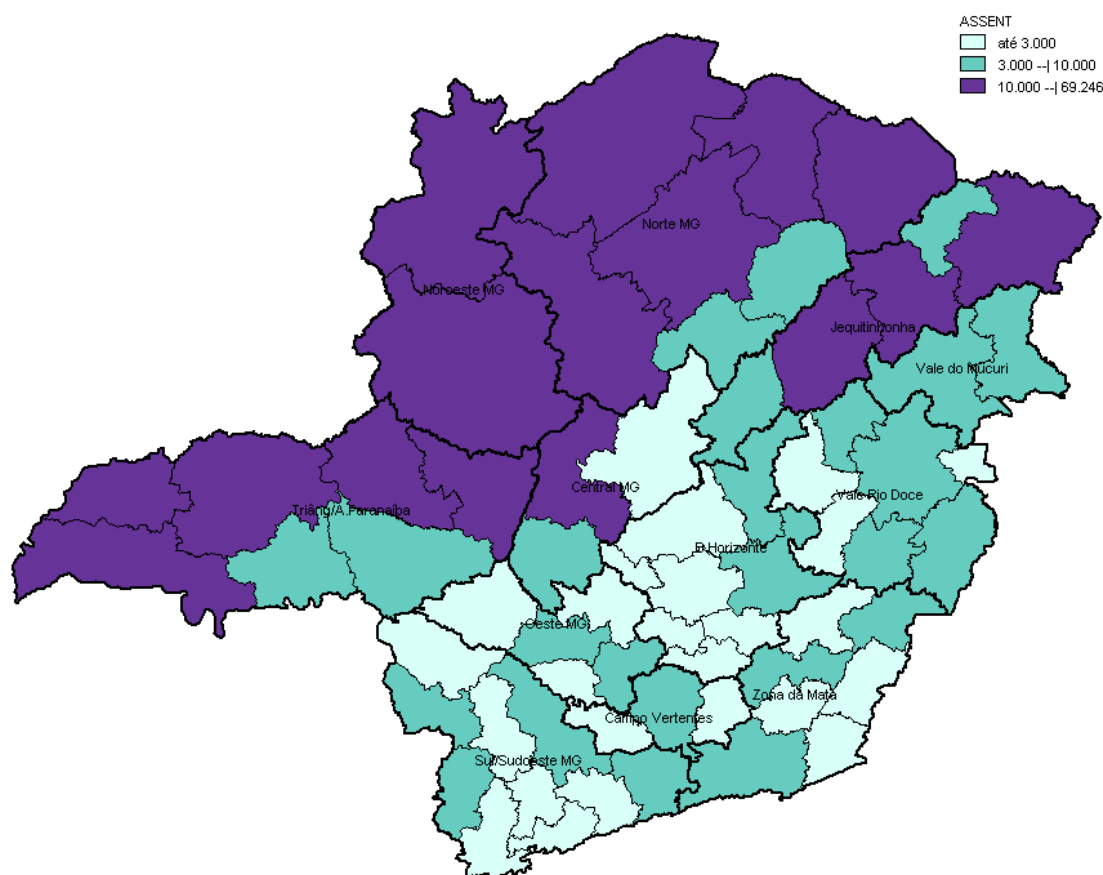
O Valor da Produção médio mensal por hectare em propriedades inferiores a 10 hectares varia entre R\$ 47,88, em Diamantina, e R\$ 1476,50, em Pará de Minas, tendo R\$ 253,37 como média. Antagonicamente, os estabelecimentos rurais com mais de 500 hectares produzem, em média, R\$ 42,04 mensais por hectare, sendo Pedra Azul a microrregião com menor produtividade, obtendo-se VAP de somente R\$ 1,33, e Alfenas, a de maior produção, com R\$ 196,25. Ou seja, a média de produtividade da terra das grandes propriedades é seis vezes menor que a dos pequenos lotes.

Observa-se, portanto, uma disparidade na produtividade da terra entre as pequenas e grandes propriedades, pois a microrregião que atinge o maior VAP por hectare em propriedades com mais de 500 hectares sequer atinge a média de produtividade parcial dos estabelecimentos com menos de 10 hectares. Sendo assim, é notório o grau de improdutividade da terra nas grandes propriedades no estado.

Uma possível explicação para tal resultado seria a própria herança cultural e histórica da concentração como forma de manutenção das estruturas sociais, políticas e econômicas vigentes. Outra seria a aquisição de terras com o intuito de expansão patrimonial e/ou como fuga dos efeitos degenerativos da inflação, como ocorreu com bastante frequência durante os períodos inflacionários, sem preocupação quanto aos preceitos produtivos e cumprimento da função social determinada na Lei 4504/1964.

Outro fator relevante para compreender a estrutura fundiária é a distribuição geográfica de assentamentos rurais, pois, através destes é possível analisar as políticas públicas redistributivas e verificar se a partilha da terra tem provocado algum efeito sobre a estrutura fundiária.

A disposição das áreas de assentamento no estado serão disponibilizadas na Figura 7.



Fonte: Elaborado pelo Autor.

Figura 7 – Distribuição geográfica de assentamentos rurais em Minas Gerais.

Ao analisar a distribuição dos assentamentos no estado, percebe-se que a área destinada a esses ainda é muito baixa, totalizando 682.216 hectares de terra, isto é, 2% do total de 32.585.239 hectares de terra das propriedades rurais de Minas Gerais levantadas pelo Censo Agropecuário de 2006.

De acordo com Araújo Jr. et al. (2006), o módulo fiscal médio no estado de Minas Gerais situa-se em torno de 33 hectares. Conforme mencionado no Capítulo 2, é considerado latifúndio todo e qualquer estabelecimento rural com mais de 15 módulos rurais. Ou seja, em Minas Gerais, propriedades com mais de 500 hectares estão dentre as passíveis de desapropriação para fins de reforma agrária. De acordo com dados do Censo Agropecuário de 2006, a área destes imóveis ultrapassa 13 milhões de hectares, isto é, corresponde a 40% da área total do estado e representa dezenove vezes mais terra que o

somatório das propriedades distribuídas em forma de assentamentos rurais. Sendo assim, são claras as evidências de disparidades na estrutura fundiária, bem como de contradição entre a existência da lei e sua execução.

Nota-se ainda que, apesar de o montante de área destinada a assentamentos rurais ser baixo, a maior parte deles se concentra no Triângulo Mineiro, Jequitinhonha, Norte e Noroeste de Minas, sendo as microrregiões de Unaí, Paracatu e Januária as mais expressivas. Contudo, através de uma análise simples dos dados é difícil fazer qualquer tipo de inferência, uma vez que, além do montante de assentamentos ser baixo, até mesmo nas microrregiões com índices de Gini mais baixos, há grandes montantes de terras desapropriáveis. Tendo como base somente a análise da concentração fundiária, não é possível definir, *a priori*, quais as regiões prioritárias para a execução de políticas públicas.

Uma vez que não há uma proposta estruturada de distribuição de terras, muitas vezes os gestores públicos tomam decisões baseadas em demandas e, a esse respeito, identificou-se que a maior incidência de conflitos agrários coincide com a distribuição de assentamentos. Segundo a Comissão Pastoral da Terra (CPT), no ano passado, houve registros de 16 conflitos por terra e 18 ocupações de propriedades, em 26 municípios (CPT, 2009). Desses, 17 fazem parte das microrregiões com mais assentamentos, corroborando com a afirmação de que os tomadores de decisões priorizam a partilha de terra em regiões onde há mais demanda por terras ou pressões dos movimentos sociais do campo.

Objetivou-se, nesse tópico, apresentar alguns dados relevantes para a compreensão da estrutura fundiária mineira. A seguir, será constituída e analisada mais uma variável a ser utilizada no modelo: o Índice Tecnológico Agrícola fatorial (ITE_f).

5.2 Interpretação do Índice Tecnológico Agrícola fatorial

Conforme descrito na metodologia, o ITE fatorial é composto por seis variáveis representativas do uso de tecnologias ativas referentes à produtividade agrícola, que serão sintetizadas através da Análise Fatorial.

Esta opção foi realizada por entender que cada uma dessas variáveis tem suas particularidades, proporcionando pesos diferentes no resultado final da produtividade agrícola. Entretanto, o objetivo da análise do índice tecnológico agrícola não é averiguar o impacto do uso de tecnologias em relação à produção, mas à desigualdade de terras, para interpretar se as regiões com maior intensidade no uso de tecnologias agrícolas estão ou não associadas à maior concentração da propriedade. Logo, o uso de tecnologias agrícolas sintetizado no ITE_f será utilizado como *proxy* para modernização agrícola.

A seguir, são apresentados os resultados decorrentes da análise fatorial para mensuração do Índice Tecnológico. A matriz de correlação entre os componentes do índice pode ser observada na Tabela 2.

Tabela 2 – Matriz de correlação das variáveis do ITE Fatorial

Variáveis	Assistência Técnica	Aubos e Corretivos	Contr.Pragas e Doenças	Conservação do solo	Energia Elétrica	Máquinas e tratores
Assistência Técnica	1,000	0,755	0,677	0,755	0,775	0,780
Aubos e Corretivos	0,755	1,000	0,548	0,858	0,593	0,415
Contr.Pragas e Doenças	0,677	0,548	1,000	0,402	0,630	0,440
Cons. do solo	0,755	0,858	0,402	1,000	0,538	0,780
En. Elétrica	0,775	0,593	0,630	0,538	1,000	0,579
Máquinas e tratores	0,780	0,415	0,440	0,579	0,637	1,000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Verifica-se, na Tabela 2, que todas as variáveis apresentam correlações positivas entre si, ou seja, a incidência de uma contribui para o avanço da outra e, por conseguinte, beneficia o processo produtivo como um todo. Também pode-se dizer que o uso de determinada variável, por exemplo, assistência técnica, provoca aumento da demanda por adubos e corretivos ou vice-versa.

Em geral, as variáveis estão fortemente correlacionadas, tendo apenas três correlações com valores abaixo de 0,5.

Passando-se especificamente para o uso da análise fatorial, foi extraída a matriz de fatores pelo método dos componentes principais considerando os

fatores cujos *eigenvalues*¹³ sejam superiores a 1. Os resultados decorrentes de tal técnica indicaram o uso de um único fator capaz de captar 70% da variância dos seis componentes que formam o ITE fatorial¹⁴.

Antes de se utilizar o escore do novo fator criado a partir das variáveis apresentadas acima, é necessário, contudo, mensurar a qualidade da aplicação do método. Para tal, foram usados os testes de KMO e Barlett, que apresentaram os coeficientes de 0,759 e 334,11¹⁵, respectivamente. Através do primeiro pode-se considerar como bem ajustado o poder explicativo do fator, enquanto no segundo constata-se que a matriz identidade não é igual à matriz de correlação das variáveis. Sendo assim, a utilização do escore fatorial é plausível e responde bem às variações do conjunto de variáveis aglutinadas pela análise fatorial.

Passando então à análise da matriz de componentes principais, como era de se esperar, todas as variáveis estão forte e positivamente correlacionadas com o Fator F₁. Na Tabela 3 tem-se a matriz de correlações extraída pelo método dos componentes principais.

Tabela 3 – Matriz de Componentes Principais do ITE Fatorial

Assistência Técnica	0,956
Aubos e Corretivos	0,842
Controle de Pragas e Doenças	0,733
Conservação do solo	0,835
Energia Elétrica	0,772
Maquinas e caminhões	0,838

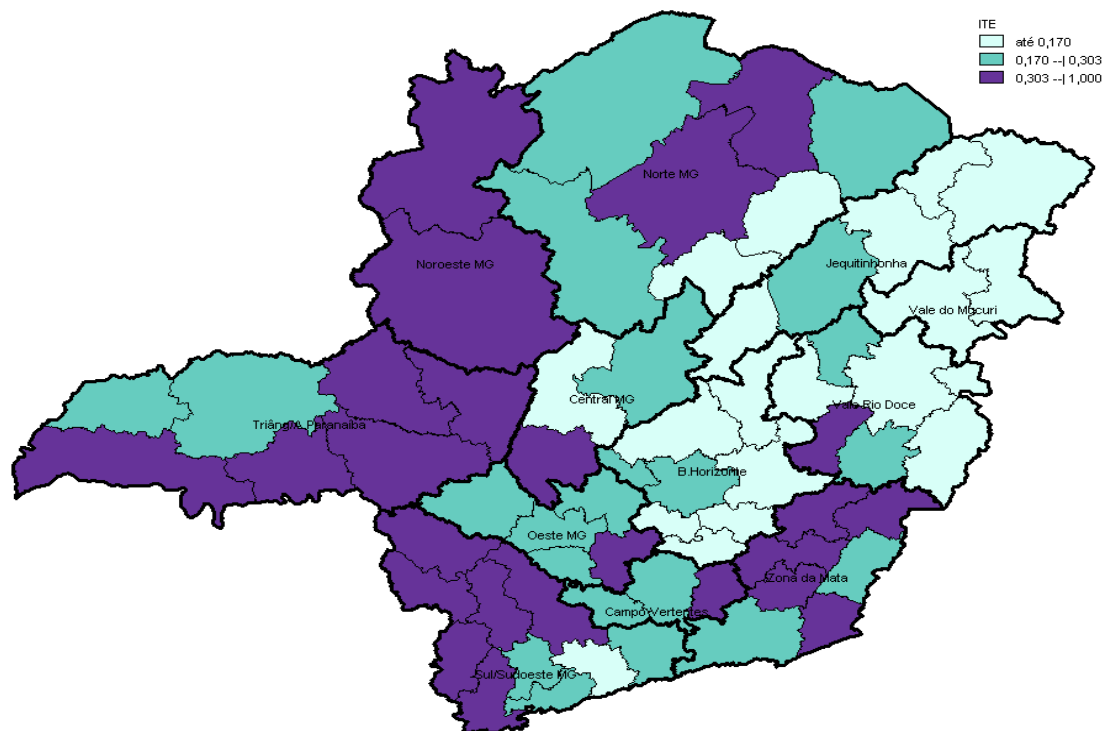
Fonte: Resultados da pesquisa.

Na Figura 8 é mostrada a disposição do ITE fatorial para as microrregiões do estado de Minas Gerais.

¹³ Por meio desses é possível identificar a magnitude da variância explicada pelos componentes. Em geral, adota-se como padrão o critério de Kaiser que recomenda selecionar os fatores em que os *eigenvalues* sejam superiores a 1.

¹⁴ As matrizes não foram rotacionadas pelo critério de *varimax*, já que o índice apresentou apenas um fator. Logo, nesses casos, não se justifica o uso de tal técnica.

¹⁵ Estatisticamente significativo a 1%.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 8 - Classificação das microrregiões de Minas Gerais a partir do ITE_f.

Percebe-se, através do mapa, que há maior intensidade no uso de tecnologias na Zona da Mata, Triângulo Mineiro, Noroeste e Sul de Minas, sendo que os três últimos também possuem os maiores Valores da Produção *per capita* do estado. Ou seja, regiões com técnicas modernizadas tendem a produzir mais. Já as microrregiões localizadas na área metropolitana e nos Vales do Jequitinhonha e Mucuri possuem, em geral, os menores ITE's, coincidindo também com os VAP's mais baixos do estado. No caso da Zona da Mata, cuja média de desigualdade e fertilidade do solo configuram-se como as mais baixas de Minas Gerais, esta também se destaca entre as mais intensivas no uso de tecnologias agrícolas, compensando assim a baixa fertilidade natural do solo (CARNEIRO et al., 2005).

Apesar da constatação de relações de similaridade entre o comportamento do ITE fatorial e VAP *per capita*, ressalta-se que o coeficiente de correlação entre as variáveis é de $XY=0,377$, ou seja, ainda que o ITE seja importante para o avanço da produção, não são altamente correlatos, logo, *a priori*, não há preocupações em relação a multicolinearidade entre as variáveis.

Uma vez analisadas as principais variáveis relacionadas à estrutura fundiária, o passo seguinte será a averiguação das relações de dependência

espacial presentes entre as variáveis de interesse, no sentido de se compreender em que medida o comportamento dos vizinhos próximos afetam no desempenho das microrregiões.

5.3 Análise Exploratória de Dados Espaciais

Embora, no tópico anterior, já tenham sido identificados certos padrões de associação geográficos, é necessário fundamentar estatisticamente essas observações. Através do teste *I* de Moran é possível identificar se as variáveis têm distribuição geográfica aleatória ou se possuem padrões espaciais.

Para realizar as análises espaciais é necessária a definição da matriz espacial a ser utilizada. Conforme descrito no tópico 4.4, utilizou-se o procedimento de Baumont (2004), que consiste em estimar os *I* de Moran para a matriz rainha, torre e de 1 a 20 vizinhos mais próximos sobre o Gini-terras, uma vez que ele será a variável dependente do modelo. Os resultados são apresentados na Tabela 4, a seguir:

Tabela 4 – Teste *I* de Moran para as matrizes de pesos espaciais

<i>Variável</i>	<i>Matriz</i>	<i>I de Moran</i>	<i>V- esperado</i>	<i>Desvio padrão</i>	<i>P-valor</i>
GINI06	Rainha	0,4595907	-0.016	0.073155	0.001000
GINI06	Torre	0,4558711	-0.015	0.073803	0.001000
GINI06	K_1	0.5878506	-0.019	0.155045	0.001000
GINI06	K_2	0.5749493	-0.016	0.111992	0.001000
GINI06	K_3	0.4892243	-0.017	0.090699	0.001000
GINI06	K_4	0.4856132	-0.016	0.078480	0.001000
GINI06	K_5	0.4846817	-0.016	0.070489	0.001000
GINI06	K_6	0.4771755	-0.017	0.064036	0.001000
GINI06	K_7	0.4616113	-0.017	0.059009	0.001000
GINI06	K_8	0.4347489	-0.016	0.053910	0.001000
GINI06	K_9	0.4358321	-0.016	0.049448	0.001000
GINI06	K_10	0.4182159	-0.015	0.046870	0.001000
GINI06	K_11	0.3927190	-0.015	0.043739	0.001000
GINI06	K_12	0.3958779	-0.015	0.041303	0.001000
GINI06	K_13	0.3714004	-0.015	0.039261	0.001000
GINI06	K_14	0.3629523	-0.015	0.037194	0.001000
GINI06	K_15	0.3520976	-0.015	0.035677	0.001000
GINI06	K_16	0.3449287	-0.015	0.034439	0.001000
GINI06	K_17	0.3432535	-0.015	0.033224	0.001000
GINI06	K_18	0.3407788	-0.015	0.031873	0.001000
GINI06	K_19	0.3344043	-0.015	0.030381	0.001000
GINI06	K_20	0.3304274	-0.015	0.029249	0.001000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Ao realizar o primeiro passo do procedimento de Baumont (2004), notou-se que todas as matrizes apresentaram níveis significativos de autocorrelação espacial, logo, torna-se evidente a existência de padrões espaciais. Contudo, ressalta-se que as matrizes k 1 e 2 vizinhos mais próximos possuem os maiores indicadores de dependência espacial a partir da estatística *I* de Moran.

O segundo passo é regredir o modelo por MQO utilizando-se cada uma das matrizes e, posteriormente, selecionar a que produzir maior autocorrelação no termo de erro, ou seja, o *I* de Moran mais elevado (CLIFF e ORD, 1981). Foram selecionadas as 10 matrizes com indicadores de autocorrelação espacial mais elevados, obtendo-se o seguinte resultado:

Tabela 5 – Teste para escolha da matriz espacial segundo Baumont (2004)

Matrizes	<i>I</i> de Moran calculado no erro	P-valor
Rainha	0.336500	0.000
Torre	0.330177	0.000
K_1	0.451402	0.001
K_2	0.492618	0.000
K_3	0.364251	0.000
K_4	0.345021	0.000
K_5	0.344634	0.000
K_6	0.333466	0.000
K_7	0.307283	0.000
K_8	0.287061	0.000

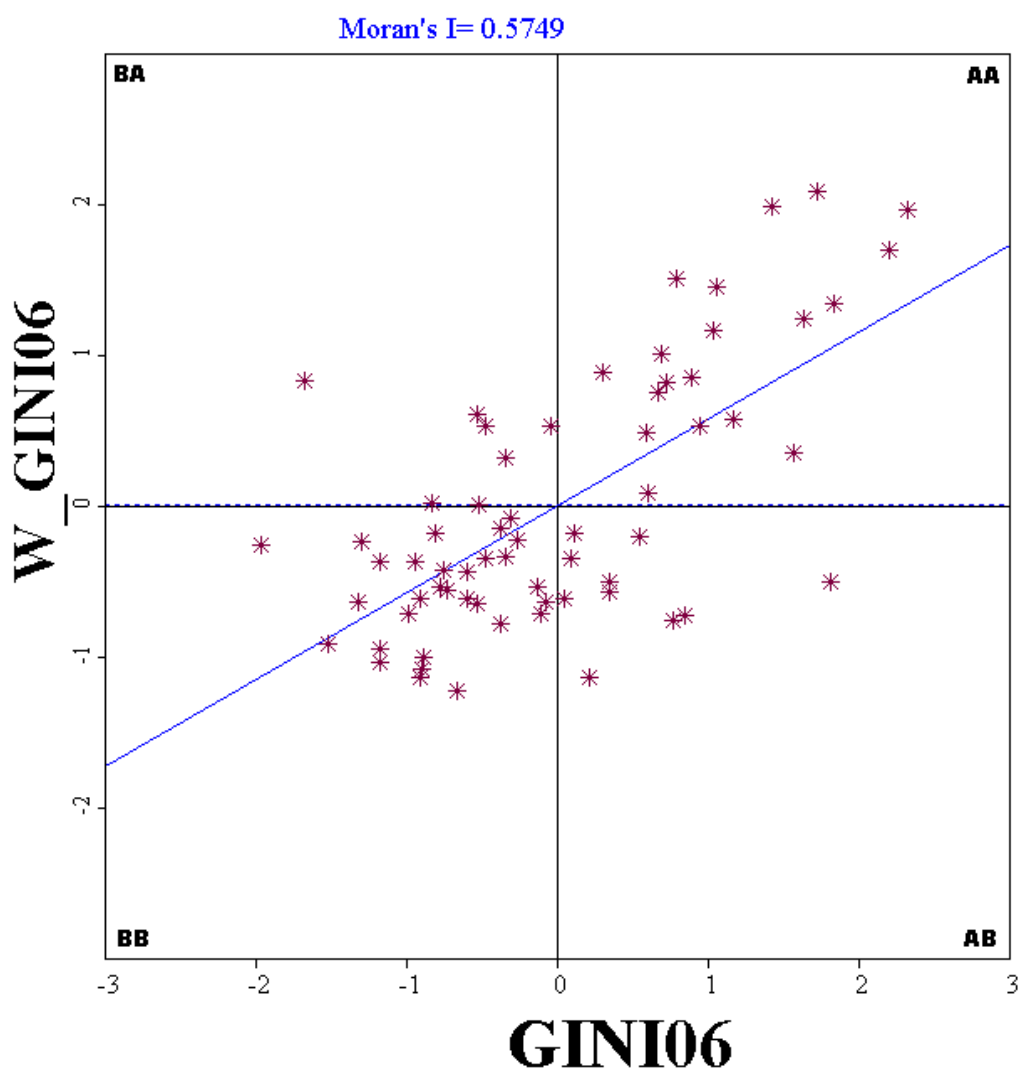
Fonte: Resultados da pesquisa.

Sendo assim, elegeu-se a matriz k_2 vizinhos mais próximos, pois além de significativa, obteve o maior indicador de dependência espacial ($I=0,354$).

Uma vez escolhida a matriz, é possível iniciar as análises exploratórias de dados espaciais – AEDE. O *I* de Moran equivalente ao índice de Gini para terras é de 0,5749. O sinal positivo, portanto, indica que, em média, existe uma relação de similaridade entre as microrregiões estudadas e suas duas vizinhas mais próximas.

De modo geral, microrregiões com elevada concentração fundiária possuem vizinhos com características similares. Da mesma forma, microrregiões com baixa desigualdade de terras tendem a ser, em média, circundadas por outras regiões também com baixa disparidade.

Através do diagrama de dispersão de Moran é possível visualizar melhor o comportamento geral das microrregiões.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 9 – Diagrama de dispersão de Moran para o Índice de Gini-Terras

O diagrama representado na Figura 9 tem a variável Gini no eixo x e, no eixo y, a matriz de peso espacial, ou seja, a média de desigualdade nos vizinhos. Os asteriscos, por sua vez, correspondem a cada uma das 66 microrregiões. A linha azul refere-se ao comportamento médio da variável, de modo que a inclinação indica a relação de similaridade ou dissimilaridade entre as microrregiões e suas vizinhas próximas. Por fim, as subdivisões internas em quadrantes contribuem para identificar as categorias de associação espacial Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB), Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA).

Sendo assim, constata-se padrões de similaridade nas características fundiárias das microrregiões em relação aos seus vizinhos próximos, já que a maioria das observações se concentra nos quadrantes AA e BB.

O resultado ora apresentado refere-se à forma univariada de identificação de padrões espaciais. Outra possibilidade é o uso do *I* de Moran bivariado, capaz de identificar padrões espaciais entre duas variáveis diferentes. Desse modo, essa técnica será utilizada com o objetivo de analisar os níveis de dependência espacial dos fatores determinantes da desigualdade de terras em relação ao Índice de Gini.

Os dados a seguir sumarizam as autocorrelações espaciais através da mensuração do *I* de Moran bivariado cujos testes efetuados consideram os valores da primeira variável em uma unidade com relação ao valor médio da segunda variável nas microrregiões circunvizinhas.

Tabela 6 – Testes de autocorrelação espacial global multivariada (*I*-Moran)

Variáveis	<i>I</i> de Moran	V. esperado E[i]	Desvio Padrão	P-valor
Gini06 / w_vap	-0,5256	-0,0154	0,1090	0,0010
Gini06 / w_ITE	-0,2845	-0,0154	0,0868	0,0010
Gini06 / w_ASSENT	-0,1618	-0,0154	0,0869	0,0850

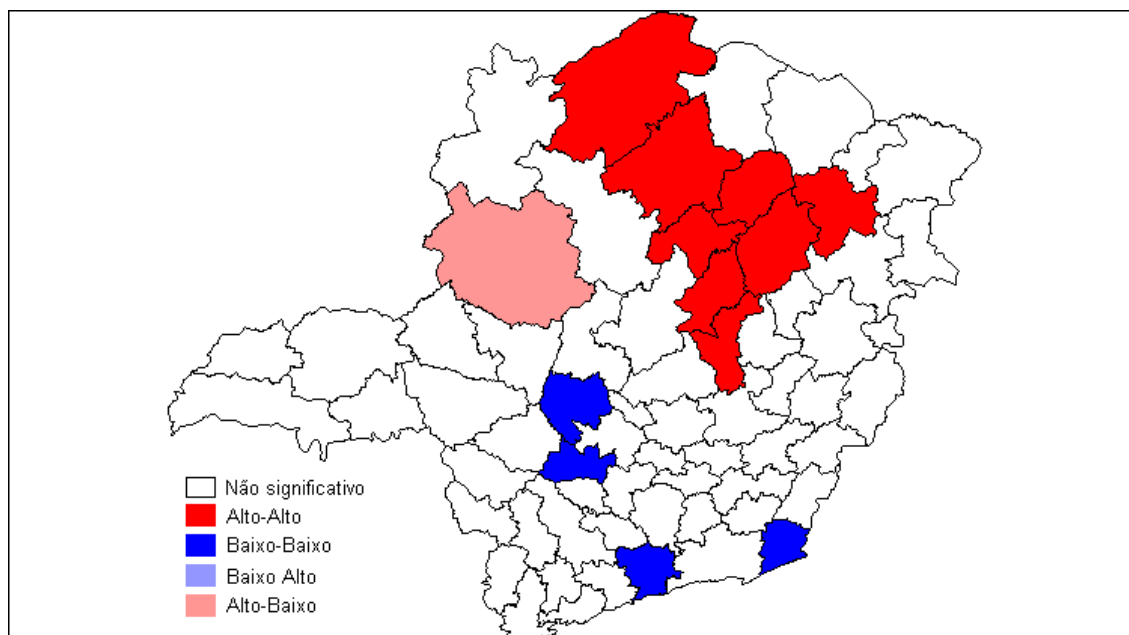
Fonte: Resultados da pesquisa.

Verifica-se que todos os coeficientes calculados são estatisticamente significativos a 10%, ou seja, não possuem distribuição aleatória, formando padrões espaciais. Em todos os casos, os coeficientes foram negativos, indicando relação inversa ou de dissimilaridade entre as variáveis. No primeiro caso, por exemplo, o coeficiente negativo significa que microrregiões com alta desigualdade de terras possuem vizinhos cujo VAP encontra-se abaixo da média no estado, confirmando os indícios de que produção agropecuária e distribuição de terras são dissimilares espacialmente. O mesmo pode ser dito no caso do Gini06 / w_ITE e Gini06 / w_ASSENT, porém com *I* de Moran mais baixo, indicando níveis menos intensos de autocorrelação espacial.

É importante destacar que o fato de os efeitos espaciais terem sido significativos tanto na forma uni quando na forma multivariada reflete a existência de efeitos de interdependência entre as microrregiões.

Como destacado na seção anterior, deve-se tomar cuidado com o uso apenas de estatísticas de associação global, pois pode-se incorrer no erro de ocultar uma indicação de ausência ou presença de autocorrelação espacial nas localidades. Dessa forma, utilizou-se a estatística de I de Moran local aliada às informações de significância das medidas de associação local, a fim de construir os mapas de *clusters* espaciais.

Entre as Figuras 10 e 13 visualizar-se-ão os *clusters* das relações espaciais entre microrregiões. A primeira refere-se ao mapa de associação local univariado do Índice de Gini em 2006. Os demais correspondem à sequência de correlações cruzadas apresentadas na Tabela 6.



Fonte: Resultados da pesquisa.

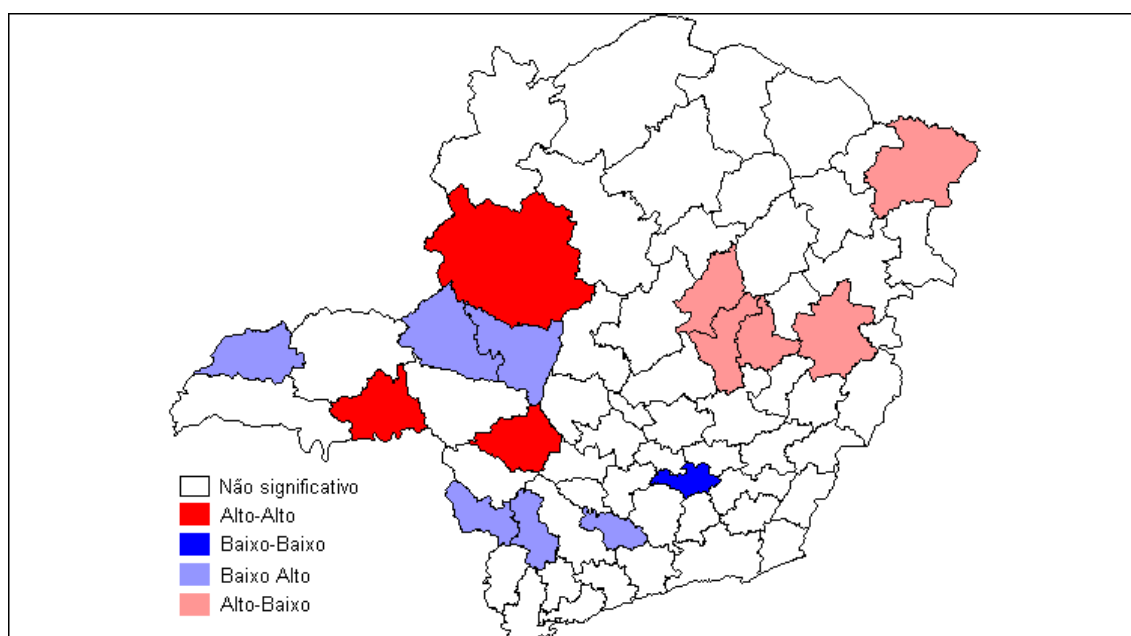
Figura 10 – Mapa de *clusters* espaciais da desigualdade de terras.

Observa-se nesse mapa que a localização do *cluster* do tipo Alto-Alto, isto é, microrregiões com alto nível de concentração fundiária com vizinhos também com elevada desigualdade de terra, concentra-se nas regiões Norte e Vale do Jequitinhonha. O outro oposto, ou seja, *cluster* do tipo Baixo-Baixo tem algumas ocorrências, porém de maneira esparsa. Isso porque baixa concentração fundiária é mais exceção do que regra no estado.

Outro fato relevante é a quase inexistência de microrregiões caracterizadas como Baixo-Alto e Alto-Baixo. Ou seja, não há ocorrências de regiões com alta concentração circundadas de outras com baixa desigualdade.

Isso se justifica pela característica de similaridade entre as microrregiões expressa pelo sinal positivo do I de Moran Global.

No caso da Figura 11, associou-se Valor da Produção com o índice de Gini e os resultados captaram maior incidência de *clusters* do tipo Baixo-Alto e Alto-Baixo, uma vez que, se trata de uma relação espacial de dissimilaridade. Isto significa que microrregiões com VAP elevados têm vizinhança com desigualdade de terras abaixo da média.

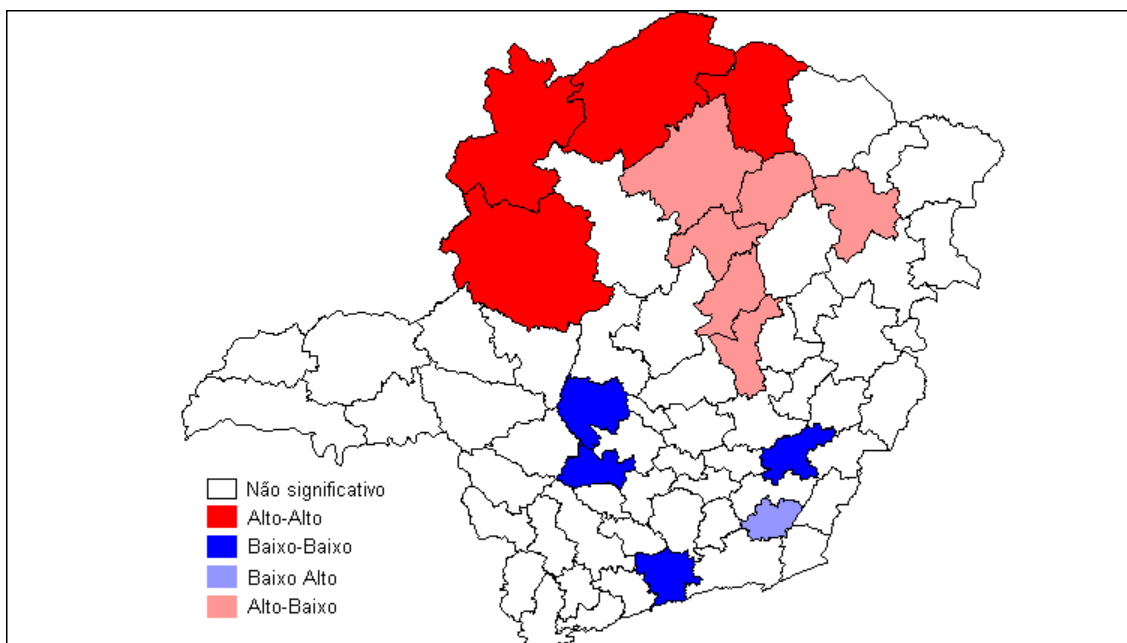


Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 11 – Mapa de *clusters* espaciais bivariado entre a desigualdade de terras e o Valor da Produção *per capita* nos vizinhos próximos.

De modo geral, pode-se afirmar que a AEDE local acompanhou a tendência demonstrada pelo I de Moran Global. Isto porque, salvo as microrregiões de Uberaba, Paracatu e Piumhi que obtiveram associação de dependência espacial positiva, todas as demais apresentaram relações de dissimilaridade entre VAP e IG. Ou seja, nos vales do Jequitinhonha e Mucuri se encontram as microrregiões com desigualdade acima da média rodeadas por outras de baixo VAP (Alto-Baixo) enquanto no Triângulo Mineiro e Sul de Minas ocorre o inverso (Baixo-Alto).

A relação entre a concentração fundiária e o uso de tecnologias será visualizada na Figura 12.



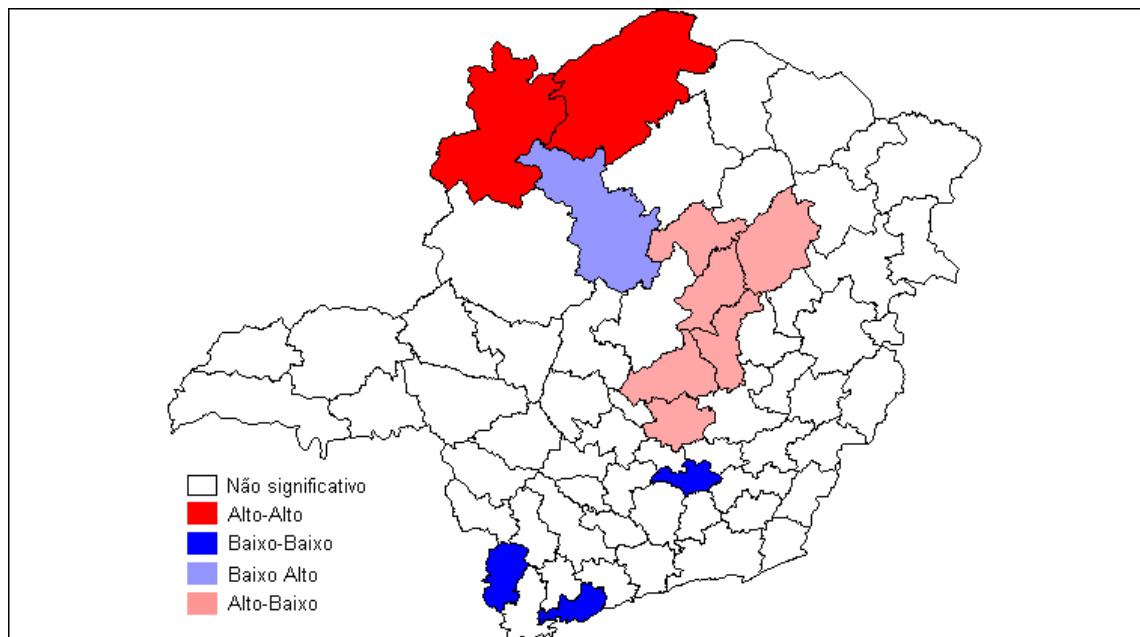
Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 12 – Mapa de *clusters* espaciais bivariado entre a desigualdade de terras e o Índice Tecnológico Agrícola nos vizinhos próximos.

Apesar de o indicador global ter sinalizado relação de dissimilaridade entre as variáveis, a partir da Figura 12 nota-se que esta característica é válida apenas para algumas microrregiões do Norte de Minas e dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri, que têm grande incidência de microrregiões do tipo Alto-Baixo isto é, com concentração de terras elevada e proximidade de regiões cujo uso de tecnologias agrícolas é escasso. Imagina-se que essa relação seja decorrente da baixa produtividade apresentada pelos grandes estabelecimentos rurais ou até mesmo pelo baixo nível de dinamização econômica dessas regiões.

Já nas microrregiões de Unaí, Janaúba, Januária e Paracatu ocorrem situações de similaridade quanto à dependência espacial, indicando que a modernização agrícola e a concentração de terras estão positivamente relacionadas, corroborando com os elementos levantados no referencial teórico. Portanto, somente através da regressão será possível afirmar com maior exatidão os efeitos da intensificação no uso de tecnologias sobre a estrutura fundiária.

Na Figura 13 estão contidas as relações entre a distribuição de terras e as áreas de assentamentos rurais.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 13 – Mapa de *clusters* espaciais bivariado entre a desigualdade de terras e a área dos assentamentos nos vizinhos próximos.

Nesse caso, observou-se que prevalecem os padrões espaciais do tipo Alto-Baixo, ou seja, locais com alto grau de desigualdade de terras, circundados por regiões com áreas de assentamentos abaixo da média. Dada a confirmação da relação inversa, evidencia-se a necessidade de políticas distributivas. Contudo, ressalta-se o efeito negativo decorrente da elevada incidência de relações do tipo Alto-Baixo (AB) em detrimento das Baixo-Alto (BA), pois a maior ocorrência de BA sinalizaria que os assentamentos teriam produzido impacto sobre a redução da desigualdade de terras. Entretanto, essa relação esteve presente somente na microrregião de Pirapora. Portanto, há indícios de que as políticas de assentamentos possam amortecer o processo de concentração da propriedade da terra, porém não têm sido suficientes a ponto de modificar a estrutura fundiária no estado.

A baixa quantidade de áreas de assentamentos rurais, e a realização de políticas públicas compensatórias mediante pressões dos movimentos sociais, conforme identificado em Carvalho (2005) e Veiga (2000), podem ser as principais justificativas para o comportamento das políticas de assentamentos.

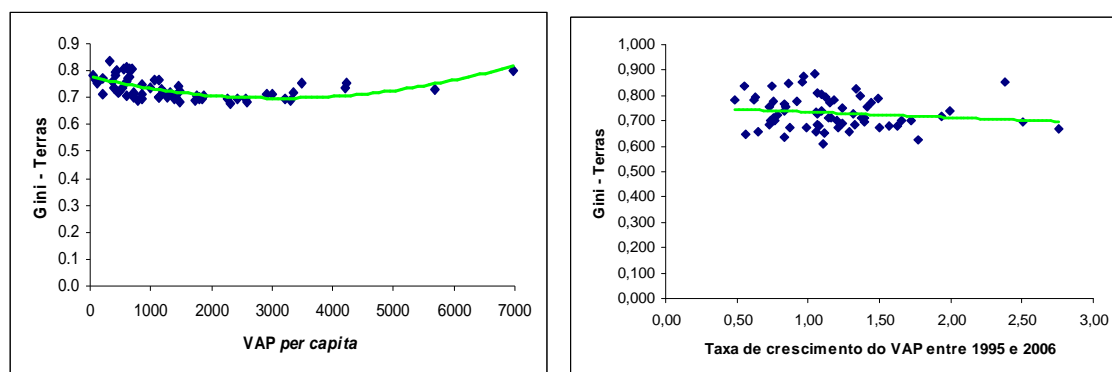
De maneira geral, nota-se que existem padrões espaciais nítidos entre desigualdade e suas correlatas, de modo que esses, além de enviesarem os dados, podem comprometer as análises econométricas clássicas lineares por

tornarem os dados inconsistentes e desrespeitarem os pressupostos necessários para estimação por Mínimos Quadrados Ordinários. Por isso, identificada a existência de não aleatoriedade espacial, é necessária a calibragem do modelo usando-se técnicas econométricas espaciais.

5.4 Análise dos Fatores Determinantes da Estrutura Fundiária

Neste tópico serão analisados os dados referentes à relação entre crescimento agropecuário e desigualdade de terras, bem como estimado o modelo econométrico descrito na metodologia.

Através da Figura 14, busca-se relacionar o Valor da Produção *per capita* com o índice de Gini estimado para terras. O gráfico à esquerda representa o comportamento do VAP em 2006, enquanto o da direita trata-se da taxa de crescimento do VAP entre 1995 e 2006 *versus* desigualdade de terras, a fim de se captar a relação entre crescimento e estrutura fundiária.



Fonte: Resultados da Pesquisa.

Figura 14 - Relação entre crescimento agropecuário e desigualdade de terras

A partir desses gráficos nota-se a concentração das microrregiões em patamares elevados de desigualdade. Além disso, a maior parte das microrregiões mineiras tem baixa produção *per capita*, corroborando com a ideia de que a desigualdade inibe o crescimento do setor. Não obstante, a disposição da taxa de crescimento do Valor da Produção entre 1995 e 2006, embora apresente uma linha de tendência levemente inclinada para baixo, não evidencia claras perspectivas de redução na desigualdade.

Através das Análises Exploratórias de Dados Espaciais Locais também foram identificados indícios de que o crescimento possa afetar os níveis de desigualdade. Todavia, a partir das regressões estimadas a seguir, os resultados tornar-se-ão mais robustos.

Utilizou-se análises *cross section*, logo, há certa limitação temporal quanto à mensuração do ponto de inflexão determinante da inversão da tendência de concentração fundiária. Como forma de analisar a dinâmica fundiária em relação ao tempo, também foi estimada uma regressão utilizando-se as taxas de crescimento do VAP, ITE e Assentamentos entre 1995 e 2006.

Espera-se que as regiões menos desenvolvidas sejam justamente as mais concentradoras, formando uma relação inversa entre crescimento e desigualdade. Assim, foram estimadas regressões com o intuito de avaliar os efeitos do Valor da Produção, IAG, ITE Fatorial, assentamentos e valor dos imóveis na desigualdade de terras.

Adotando a econometria espacial e seguindo o procedimento proposto por Florax et al. (2002), o primeiro passo foi regressar o modelo pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) descrito na Tabela 7, a seguir:

Tabela 7 – Resultados da regressão por Mínimos Quadrados Ordinários

Coeficientes	Resultados (prob)*
Constante (c)	0.855505 (0.000)
Valor da Produção <i>per capita</i> (VAP_PC)	1.795*10 ⁻⁵ (0.1002)
Log (VAP ²)	-0.003205 (0.020)
Índice Tecnológico Agrícola Fatorial (ITE)	-0.0448509 (0.213)
Assentamentos	-1.401*10 ⁻⁶ (0.022)
I de Moran (k_2)	0.492618 (0.000)
Multiplicador de Lagrange (ML) – erro	18.225537 (0.000)
ML – defasagem	20.606126 (0.000)
ML Robusto – erro	0.002797 (0.957)
ML Robusto – defasagem	2.92367 (0.086)
Teste de Normalidade – Jarque Bera ¹⁶	0.320688 (0.851)
Teste Breusch-Pagan (heterocedasticidade)	6.873736 (0.143)
Teste White (heterocedasticidade)	12.811329 (0.541)
Teste F	4.40126 (0.003)
Índice Condicional de Multicolinearidade (IC) ¹⁷	22.461057
AIC	-182.157
LIK**	96.0786
R ² Ajustado	0.2240
n	66

Fonte: Resultados da pesquisa.

* Os resultados entre parênteses indicam o valor da probabilidade.

** LIK é o valor da função de Máxima Verossimilhança.

¹⁶ O Jarque-Bera tem como hipótese nula (H_0) que os resíduos são normalmente distribuídos (JB- χ^2 (10%; 2GL). Logo, se o valor calculado for maior que o tabelado, rejeita-se a hipótese de distribuição normal dos erros. Caso contrário admite-se a normalidade. (GUJARATI, 2006).

¹⁷ O IC é um estimador determinado pela seguinte função: $IC = \sqrt{\frac{\text{autovaleor.máximo}}{\text{autovaleor.mínimo}}}$. Gujarati (2006) indica-o como um dos melhores meios disponíveis de diagnosticar casos de multicolinearidade e sugere que se o IC for maior que 30, a multicolinearidade é forte.

Antes de analisar os resultados da regressão é preciso apurar o ajustamento da mesma e os pressupostos do método MQO. Primeiramente, verificou-se a ausência de heterocedasticidade a partir dos testes de Breush-Pagan e White.

Através do teste de Jarque-Bera, infere-se que os erros são normalmente distribuídos. Verificou-se também a possibilidade de existência de multicolinearidade através do Indicador (ou número) Condicional de Multicolinearidade (IC). O resultado constatado (IC=22,4) caracteriza uma multicolinearidade moderada. Além disso, percebe-se que o Pseudo R² não foi elevado, os “t’s” são confiáveis e os sinais são coerentes com o esperado, possibilitando-se diagnosticar a não existência de multicolinearidade entre as variáveis explicativas.

Há, contudo, fortes evidências para a existência de autocorrelação espacial, tendo em vista que os testes I de Moran e os Multiplicadores de Lagrange (ML) rejeitaram a hipótese de distribuição aleatória dos dados. Embora os testes ML, tanto de erro quanto de defasagem espacial, tenham rejeitado a hipótese nula de ausência de autocorrelação espacial, o teste de ML Robusto de erro não foi significativo, o que significa, pelo procedimento de Florax et al. (2002), que o mais adequado é utilizar o modelo de defasem espacial da variável dependente para corrigir a autocorrelação existente entre as observações.

Diante de tais resultados, pode-se descartar a possibilidade de utilização do modelo clássico de regressão linear por Mínimos Quadrados Ordinários, já que os pressupostos da ausência de autocorrelação e de distribuição homocedástica não foram satisfeitos, ou seja, tornando a regressão inconsistente.

A seguir, são apresentados os resultados da regressão estimada pelo modelo de Defasagem Espacial:

Tabela 8 – Estimação pelo modelo de Defasagem Espacial

Coeficientes	Defasagem Espacial
ρ (coeficiente espacial)	0.507546 (0.000)
Constante (c)	0.454127 (0.000)
Valor da Produção <i>per capita</i> (VAP_PC)	1.312×10^{-5} (0.102)
Log (VAP ²)	-0.002626 (0.008)
Índice Tecnológico Agrícola Fatorial (ITE)	-0.006358 (0.819)
Assentamentos	-9.868×10^{-7} (0.017)
Teste Breusch-Pagan	3.083224 (0.544)
AIC	-202,577
LIK	107.289
Pseudo R ²	0.3839

Fonte: Resultados da pesquisa.

O objetivo inicial da estimação da regressão no formato de Kuznets é captar o efeito do Valor da Produção na distribuição de terras. Levando-se em consideração que as microrregiões estão em estágios de produção distintos, seria capaz ainda captar tais diferenças a partir da regressão. Logo, analisando os resultados percebe-se a coerência dos sinais com relação à hipótese de Kuznets, já que $\beta_1(\text{VAP}) > 0$ e $\beta_2(\log_VAP^2) < 0$. Contudo, os valores têm grande proximidade de zero, logo sugerem que as variações no valor de produção produzem baixo impacto sobre a estrutura fundiária das microrregiões. Como exemplo, cita-se o caso do Log (VAP²), cuja variação de 1% impacta numa redução de 0,002 da desigualdade de terras. O mesmo ocorre com o poder explicativo da distribuição de assentamentos em modificar a composição da distribuição de terras, uma vez que, apesar de significativo, seus efeitos são inócuos na redução dos níveis de concentração.

Quanto ao ITE, esse não foi estatisticamente significativo. Sendo assim, não se pode afirmar que a composição tecnológica atual esteja causando concentração fundiária, tal como levantamento realizado por Souza (2000) e nem o contrário. O fato de o ITE não ter significância estatística produz um resultado importante do ponto de vista da estrutura fundiária, pois demonstra

que o impacto de concentração fundiária criado pela modernização agrícola durante a década de 70 arrefeceu-se e/ou as pequenas propriedades incorporaram o uso de tais tecnologias agrícolas, padronizando as técnicas de produção.

Os maiores percentuais explicados das variações na desigualdade deram-se, portanto, pelas suas matrizes de correção espaciais, sendo a matriz W_p interpretada como consequência das variações na concentração fundiária dos vizinhos próximos. Nesse caso, avalia-se que a variação de uma unidade percentual na distribuição de terras dos vizinhos próximos está associada ao aumento em 0,395 pontos no Gini atual. Ou seja, a relação de vizinhança é um importante fator explicativo para o comportamento da distribuição de terras no estado de Minas Gerais. Isso pode ser fruto de aspectos culturais, como a tradição de aquisição e manutenção de grandes lotes de terra, mesmo que não seja utilizada para fins produtivos ou até mesmo pelo histórico de formação das propriedades desde o início das ocupações das terras mineiras.

Soma-se a isso o fato de que, apesar de os modelos estarem bem especificados e de terem corrigido os problemas de autocorrelação espacial, tanto o Pseudo R^2 quanto os coeficientes foram baixos, ou seja, não foram capazes de provocar grandes alterações na desigualdade de terras. Logo, os resultados demonstram que a distribuição de terras mineira não está fortemente associada aos aspectos produtivos e sociais analisados. Isso pode estar ocorrendo devido à manutenção de altas taxas de desigualdade por todo o estado ou até mesmo pela omissão de alguma variável relevante não especificada no modelo.

Um elemento frequente nas abordagens teóricas dos pesquisadores que estudam a questão agrária refere-se à conformação da concentração sob uma perspectiva histórica. Assim, a incorporação de variáveis que captem o impacto da herança cultural de manutenção da concentração fundiária e/ou da inexistência de políticas públicas redistributivas ativas sobre a estrutura fundiária, como identificado em Silva (1997) e Furtado (2003), melhoraria o poder explicativo do modelo. Contudo, essas variáveis são de difícil mensuração e, uma alternativa para inserção de tais efeitos seria a inclusão da variável dependente defasada no tempo, a fim de se estimar o percentual de explicação da concentração fundiária atual em relação à sua estrutura no

passado. Assim, ela funcionaria como uma espécie de *proxy* para a rigidez da estrutura fundiária no país ao longo do tempo. Logo, o índice de Gini-Terras do ano de 1995 foi incluído ao modelo como forma de se analisar o impacto da rigidez na estrutura fundiária.

Tabela 9 – Regressão expandida pelo modelo de Erro Espacial

<i>Variável</i>	<i>Coefficientes</i>	<i>P-valor</i>
Constante	0.221195	0.000
Gini95	0.767063	0.000
Vappc	1.318*10 ⁸	0.998
Logvap2	-0.000321	0.649
ITE	-0.002559	0.893
Assentamentos	-1.469*10 ⁷	0.616
λ	0.372165	0.001
Pseudo R2 = 0.7349	LIK = 145.179	Akaike = -278.343

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Ao se estimar pelo modelo clássico linear, foi necessária a estimação por Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), uma vez que a inserção do Gini de 1995 no lado direito provocou heterocedasticidade. Entretanto, após a ponderação e estimação da regressão por MQG, foi realizado novo teste de detecção de heterocedasticidade, tendo a hipótese nula rejeitada em 1, 5 e 10% de confiança.

Embora tenha sido corrigida a heterocedasticidade, verificou-se novamente a necessidade de estimação através dos modelos espaciais, uma vez que o *I* de Moran (0,2514) acusou autocorrelação espacial. Utilizando-se o procedimento de Florax et al. (2002), estimou-se a regressão por MQO que indicou presença de autocorrelação espacial e, através dos testes de ML Robustos, rejeitou-se a hipótese de aleatoriedade espacial somente para o modelo de erros espacial, sendo esse então o selecionado para se estimar a regressão apresentada na Tabela 9.

Com a inclusão do índice de Gini para 1995, percebe-se uma considerável elevação no pseudo R². Porém, esse alavancou grande parte das variações na estrutura fundiária atual. Através do intercepto, capta-se a desigualdade inicial girando em torno de 0,22, sinalizando que, se não houvesse nenhuma alteração nas variáveis explicativas, o índice de Gini estimado tenderia a se manter nesse patamar. O baixo patamar da constante é compensado pelo poder explicativo da variável defasada do Gini, pois o

aumento de um ponto percentual na desigualdade de terras em 1995 explica 0,767 das variações na estrutura atual.

Embora os sinais das demais variáveis tenham sido os esperados, todas foram estatisticamente iguais a zero, logo, nesse caso, o único fator explicativo da estrutura fundiária foi o nível de desigualdade no tempo passado, corroborando com a ideia de que a conformação da estrutura fundiária está associada ao nível de concentração determinado no passado.

Por fim, estimou-se o modelo utilizando as taxas de variação das variáveis, com o intuito de captar a dinâmica da estrutura fundiária, levando em consideração as taxas de mudanças ocorridas entre 1995 e 2006, tal como descrito na equação (8):

Tabela 10 – Dinâmica da estrutura fundiária entre 1995 e 2006

<i>Variável*</i>	<i>Coefficientes</i>	<i>P-valor</i>
Constante	1.057620	0.000
Gini95	-0.306701	0.000
Δ_Vappc	-0.017710	0.114
Δ_ITE	0.015270	0.063
$\Delta_Assentamentos$	-2.479*10 ⁶	0.052
ρ	0.208744	0.072
Pseudo R2 = 52.67	LIK = 106.852	Akaike = -206.704
I de Moran = 0,2886	Breush-Pagan (P=0,56)	IC= 22,67

*O Δ é representativo da taxa de variação entre 1995 e 2006 das variáveis.

Fonte: Resultados da Pesquisa.

A partir do intercepto pode-se inferir que, desconsiderando-se o impacto das demais variáveis, o crescimento médio da desigualdade de terras no período analisado foi estimado em 5,7%. Ou seja, para uma região com distribuição de terras inicial mensurada em $i=0,8$, estima-se que, *ceteris paribus*, a concentração da terra tendeu a elevar-se para $i=0,846$ em 2006. Além disso, verifica-se que houve maior concentração dentre as microrregiões menos díspares, de modo que, a cada 1 ponto percentual menor no Gini de 1995, a taxa de variação da desigualdade elevou-se em 0,3.

O crescimento percentual da produção apresentou coeficiente negativo, porém foi estatisticamente significativo a 10%, logo, não se pode inferir que este seja capaz de reduzir a desigualdade de terras. Por outro lado, através do coeficiente do ITE, nota-se que a concentração fundiária se expandiu nas regiões em que houve intensificação do uso de tecnologias agrícolas, logo, a modernização da agricultura ainda causa certo impacto sobre a composição da

posse da terra, sugerindo não somente o aumento da desigualdade como também a tendência de redução do número de estabelecimentos rurais e expansão agrícola associada ao uso intensivo de capital.

A taxa de variação dos assentamentos, por sua vez, combateu tão timidamente o crescimento da desigualdade de terras que se pode afirmar que a política distributiva no período foi ineficaz do ponto de vista da inversão na tendência de concentração fundiária no estado de Minas Gerais.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Primeiramente, destaca-se não só a magnitude da concentração fundiária em Minas Gerais como o agravamento desta ao longo dos anos, pois não bastasse a má distribuição de terras oriunda da formação da propriedade no estado, houve concentração fundiária durante o período analisado.

Com exceção de Unaí e Grão Mogol, as microrregiões que tiveram Valores da Produção mais expressivos não estão entre as mais afetadas pela desigualdade. Já as regiões com VAP mais baixos são aquelas com maior concentração urbana e/ou intensivas em atividades extrativas mineiras, isto é, aquelas em que a agropecuária possui importância relativa inferior às demais atividades econômicas.

Quanto à produtividade da terra, infere-se que as grandes propriedades se mostraram ineficientes obtendo níveis de produtividade muito aquém ao das propriedades inferiores a 10 hectares. Ou seja, a medida que se reduz o tamanho dos estabelecimentos rurais, a produção por hectare é proporcionalmente maior.

Sobre a distribuição de assentamentos no estado, conclui-se que a quantidade de terras distribuídas para fins de reforma agrária no estado de Minas Gerais ainda é baixa, portanto, incapaz de alterar drasticamente a estrutura fundiária. Complementarmente, ressalta-se que, apesar da identificação de uma relação negativa entre a desigualdade e a área total de assentamentos, a interpretação descritiva dos dados aponta que este impacto se deu somente nas regiões com concentrações fundiárias mais elevadas.

Através da análise descritiva do ITE fatorial, *proxy* para modernização agrícola, não foi possível identificar nem uma relação positiva nem negativa sobre a estrutura fundiária, uma vez que houve grande incidência de regiões com alto uso de tecnologias agrícolas e desigualdade de terras relativamente menor, como também situações onde a modernização agrícola relaciona-se positivamente com a concentração fundiária.

Também não se pode deixar de ressaltar a polarização geográfica da desigualdade causadora de dependência espacial positiva entre as microrregiões e seus vizinhos próximos, ou seja, o comportamento da desigualdade de terras nas microrregiões é, em parte, explicado pelas características da vizinhança, seguindo-se a lógica de que os agentes são influenciados pelo meio de convívio, criando sinergia entre as microrregiões.

Em relação ao modelo de Kuznets, conclui-se que embora os resultados satisfaçam às condições do U-invertido, os coeficientes β_1 e β_2 são demasiadamente próximos de zero, gerando uma curva extremamente achatada. Ou seja, as regiões mais desenvolvidas têm estruturas fundiárias similares às mais pobres. Portanto, conclui-se que os efeitos dos fatores produtivos não são capazes de proporcionar redução na desigualdade de terras de Minas Gerais. Adiciona-se o fato da inclusão da variável dependente defasada no tempo gerar um resultado em que a estrutura fundiária atual acaba sendo fortemente explicada pela sua característica no passado, reforçando a associação da desigualdade de terras atual com a perspectiva histórica da concentração fundiária.

Com relação à dinâmica da concentração fundiária entre 1995 e 2006, pode-se afirmar que a taxa de crescimento da desigualdade de terras foi maior em regiões com melhores distribuições de terras em 1995. Além disso, a tendência foi de concentração fundiária nas regiões com maior intensidade no uso de capital, enquanto as políticas distributivas tiveram efeitos inócuos na desaceleração desse processo de concentração fundiária.

Enfim, não se pode esperar uma desconcentração fundiária de maneira natural, nem tampouco através da política fundiária atual. É, portanto, necessário o uso de outras estratégias, como por exemplo, a execução de políticas consistentes de desconcentração da propriedade da terra e de fortalecimento das pequenas propriedades.

7. REFERENCIAL BIBLIOGRÁFICO

AHLUWALIA, M. S. Income distribution and development: some stylized facts. **American Economic Review**, 1976. vol.66, n.2, p.128-135.

ALCANTARA FILHO, J. L. 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.

ALCANTARA FILHO, J. L.; FONTES, R. M. A Formação da Propriedade e a Concentração de Terras no Brasil. In: **Anais do IV Simpósio sobre Reforma Agrária e Assentamentos Rurais: Controvérsias e alternativas de desenvolvimento**, Araraquara, 2010.

ALMEIDA, E. S. **Curso de Econometria Espacial Aplicada**. Juiz de Fora; UFJF, 2006. 220 p. (Mimeo).

ANSELIN, L.; BERA, A. Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. In: ULLAH A.; GILES, D. E. **Handbook of Applied Economic Statistics**. New York: Marcel Dekker, 1998. p.237-289.

ANSELIN, L.; REY, S. Properties of tests for Spatial Dependence in Regression Models: **Geographical Analysis**, 23, pp. 112-131, 1991.

ANSELIN, L. **Spatial Econometrics: Method and Models**. Kluwer Academic. Boston, 1988. 308p.

ARAUJO JR., A. F.; SHIKIDA, C. D.; ALVARENGA, P. S. Economia política da disputa por terras em Minas Gerais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 46, p. 803-830, 2008.

ARBIA, G. **Spatial Econometrics: Spatial foundations and applications to regional convergence**. Springer, New York, 2006. 211p.

ASSELIM, V. **Grilagem: Corrupção e violência em terras Carajás**. Petrópolis: Revista dos Tribunais, 1991. 204p.

BACHA, E. **Os mitos de uma década: ensaios de economia brasileira**. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1975. 176p.

BALSAN, R. Impactos decorrentes da modernização da agricultura brasileira. **Revista de geografia agrária Campo-Território**, 2006. V.1, n.2, p.123-151.

BARRO, R. Inequality and Growth in a Panel of Countries. **Journal of Economic**, 2000. V.5, pp 5-32.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONCA, R. S. **Consequências e causas imediatas da queda recente da desigualdade e renda brasileira**. Rio de Janeiro: Ipea, jul. 2006. 21p.

BAUMONT, C. Spatial effects in housing price models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999). Université de Bourgogne, 2004. Disponível em: <http://www.u-bourgogne.fr/leg/documents-de-travail/e2004-04.pdf>

BINSWANGER, H. P.; DEININGER, K.; FEDER, G. Power, Distortions, Revolt and Reform in Agricultural Land Relations. In: BEHRMAN, J.; SRINIVASAN, T.N. **Handbook of Development Economics**. Elsevier Science, 1995.

BRASIL, Congresso Nacional. Lei n. 4504, de 30 de novembro de 1964. Dispões sobre o Estatuto de Terras e dá outras providências. Brasília: 1964.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Agrário. **II Plano Nacional de Reforma Agrária: Paz Produção e Qualidade de Vida no Meio Rural**. Agosto

de 2003. Disponível em: www.mda.gov.br/arquivos/PNRA_2004.pdf. Acesso em: 28 de março de 2006. 40p.

BUAINAIN, A. M.; PIRES, D.S. Reflexões sobre reforma agrária e questão social no Brasil. In: MIRANDA, C.; COSTA, C. (Org.). *Justiça Agrária e Cidadania - Série Desenvolvimento Rural Sustentável*. 1 ed. Brasília: IICA, 2005, v. 1, p. 143-190.

BURRIDGE, P. On the Cliff-Ord Test for Spatial Correlation. **Journal of the Royal Statistical Society**. v.42, pp.107-108, 1980.

CÂMARA, L. A Concentração da Propriedade Agrária no Brasil. Rio de Janeiro: **Boletim Geográfico**. v.7, n.77, p.516-528, 1949.

CARNEIRO, P, A. S; FONTES, M. P. F ; FONTES, R. Estudo preliminar para Construção de um Índice Pedológico de Manejo de Solos como Variável ativa no Estudo das Disparidades de Minas Gerais. *Anais do Congresso Brasileiro de Ciência do Solo*, 29. Ribeirão Preto: UNESP, 2003.

CARNEIRO, P, A. S; FONTES, M. P. F ; FONTES, R. M. 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, 2005. Cap.7. pp.249-292.

CARNEIRO, P. A. S.; FONTES, M. P. F. Aspectos Geográficos e Agrícolas do Estado de Minas Gerais. In: FONTES, R e FONTES, M.P.F (org). **Crescimento e Desigualdade Regional em Minas Gerais**. Viçosa: Ed. Folha de Viçosa, 2005. Cap. 5. p.151-222.

CARNEIRO, P. A. S.; FONTES, M. P. F; FONTES, R M. Análise espacial de Variáveis Ambientais, Agrícolas e Tecnológicas na Mesorregião do Jequitinhonha, como Suporte ao Planejamento Regional. In: **Anais do Seminário sobre Economia Mineira**, Diamantina. Belo Horizonte: CEDEPLAR/UFMG, 2004.

CARVALHO, H. M. Política compensatória de assentamentos rurais como negação da reforma agrária. São Paulo: Revista Adusp, nº 34, 2005. p.30-38.

CASTRO, P. R. **Barões e bóias-frias: Repensando a questão agrária no Brasil**. Rio de Janeiro: APEC/Câmara de Estudos e Debates Econômicos e Sociais, 1982. 2ª Ed. 99p.

CLIFF, A.; ORD, J. **Spatial processes, models and applications**. Pion, Londres, 1981. 260p.

CPT. Comissão Pastoral da Terra. **Conflitos no Campo Brasil 2009**. São Paulo: Expressão Popular, 2010. 200p.

DAWNSON, P. J. On testing Kuznets economic growth hypothesis. **Applied Economic Letters**, 1997. vol. 4, pp. 409-410.

DEININGER, K. "New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth". **Journal of Development Economics**, 1998. v.57(2), pp.259-287.

DEININGER, K.; SQUIRE, L. A new data set mensuring income inequality. **World Bank Economic Review**, 1996. V.10.pp.565-591.

DINIZ, M. B.; ARRAES, R. A. Desenvolvimento Econômico e Desigualdade de Renda no Brasil. **Anais do Fórum BNB de Desenvolvimento X Encontro Regional de Economia**. Fortaleza, 2005.

DULCE, O. S. Política e Economia em Minas Gerais: Um Balanço dos Anos 90. **Anais do IX Seminário Sobre Economia Mineira**. Diamantina, 2000. vol.1. p.639-650.

FLORAX, R; FOLMER, H.; REY, S. Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology. Working Paper, Department of Spatial Economics, Free University Amsterdam, 2002. 23p.

FONTES, M. P. F.; FONTES, R.M.; CARNEIRO, P. A. S. Land suitability, water balance and agricultural technology as a Geographic-Tecnological Index to suport regional planning and economic studies. **Land Use Policy**, 2009. v. 26, p.589-598.

FURTADO, C. **Formação econômica do Brasil**. São Paulo: Nacional, 2002. 31ª Edição. 351p.

FURTADO, C. **Pequena introdução sobre o desenvolvimento**. São Paulo: Nacional, 1980. 161p.

FURTADO, C. **Raízes do subdesenvolvimento**. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2003. 220p.

GOMES, A. P.; ALCANTARA FILHO, J. L.; SCALCO, P. R.; DIAS, R. S. Mudança tecnológica na agropecuária de Minas Gerais: 1996 a 2006. In: **Anais do 47º Congresso da SOBER**. Porto Alegre, 2009.

GUANZIROLI, C.; ROMEIRO, A.; BUAINAIN, A. M.; SABBATO, A. Di; BITTENCOURT, G. **Agricultura familiar e reforma agrária no século XXI**. Rio de Janeiro: Garamond, 2001. 288p.

GUILHOTO, J. J. M.; AZZONI, C. R.; SILVEIRA, F. G.; ICHIHARA, S. M.; DINIZ, B. P. C.; MOREIRA, G. R. C. **O PIB da Agricultura Familiar: Brasil - Estados**. Brasília: NEAD Estudos - MDA, 2007. 172p.

GUIMARÃES, Alberto Passos. *Quatro Séculos de Latifúndio*. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1968. 256p.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 4ª edição. São Paulo: Makron Book, 2006. 812p.

HOFFMANN, R. Queda da Desigualdade da Distribuição de Renda no Brasil, de 1995 a 2005, e Delimitação dos Relativamente Ricos em 2005. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Org.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA, 2006, v. 1, p. 93-107.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Censo Agropecuário de 2006 – Índice de Gini. Notícia acessada no dia 08/12/2009, disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/indice_de_gini.shtm>, 2009.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Censo Agropecuário de 2006. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br>>. (08/12/2009).

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em <www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/indice_de_gini.shtml>(08/12/2009)

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Estados@IBGE. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/estadosat/perfil.php?sigla=mg>>, 2007.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Contagem populacional do IBGE, 2007. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br>>. (20/02/2010).

ITRIA, A. A relação inversa entre o preço e a dimensão da Propriedade rural em mercados específicos. Campinas: UNICAMP, 2004. 120p. (Dissertação de Mestrado em Desenvolvimento Econômico, Espaço e Meio Ambiente) – Universidade Estadual de Campinas. Instituto de Economia.

JACINTO, P. A.; TEJADA, C. A. Desigualdade de renda e crescimento econômico nos municípios da Região Nordeste do Brasil: O que os dados têm a dizer? In: **Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia da ANPEC**. João pessoa, 2004.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. Applied Multivariate Statistical Analysis. New Jersey: Prentice Hall, 1992. 3ª Ed. 642p.

KUZNETS, S. Economic Growth and Income Inequality. **American Economic Review**, 1955. vol.45, n.1.

LE MOS, J. J. S. Indicadores de Degradação no Nordeste Sub-úmido e Semi-árido. **Revista da SOBER**, 2000. p.1-10

MANLY, B. F. J. **Multivariate Statistical Methods: A primer**. London: Chapman & Hall, 1986. 226p.

MATTEI, L. Reforma Agrária e Desenvolvimento no Brasil: Antigas e Novas Questões. **Anais do VIII Encontro Nacional de Economia Política**. Florianópolis, 2003.

MELLOR, J. W. **Agricultural development: so many successes, such excellent results**. Food and Agriculture Organization of the United Nations, 2001.

MEYER, L.F.F.; SILVA, J.M.A. A dinâmica do progresso técnico na agricultura mineira: resultados e contradições da política de modernização da década de setenta. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, 1998. v.36, n.4, p.39-70.

MINGOTI, S. A. **Análise de Dados através de Métodos de Estatística Multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: UFMG, 2005. 292p.

MO, P. H. Land Distribution Inequality and Economic Growth: Transmission Channels and Effects. **Pacific Economic Review**, 2003. vol.8. N.2. pp.171-181

MORISSAWA, M. **A História da Luta pela Terra e o MST**. São Paulo: Expressão Popular, 2001. 256p.

NEY, M. G.; HOFFMANN, R. Desigualdade de renda na agricultura: o efeito da posse da terra. **ECONOMIA, Niterói (RJ)**, 2003. v.4, n.1, p.85-112.

OLIVEIRA, A. U.; STÉDILE, J.P.; AGRÁRIA, Fórum Nacional de Reforma. **O agronegócio x a agricultura familiar e a reforma agrária**. Brasília: Secretaria Operativa, 2004. 98p.

OLIVEIRA, A. U.; STÉDILE, J. P.; AGRÁRIA, Fórum Nacional de Reforma. **A Natureza do Agronegócio no Brasil**. Brasília: Fórum Nacional de Reforma Agrária, 2005. 120p.

PRADO JR, C. A questão Agrária no Brasil. São Paulo: Braziliense, 1979. 51p.

RANGEL, I. **Questão Agrária, industrialização e crise urbana no Brasil**. Porto Alegre: Editora UFRGS, 2004. 266p.

RESENDE, M.; MENDONÇA, M.L. **A contra-reforma agrária do Banco mundial**. Disponível em: <<http://www.social.org.br/>>, 2005.

SARRIS, A. O papel da agricultura no desenvolvimento econômico e na diminuição da pobreza: uma base empírica e conceitual. **NEAD**, 2001. Disponível em: <<http://www.nead.org.br/download.php?form=.pdf&id=46>>.

SILVA, A. J. da. A política fundiária do Regime militar: Legitimação privilegiada e grilagem especializada (Do instituto de Sesmaria ao Estatuto da Terra). São

Paulo: FFLCH-USP, 1997, 414p. Tese (Doutorado em Sociologia) – Universidade de São Paulo, 1997.

SILVA, E.; FONTES, R. M.; ALVES, L. F. Crescimento e Desigualdade em Minas Gerais. In: FONTES, R. M.; FONTES, M.P.F (org). **Crescimento e Desigualdade Regional em Minas Gerais**. Viçosa: Ed. Folha de Viçosa, 2005. Cap.1. p.1-60.

SILVA, J. G. da. **Estrutura agrária e produção de subsistência na agricultura brasileira**. São Paulo: Hucitec, 1980. 2ª Ed. 240p.

SILVA, L. M. O. **Terras devolutas e latifúndio: efeitos da Lei de 1850**. Campinas: Ed. UNICAMP, 1996. 372p.

SOUKI, G. Q.; GONÇALVES FILHO, C. Análise estatística no SPSS®. Belo Horizonte: FEAD, 2003. (Mimeo).

SOUZA, P. M. Modernização e Mudanças Estruturais na Agricultura Brasileira, 1970 a 1995. Viçosa, 2000. 318p. Tese (Doutorado em Economia Rural) – Universidade Federal de Viçosa.

STÉDILE, J. P. **A Questão Agrária Hoje**. Porto Alegre: Ed. Universidade UFRGS, 2002. 322p.

STÉDILE, J. P. **A Questão Agrária no Brasil: O debate tradicional – 1500-1960**. São Paulo: Expressão Popular, 2005. 304p.

TEIXEIRA, G. A realidade das metas e o fracasso da estratégia política da reforma agrária do governo FHC. Brasília, 2002. 21p. Acessado em 15/07/08. Disponível em <<http://www.presidência.gov.br/publi.coleção/refagri.htm>>.

TODARO, M.; SMITH, S. C. **Economic Development**. Ed. Addison Wesley, 2006. 862p.

VEIGA, J. E. da. Diretrizes para uma nova política agrária. In: **BRASIL**. Ministério do Desenvolvimento Agrário. Reforma Agrária e Desenvolvimento Sustentável. Brasília, 2000. p.19-35.

ANEXOS

Tabela A – Índice de Gini calculado para Terras em 1995 e 2006

<i>Microrregião Geográfica</i>	<i>IG 06</i>	<i>IG 95</i>	<i>Δ GINI</i>
Aimorés - MG	0,67680	0,64159	1,055
Alfenas - MG	0,71201	0,66841	1,065
Almenara - MG	0,77250	0,69123	1,118
Andrelândia - MG	0,67515	0,62080	1,088
Araçuaí - MG	0,78516	0,73672	1,066
Araxá - MG	0,70315	0,62200	1,130
Barbacena - MG	0,72668	0,64311	1,130
Belo Horizonte - MG	0,78370	0,73215	1,070
Bocaiúva - MG	0,88417	0,85174	1,038
Bom Despacho - MG	0,67577	0,64323	1,051
Campo Belo - MG	0,67346	0,63076	1,068
Capelinha - MG	0,85259	0,81096	1,051
Caratinga - MG	0,73155	0,66442	1,101
Cataguases - MG	0,65782	0,61390	1,072
Conceição do Mato Dentro - MG	0,80222	0,70364	1,140
Conselheiro Lafaiete - MG	0,72550	0,68241	1,063
Curvelo - MG	0,77314	0,72439	1,067
Diamantina - MG	0,87599	0,83740	1,046
Divinópolis - MG	0,63618	0,60989	1,043
Formiga - MG	0,69118	0,64891	1,065
Frutal - MG	0,70310	0,62741	1,121
Governador Valadares - MG	0,75643	0,70997	1,065
Grão Mogol - MG	0,84529	0,82240	1,028
Guanhães - MG	0,77871	0,70399	1,106
Ipatinga - MG	0,83563	0,73829	1,132
Itabira - MG	0,78101	0,70870	1,102
Itaguara - MG	0,71185	0,65411	1,088
Itajubá - MG	0,69962	0,67580	1,035
Ituiutaba - MG	0,68170	0,63319	1,077
Janaúba - MG	0,80085	0,82554	0,970
Januária - MG	0,83928	0,84786	0,990
Juiz de Fora - MG	0,64910	0,57862	1,122
Lavras - MG	0,71671	0,64482	1,112
Manhuaçu - MG	0,70063	0,62260	1,125
Mantena - MG	0,60695	0,59731	1,016
Montes Claros - MG	0,82611	0,79992	1,033
Muriae - MG	0,67510	0,64337	1,049
Nanuque - MG	0,75321	0,68713	1,096
Oliveira - MG	0,70989	0,69708	1,018
Ouro Preto - MG	0,68551	0,75643	0,906
Pará de Minas - MG	0,65789	0,67628	0,973
Paracatu - MG	0,74790	0,71260	1,050
Passos - MG	0,69948	0,65223	1,072
Patos de Minas - MG	0,68433	0,64695	1,058
Patrocínio - MG	0,69515	0,65582	1,060
Peçanha - MG	0,79538	0,70331	1,131
Pedra Azul - MG	0,77719	0,70137	1,108
Pirapora - MG	0,85084	0,82333	1,033
Piuí - MG	0,62609	0,58809	1,065

Continuação...			
Microrregião Geográfica	IG 06	IG 95	Δ GINI
Poços de Caldas - MG	0,68033	0,66244	1,027
Ponte Nova - MG	0,73677	0,70467	1,046
Pouso Alegre - MG	0,75663	0,66754	1,133
Salinas - MG	0,79137	0,80465	0,983
Santa Rita do Sapucaí - MG	0,71378	0,68416	1,043
São João Del Rei - MG	0,65034	0,58918	1,104
São Lourenço - MG	0,66999	0,64407	1,040
São Sebastião do Paraíso - MG	0,69529	0,67137	1,036
Sete Lagoas - MG	0,76897	0,72885	1,055
Teófilo Otoni - MG	0,80952	0,73093	1,108
Três Marias - MG	0,70984	0,67834	1,046
Ubá - MG	0,65801	0,62988	1,045
Uberaba - MG	0,74124	0,64114	1,156
Uberlândia - MG	0,74021	0,68323	1,083
Unai - MG	0,78874	0,70648	1,116
Varginha - MG	0,72896	0,67476	1,080
Viçosa - MG	0,68669	0,61956	1,108

Fonte: Censos Agropecuários do IBGE de 1995 e 2006.

Tabela B – Valor da Produção por hectare de terra

<i>Mesorregião Geográfica</i>	<i>Microrregião Geográfica</i>	<i>VAP/area -10ha</i>	<i>VAP/área +500ha</i>	<i>razão</i>	<i>VAP/área +1000ha</i>
Campo das Vertentes	Aimorés - MG	79,71	5,92	13,47	3,45
Campo das Vertentes	Alfenas - MG	286,00	196,25	1,46	245,82
Campo das Vertentes	Almenara - MG	266,45	2,43	109,64	2,71
Central de Minas	Andrelândia - MG	97,14	35,64	2,73	46,08
Central de Minas	Araçuaí - MG	67,36	4,55	14,80	4,15
Central de Minas	Araxá - MG	312,69	52,23	5,99	39,47
Jequitinhonha	Barbacena - MG	464,80	23,78	19,54	2,44
Jequitinhonha	Belo Horizonte - MG	1094,35	25,33	43,20	13,09
Jequitinhonha	Bocaiúva - MG	161,91	10,22	15,84	10,51
Jequitinhonha	Bom Despacho - MG	314,40	35,39	8,88	52,16
Jequitinhonha	Campo Belo - MG	153,45	48,00	3,20	46,89
Metropolitana de Belo Horizonte	Capelinha - MG	60,88	31,27	1,95	29,54
Metropolitana de Belo Horizonte	Caratinga - MG	181,54	11,45	15,85	5,68
Metropolitana de Belo Horizonte	Cataguases - MG	119,72	9,38	12,76	8,72
Metropolitana de Belo Horizonte	Conceição do Mato Dentro - MG	121,46	10,57	11,49	13,59
Metropolitana de Belo Horizonte	Conselheiro Lafaiete - MG	263,12	7,76	33,93	12,25
Metropolitana de Belo Horizonte	Curvelo - MG	202,07	18,98	10,65	22,17
Metropolitana de Belo Horizonte	Diamantina - MG	47,88	4,76	10,05	2,22
Metropolitana de Belo Horizonte	Divinópolis - MG	169,85	111,21	1,53	260,36
Noroeste de Minas	Formiga - MG	169,40	94,46	1,79	109,41
Noroeste de Minas	Frutal - MG	507,41	55,28	9,18	85,37
Norte de Minas	Governador Valadares - MG	91,12	7,46	12,21	6,73
Norte de Minas	Grão Mogol - MG	60,22	124,34	0,48	137,79
Norte de Minas	Guanhães - MG	115,45	18,29	6,31	22,31
Norte de Minas	Ipatinga - MG	75,25	31,80	2,37	35,24
Norte de Minas	Itabira - MG	244,02	36,54	6,68	36,84
Norte de Minas	Itaguara - MG	261,97	3,81	68,80	
Norte de Minas	Itajubá - MG	247,18	54,92	4,50	34,81
Oeste de Minas	Ituiutaba - MG	160,07	16,37	9,78	15,74
Oeste de Minas	Janaúba - MG	69,53	5,99	11,61	5,12
Oeste de Minas	Januária - MG	75,48	7,16	10,55	6,78
Oeste de Minas	Juiz de Fora - MG	148,71	7,76	19,17	6,27
Oeste de Minas	Lavras - MG	199,69	43,72	4,57	45,44

Continuação...

<i>Mesorregião Geográfica</i>	<i>Microrregião Geográfica</i>	<i>VAP/área -10ha</i>	<i>VAP/área +500ha</i>	<i>razão</i>	<i>VAP/área +1000ha</i>
Sul/Sudoeste de Minas	Manhuaçu - MG	400,65	16,69	24,00	
Sul/Sudoeste de Minas	Mantena - MG	63,21	5,60	11,28	
Sul/Sudoeste de Minas	Montes Claros - MG	66,85	9,98	6,70	12,94
Sul/Sudoeste de Minas	Muriaé - MG	147,84	24,89	5,94	14,14
Sul/Sudoeste de Minas	Nanuque - MG	79,07	3,84	20,60	3,71
Sul/Sudoeste de Minas	Oliveira - MG	322,12	58,90	5,47	84,36
Sul/Sudoeste de Minas	Ouro Preto - MG	91,29	3,62	25,20	
Sul/Sudoeste de Minas	Pará de Minas - MG	1476,50	146,12	10,10	264,19
Sul/Sudoeste de Minas	Paracatu - MG	244,41	36,95	6,62	44,70
Sul/Sudoeste de Minas	Passos - MG	292,48	82,08	3,56	116,61
Triângulo Mineiro / Alto Paranaíba	Patos de Minas - MG	253,06	58,92	4,29	69,28
Triângulo Mineiro / Alto Paranaíba	Patrocínio - MG	445,09	108,06	4,12	130,48
Triângulo Mineiro / Alto Paranaíba	Peçanha - MG	126,89	18,19	6,98	25,61
Triângulo Mineiro / Alto Paranaíba	Pedra Azul - MG	103,22	1,33	77,64	0,70
Triângulo Mineiro / Alto Paranaíba	Piracicaba - SP	448,02	155,49	2,88	158,08
Triângulo Mineiro / Alto Paranaíba	Pirassununga - SP	332,01	127,29	2,61	80,24
Triângulo Mineiro / Alto Paranaíba	Poços de Caldas - MG	446,57	69,32	6,44	42,31
Vale do Mucuri	Ponte Nova - MG	125,41	60,40	2,08	59,85
Vale do Mucuri	Pouso Alegre - MG	343,41	6,41	53,56	0,05
Vale do Rio Doce	Salinas - MG	52,00	7,70	6,75	8,79
Vale do Rio Doce	Santa Rita do Sapucaí - MG	183,41	67,83	2,70	24,87
Vale do Rio Doce	São João Del Rei - MG	299,22	17,41	17,19	3,56
Vale do Rio Doce	São Lourenço - MG	448,22	70,83	6,33	
Vale do Rio Doce	São Sebastião do Paraíso - MG	237,48	129,16	1,84	98,47
Vale do Rio Doce	Sete Lagoas - MG	454,16	16,95	26,80	8,60
Vale do Rio Doce	Teófilo Otoni - MG	81,32	5,22	15,57	3,10
Zona da Mata	Três Marias - MG	157,43	38,03	4,14	47,19
Zona da Mata	Ubá - MG	285,30	7,60	37,55	
Zona da Mata	Uberaba - MG	599,06	68,51	8,74	75,63
Zona da Mata	Uberlândia - MG	558,74	59,68	9,36	66,41
Zona da Mata	Unaí - MG	110,50	34,50	3,20	39,05
Zona da Mata	Varginha - MG	304,76	103,70	2,94	84,28
Zona da Mata	Viçosa - MG	252,55	23,93	10,55	

Fonte: Censo Agropecuário do IBGE (2006)

Tabela C – Área Total de produtores rurais na condição de assentado ou ocupante em 2006

Microrregião Geográfica	Assentado	Ocupante	Total geral
Aimorés - MG	2838	4909	7747
Alfenas - MG	30	2742	2772
Almenara - MG	12160	11730	23890
Andrelândia - MG	0	7051	7051
Araçuaí - MG	374	16129	16503
Araxá - MG	3421	5466	8887
Barbacena - MG	61	2371	2432
Belo Horizonte - MG	1098	1800	2898
Bocaiúva - MG	4249	1013	5262
Bom Despacho - MG	75	3573	3648
Campo Belo - MG	0	1569	1569
Capelinha - MG	2540	31159	33699
Caratinga - MG	122	3970	4092
Cataguases - MG	513	888	1401
Conceição do Mato Dentro - MG	28	3198	3226
Conselheiro Lafaiete - MG	50	2303	2353
Curvelo - MG	322	1542	1864
Diamantina - MG	1407	1606	3013
Divinópolis - MG	67	1906	1973
Formiga - MG	226	3452	3678
Frutal - MG	7180	16676	23856
Governador Valadares - MG	2027	7600	9627
Grão Mogol - MG	644	2493	3137
Guanhães - MG	140	2747	2887
Ipatinga - MG	93	2527	2620
Itabira - MG	1069	3045	4114
Itaguara - MG	0	1424	1424
Itajubá - MG	0	1791	1791
Ituiutaba - MG	11368	8506	19874
Janaúba - MG	12377	14668	27045
Januária - MG	29035	21344	50379
Juiz de Fora - MG	524	4781	5305
Lavras - MG	0	911	911
Manhuaçu - MG	85	4888	4973
Mantena - MG	60	1339	1399
Montes Claros - MG	9760	25121	34881
Muriaé - MG	14	1911	1925
Nanuque - MG	3955	3081	7036
Oliveira - MG	0	3937	3937
Ouro Preto - MG	52	358	410
Pará de Minas - MG	0	611	611
Paracatu - MG	41914	12879	54793
Passos - MG	210	1370	1580
Patos de Minas - MG	1387	8958	10345
Patrocínio - MG	2510	10116	12626
Peçanha - MG	43	4778	4821
Pedra Azul - MG	1938	7881	9819
Pirapora - MG	28272	6911	35183
Piuí - MG	352	2571	2923
Poços de Caldas - MG	579	3832	4411
Ponte Nova - MG	194	1667	1861

Continuação

<i>Microrregião Geográfica</i>	<i>Assentado</i>	<i>Ocupante</i>	<i>Total geral</i>
Pouso Alegre - MG	75	2125	2200
Salinas - MG	1614	18404	20018
Santa Rita do Sapucaí - MG	161	828	989
São João Del Rei - MG	163	3752	3915
São Lourenço - MG	18	840	858
São Sebastião do Paraíso - MG	13	3248	3261
Sete Lagoas - MG	214	2355	2569
Teófilo Otoni - MG	2077	7871	9948
Três Marias - MG	2526	45535	48061
Ubá - MG	8	2193	2201
Uberaba - MG	5591	283	5874
Uberlândia - MG	9862	8151	18013
Unai - MG	35762	33484	69246
Varginha - MG	528	6108	6636
Viçosa - MG	40	3925	3965

Fonte: Censo Agropecuário do IBGE (2006)

Tabela D - Índice Tecnológico Agrícola de 1995 e 2006

<i>Microrregião Geográfica</i>	<i>ITE 1995</i>	<i>ITE 2006</i>	<i>Δ ITE</i>
Aimorés - MG	0.136	-0.113	0.828
Alfenas - MG	1.677	1.418	0.845
Almenara - MG	-0.989	-0.817	0.826
Andrelândia - MG	-0.775	-0.731	0.942
Araçuaí - MG	-0.877	-0.941	1.074
Araxá - MG	0.560	0.363	0.649
Barbacena - MG	-0.475	-0.227	0.477
Belo Horizonte - MG	-0.348	-0.555	1.595
Bocaiúva - MG	-1.316	-1.245	0.946
Bom Despacho - MG	-0.079	-0.049	0.616
Campo Belo - MG	-0.413	-0.324	0.784
Capelinha - MG	-0.453	-0.409	0.903
Caratinga - MG	0.715	0.139	0.195
Cataguases - MG	-0.375	-0.228	0.608
Conceição do Mato Dentro - MG	-1.140	-1.045	0.917
Conselheiro Lafaiete - MG	-0.623	-0.639	1.026
Curvelo - MG	-0.489	-0.634	1.296
Diamantina - MG	-1.357	-1.337	0.985
Divinópolis - MG	0.250	-0.029	0.116
Formiga - MG	-0.227	-0.228	1.004
Frutal - MG	1.437	0.988	0.687
Governador Valadares - MG	-0.283	-0.387	1.368
Grão Mogol - MG	-1.410	-1.295	0.919
Guanhães - MG	-0.716	-0.881	1.231
Ipatinga - MG	-1.229	-1.230	1.001
Itabira - MG	-0.387	-0.396	1.023
Itaguara - MG	-0.374	-0.613	1.637
Itajubá - MG	-0.252	-0.365	1.452
Ituiutaba - MG	-0.042	-0.027	0.642
Janaúba - MG	0.509	0.841	1.653
Januária - MG	-0.473	-0.288	0.608
Juiz de Fora - MG	0.138	0.282	2.051
Lavras - MG	-0.478	-0.348	0.729
Manhuaçu - MG	1.980	2.032	1.026
Mantena - MG	-1.204	-1.287	1.069
Montes Claros - MG	0.552	0.860	1.559
Muriaé - MG	1.351	1.302	0.964
Nanuque - MG	-1.140	-1.158	1.015
Oliveira - MG	-0.086	-0.045	0.522
Ouro Preto - MG	-1.473	-1.338	0.908
Pará de Minas - MG	-0.981	-1.052	1.072
Paracatu - MG	0.749	0.949	1.266
Passos - MG	1.134	1.180	1.041
Patos de Minas - MG	1.001	1.023	1.021
Patrocínio - MG	1.057	1.592	1.505
Peçanha - MG	-1.114	-1.050	0.942
Pedra Azul - MG	-1.435	-1.362	0.949
Pirapora - MG	-0.972	-0.879	0.904
Piuí - MG	-0.087	-0.088	1.002
Poços de Caldas - MG	1.880	1.551	0.825
Ponte Nova - MG	0.343	0.087	0.253

Continuação...			
<i>Microrregião Geográfica</i>	<i>ITE 1995</i>	<i>ITE 2006</i>	<i>Δ ITE</i>
Pouso Alegre - MG	1.920	1.288	0.671
Salinas - MG	-0.362	-0.265	0.732
Santa Rita do Sapucaí - MG	0.499	0.404	0.809
São João Del Rei - MG	-0.324	-0.186	0.573
São Lourenço - MG	-0.119	-0.206	1.726
São Sebastião do Paraíso - MG	2.376	2.578	1.085
Sete Lagoas - MG	-0.076	0.197	2.574
Teófilo Otoni - MG	-0.552	-0.638	1.156
Três Marias - MG	-0.528	-0.554	1.049
Ubá - MG	0.268	0.318	1.186
Uberaba - MG	-0.071	-0.308	4.316
Uberlândia - MG	1.894	1.660	0.877
Unai - MG	0.143	0.361	2.518
Varginha - MG	2.510	3.050	1.215
Viçosa - MG	1.027	1.332	1.297

Fonte: Resultados da Pesquisa.