

DESENVOLVIMENTO HUMANO E DISTRIBUIÇÃO DA POSSE DA TERRA

Alexandre Arbex Valadares¹
Fernando Gaiger Silveira²
Nikolas de Camargo Pirani³

1 INTRODUÇÃO

A permanência de uma profunda desigualdade socioeconômica entre o campo e a cidade, inscrita na diferença entre seus respectivos indicadores de qualidade de vida, permite afirmar que o rural e o urbano compreendem ainda duas realidades sociais distintas, a despeito da contiguidade territorial e da crescente intercomunicação desses espaços. Este estudo propõe investigar em que medida as condições de vida e de desenvolvimento humano no rural podem estar ligadas a um elemento estruturante e característico do campo brasileiro: a alta concentração fundiária.

Iniciando por uma revisão da bibliografia dedicada a essa abordagem – cujo ponto de partida é o seminal artigo de José Gomes da Silva, *Terra e qualidade de vida*, este texto procura levantar um conjunto de evidências estatísticas que permitam estimar em que medida estruturas fundiárias mais acentuadamente desiguais podem estar associadas a padrões de qualidade de vida relativamente baixos.

Para tanto, foram selecionados de um lado, como indicadores sociais, as taxas de mortalidade infantil até 1 ano e até 5 anos de idade, a taxa de analfabetismo, a expectativa de anos de estudo da geração atual de crianças e adolescentes, e o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM), também estimado para microrregiões; de outro lado, como indicador fundiário, foi selecionado o índice de Gini de distribuição da posse e propriedade da terra, calculado para as mesmas unidades

1. Mestre em ciência política pelo Instituto Universitário de Pesquisa do Rio de Janeiro (IUPERJ) e doutor em filosofia pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ). Técnico de planejamento e pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea. *E-mail*: <alexandre.valadares@ipea.gov.br>

2. Engenheiro agrônomo pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (Esalq) da Universidade de São Paulo (USP) e doutor em economia pela Universidade Estadual de Campinas (Unicamp). Técnico de planejamento e pesquisa do Ipea e Pesquisador do International Policy Centre for Inclusive Growth (IPC-UNDP). *E-mail*: <fernando.gaiger@ipea.gov.br>.

3. Sociólogo, mestre em sociologia pela Universidade Federal de São Carlos (UFSCar), analista de estatística no Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (Pnud). *E-mail*: <nikolas.pirani@undp.org>.

territoriais. Outro indicador empregado na análise foi a proporção da população rural sobre a população total. Este indicador teve duplo papel na metodologia, ora desempenhando a função de variável nas correlações, ora servindo como critério delimitador do universo de análise. Os detalhamentos desses processos poderão ser lidos na metodologia.

Os resultados estatísticos encontrados neste estudo oferecem uma dimensão da relação entre a estrutura fundiária, isto é, dos ativos primários e aspectos relevantes das condições sociais de vida da população, especialmente no meio rural. Se, em certa medida, alguns indicadores de qualidade de vida são amiúde citados, juntamente com a desigualdade, como marcas do subdesenvolvimento brasileiro, a tarefa aqui enfrentada foi a de mostrar que tais marcas estão fortemente associadas também a uma desigualdade histórica e praticamente intocada da realidade brasileira: a concentração da propriedade da terra.

2 TERRA E QUALIDADE DE VIDA

Em 1980, um artigo publicado sob o título *Terra e qualidade de vida* em um boletim da Associação Brasileira de Reforma Agrária (Abra, 1980, p. 18-23), José Gomes da Silva procurava agrupar evidências empíricas que permitissem estimar em que medida a posse da terra influiria positivamente sobre o bem-estar de produtores e trabalhadores rurais. Gomes mencionava um estudo de Schattan e Vassimon (1968, p. 25-62), que, tendo por espaço de análise o município de Tietê (SP), apontava notável melhoria na qualidade de vida de residentes em áreas rurais na condição de pequenos proprietários ou “sitiantes”, em comparação com empregados temporários (“diaristas”, “mensalistas”) ou parceiros. Entre os sitiantes, eram melhores os indicadores de saúde, educação (alfabetização), de conforto doméstico e alimentação. A este último indicador – especialmente presente em um contexto social em que a fome e a desnutrição constituíam um problema de muito maior gravidade e extensão que nos dias de hoje –, o autor emprestava particular relevância, notando que os efeitos benéficos que uma estrutura agrária mais equitativa poderia ter sobre a alimentação das camadas mais frágeis da população eram já reconhecidos pelas autoridades governamentais da época, “de hábito infenso a esse tipo de preocupações” (Silva, 1980, p. 21). Gomes citava a propósito uma declaração do então presidente do Instituto Nacional de Alimentação e Nutrição (Inan),⁴ referindo que a maior parte dos problemas de pobreza e nutrição no campo poderia ser solucionada mediante uma intervenção mais objetiva na estrutura fundiária, associada a programas de alimentação e a uma política de melhor distribuição de renda.

Na mesma publicação da Abra (1980, p. 24-46), em que aparece o artigo de José Gomes da Silva, um estudo de Cesar Victora e Nelson Blank oferece uma

4. Dada ao jornal *O Estado de S. Paulo*, em 21 de setembro de 1980, em matéria intitulada *Inan pede o fim de desequilíbrio*.

primeira e mais analítica perspectiva da correlação entre mortalidade infantil e estrutura agrária, considerando, como campo de pesquisa, o estado do Rio Grande do Sul. O objeto desse estudo, que se pode reputar fundador de uma linhagem de trabalhos que recorrerão a abordagens e técnicas metodológicas de mesmo tipo, é mais adiante retomado e ampliado por Victora e Vaughan (1987). Esse estudo investiga as relações entre a mortalidade infantil e desnutrição e os padrões de posse da terra no Rio Grande do Sul.

O ponto de partida dos autores foi a constatação de que, embora o estado registrasse menores coeficientes de mortalidade infantil do país no final dos anos 1970 – 40 óbitos por mil nascidos vivos –, estes índices mostravam-se muito discrepantes dentro do estado, baixando para 20 por mil no norte; e atingindo 70 por mil no sul. Observada a coincidência entre a distribuição geográfica desses indicadores e de padrões distintos de ocupação da terra – com predomínio de pequenas propriedades familiares na parte norte do estado, e de grandes estabelecimentos agropecuários, em geral pecuaristas, na parte sul⁵ –, foi trazida à baila a hipótese de que a mortalidade infantil poderia ser menor nas áreas de pequenas propriedades em razão do melhor estado nutricional das crianças, e que tais variações entre o norte e o sul do estado estariam associadas aos distintos modelos de acesso à terra e produção agrícola predominantes nessas regiões.

Três tipos de evidência vêm corroborar tal hipótese. A primeira delas é a chamada evidência ocupacional. Considerando inicialmente os percentuais de filhos falecidos segundo a situação de emprego do pai, estimados a partir do Censo Demográfico de 1950 para o Rio Grande do Sul, os autores apontam que, abrangidos todos os setores econômicos, a proporção de mortes entre filhos de empregados era sempre bastante superior à de filhos de empregadores, com a proporção de óbitos entre filhos de trabalhadores autônomos se situando em uma faixa intermediária; no entanto, no setor agrícola, a mortalidade entre os filhos de trabalhadores autônomos (agricultores familiares) era muito similar à registrada entre os empregadores. Os resultados foram posteriormente confrontados com os dados de uma amostra aleatória de 1% dos registros dos censos de 1970 e 1980, que incluíam rol mais amplo de variáveis demográficas e socioeconômicas. Tomando por referência a proporção amostral de mulheres entre 15 e 35 anos que perderam filhos no período (16,3%, em 1970, e 9,6%, em 1980), os dados foram

5. Desde meados da era colonial, especialmente no grande ciclo do ouro, o sul do Rio Grande do Sul era ocupado por grandes estâncias de criação de gado, cuja produção destinava-se ao abastecimento das áreas de mineração e da capital da colônia; as regiões montanhosas e mais florestadas do norte do estado passaram a ser ocupadas especialmente entre 1820 (com a imigração alemã) e 1870 (imigração italiana), na forma de colonato: cada família recebia um lote de 24 hectares e plantava culturas de subsistência, vendendo o excedente para as regiões de pecuária e para o centro do país (Victora e Vaughan, 1987, p. 132).

analisados⁶ em termos de risco relativo de mortalidade de filhos segundo a situação de emprego do chefe de família. Verificou-se, então, que os filhos de trabalhadores autônomos – em sua maioria pequenos proprietários rurais – apresentavam índices muito inferiores aos dos filhos dos assalariados rurais (“empregados de baixo *status*”) nas décadas de 1970 e 1980, conquanto, nesta última, a diferença fosse menor. Tal evidência coadunava-se com a hipótese segundo a qual haveria correlação entre acesso à terra e mortalidade infantil.

A segunda evidência trazida por Victora e Vaughan (1987), tendo por universo as microrregiões gaúchas, aponta para a forte correlação entre aquelas que apresentavam, entre 1973 e 1977, maiores índices de mortalidade infantil⁷ e aquelas em que se verificavam índices maiores de desnutrição.⁸ No passo seguinte, os autores averiguaram que a estimativa de mortalidade infantil mantinha correlação significativa com o índice de Gini de concentração de terras e que os indicadores nutricionais se mostravam significativamente associados com esta, e com outras variáveis agrícolas – *percentual de área ocupada por pecuária, percentual de área ocupada por plantações e percentual de assalariados*. Os resultados acusavam que as microrregiões “insalubres” caracterizavam-se por grandes propriedades rurais, pela pecuária e pela alta proporção de assalariados (empregados) entre os trabalhadores, reafirmando, pois, a hipótese inicial e estendendo-a à conclusão de que padrões de acesso à terra e produção agrícola influiriam sobre as condições nutricionais das crianças em áreas rurais.

A terceira evidência oferecida pelos autores forma-se a partir de uma comparação empírica entre crianças residentes em duas microrregiões gaúchas vizinhas: Colonial do Alto Taquari – área típica de pequenas propriedades rurais, onde se registrava o menor coeficiente de mortalidade infantil do estado – e Campos de Vacaria – cuja paisagem é marcada pelas grandes propriedades e onde se computavam índices elevados de mortalidade. Com um esquema de amostragem estatisticamente representativo, os autores coordenaram um levantamento dos pesos e alturas de crianças entre 12 e 35 meses de idade residentes nessas microrregiões, e constataram não apenas que as crianças da área rural de grandes propriedades apresentavam um estado nutricional bem pior que o das crianças das áreas de pequenas propriedades – quatro vezes mais para estatura/idade, treze vezes mais para peso/idade e três vezes mais para peso/estatura – como ainda que os mesmos

6. Os dados foram analisados por regressão logística, tendo como variável dependente o logaritmo da razão entre o número de crianças falecidas e o número de crianças sobreviventes, para cada mãe; o efeito das variáveis intervinientes “idade” e “paridade” maternas “foi controlado ao incluí-las no modelo de regressão antes da inclusão da situação ocupacional do chefe de família” (Victora e Vaughan, 1987, p. 136-137).

7. Médias oficiais do coeficiente de mortalidade infantil.

8. Dados referentes à proporção de nascidos vivos de baixo peso, em 1980, por microrregião, com base em estatísticas coletadas pela Secretaria Estadual de Saúde, e dados relativos à ingestão de calorias e proteínas, extraídos do levantamento nutricional realizado, entre 1974 e 1975, pelo IBGE – o Estudo Nacional de Despesas Familiares (Endef).

diferenciais eram bem menores entre as crianças das respectivas áreas urbanas dos mesmos municípios (Victora e Vaughan, 1987, p. 142).

A soma dessas evidências conduziu o estudo à conclusão de que a forma de acesso à terra influi sobre a determinação da mortalidade e desnutrição das crianças: segundo o apurado pelos autores, ocorre maior mortalidade e prevalência de desnutrição entre crianças residentes em “área de latifúndio e pecuária, com alta proporção de assalariados agrícolas”, que entre crianças residentes em “áreas de minifúndio, de cultura de subsistência e trabalho familiar” (Victora e Vaughan, 1987, p. 127).

Abordando o tema da relação entre a desigualdade da distribuição da posse da terra e os indicadores de desenvolvimento humano, Hoffman (2007, p. 219), afirma ter-se inspirado no estudo de Victora e Blank (1987), antes citado, para “analisar as relações entre a taxa de mortalidade infantil e esperança de vida ao nascer e as características da estrutura fundiária das microrregiões brasileiras”. Sua conclusão aponta para a existência de uma associação estatisticamente muito significativa da desigualdade de distribuição da posse da terra com a taxa de mortalidade infantil e com a esperança de vida ao nascer. Excluindo de seu universo de análise as microrregiões com população superior a 500 mil pessoas, a fim de evitar que os dados relativos às áreas metropolitanas, onde o peso demográfico das áreas rurais é pouco relevante, interferissem sobre os resultados, Hoffmann (2006) seleciona oito variáveis referentes ao desenvolvimento humano das microrregiões brasileiras,⁹ e as correlaciona com o índice de Gini de distribuição da posse da terra aferido a partir dos resultados do Censo Agropecuário 1995-1996. As correlações são ponderadas pelo tamanho populacional de cada microrregião, e foram ajustadas regressões múltiplas ponderadas com o objetivo de compreender as variações da taxa de mortalidade infantil e da esperança de vida ao nascer em função de uma medida da desigualdade de acesso à terra. Hoffmann (2006), ao comentar os resultados, nota ser surpreendente constatar uma forte relação entre a desigualdade da estrutura fundiária em cada microrregião e seus correspondentes indicadores de saúde, considerando que estes se referem a toda a população de cada microrregião, e não estritamente às pessoas cuja ocupação é agrícola ou cujo domicílio seja rural (Hoffmann, 2006, p. 223). Em sua conclusão, Hoffmann (2006) ressalta que o índice de Gini é uma medida imperfeita de determinação da desigualdade econômica da posse da terra por não permitir estimar variações quanto à qualidade do solo e à sua localização, e afirma que a desigualdade da estrutura fundiária nas microrregiões, medida pelo Censo Agropecuário, pode ser reputada

9. As variáveis são: população da microrregião; Índice de Desenvolvimento Humano da microrregião; índice de condições e vida; esperança de vida ao nascer (em anos); taxa de mortalidade infantil; taxa de analfabetismo entre pessoas com 15 anos ou mais; número médio de anos de estudo de pessoas com 25 anos ou mais; percentual de pessoas com 25 anos ou mais e com menos de quatro anos de estudo. A fonte dessas variáveis é a publicação de Pnud, Ipea, FJP e IBGE: *Desenvolvimento humano e condições de vida: indicadores brasileiros* (Pnud, 1998).

uma “boa *proxy* para a desigualdade dessa estrutura ao longo de muitas décadas” e ser compreendida como elemento condicionante da realidade socioeconômica das microrregiões. Essa interpretação ajuda a explicar a forte correlação encontrada entre essa medida e variáveis indicativas de bem-estar e desenvolvimento humano – quanto à saúde, no caso das taxas de mortalidade infantil e expectativa de vida, mas também quanto à educação, já que o estudo constata que os piores registros das condições de saúde coincidem fortemente com as piores situações educacionais.

Outra linhagem de estudos voltados a identificar as correlações entre indicadores de desenvolvimento humano e estrutura fundiária, tendo por universo de análise microrregiões pertencentes às mesmas Unidades da Federação (UFs), oferece uma leitura diferenciada da questão. Podem-se destacar, a título de exemplo, três artigos científicos que adotam essa abordagem. Souza *et al.* (2004, p. 383-408) estudam em que medida o padrão de distribuição da terra pode influir sobre o grau de desenvolvimento econômico e social de municípios do norte e noroeste do Rio de Janeiro, regiões “nitidamente distintas” (*op. cit.*, p. 387) quanto ao perfil fundiário e cujos municípios apresentam indicadores socioeconômicos muito diversos. A caracterização da estrutura fundiária dos conjuntos de municípios analisados serviu-se de quatro indicadores, extraídos das *Estatísticas cadastrais anuais do Incra*, de 1991 e 1998: o índice de Gini, a área média, o percentual de área correspondente aos 50% menores imóveis rurais e o percentual correspondente aos 5% maiores. Para descrever o grau de desenvolvimento socioeconômico dos municípios, foram utilizados outros quatro indicadores,¹⁰ dos quais, porém, para efeitos de comparação, apenas o IDHM traz elementos importantes para o propósito deste capítulo. Em síntese, o estudo aponta que o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) tende a ser mais alto (“positivamente associado”) onde a área total correspondente aos 50% menores imóveis rurais tende a ser maior, e tende a ser mais baixo (“negativamente associado”) onde a área total correspondente aos 5% maiores imóveis rurais tende a ser maior. Além disso, o IDHM mantém uma relação positiva com a área média dos estabelecimentos (Sousa *et al.*, 2004, p. 402). Mas, a regressão linear apresentada no texto não atestou valores significativos para a correlação entre IDHM e índice de Gini; somado a outras constatações – a não significância dos coeficientes encontrados e os sentidos contraditórios dos dados obtidos em alguns casos¹¹ –, esse resultado levou os autores a afirmar que não há evidência conclusiva quanto à relação entre a estrutura fundiária e indicadores de desenvolvimento socioeconômico. Outros fatores, notadamente o tamanho populacional e a conseqüente força política dos municípios maiores na disputa

10. Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), Índice de Desenvolvimento Socioeconômico (ISE), Índice de Qualidade dos Municípios (IQM), Índice de Qualidade dos Municípios-Carências (IQM-Carências).

11. Os autores afirmam, por exemplo, que a relação positiva entre o IDH e a área média do estabelecimento é “contrária à esperada”. A inclusão, no universo de análise, de municípios do norte fluminense que recebem *royalties* do petróleo traz complicações adicionais à aferição dos resultados.

por investimentos públicos, explicariam de maneira mais efetiva a variação dos índices de desenvolvimento.

Dois outros estudos recentes, tendo por universo de análise microrregiões do estado do Rio Grande do Sul, aportam outras visões à discussão acerca das relações entre estrutura fundiária e desenvolvimento humano, Ottonelli, Marin e Cassol (2010), adotando a cartografia temática como metodologia e restringindo seu espaço de investigação às microrregiões gaúchas de Carazinho e Frederico Westphalen, afirmam que sua hipótese de estudo, segundo a qual uma menor desigualdade na distribuição de terra incidiria positivamente sobre indicadores de desenvolvimento humano, não encontrou confirmação concludente nos dados. Assinalando a heterogeneidade da estrutura fundiária do Rio Grande do Sul, os autores adotam três intervalos de área – estabelecimentos com menos de 50 ha, com mais de 50 ha e menos de 500 ha, e com mais de 500 ha –, e, a partir de dados obtidos do Censo Agropecuário 2006, traçam o perfil fundiário das duas microrregiões analisadas.

Em Carazinho, os estabelecimentos com menos de 50 ha são 89,3% do número total e ocupam 31,3% da área total, os estabelecimentos entre 50 ha e 500 ha somam 8,6% e abrangem 35,7% da área total, e os com mais de 500 ha de extensão representam 1% do total e detêm 32,9% da área. O índice de Gini fundiário da microrregião é de 0,73, correspondente a uma concentração de média a forte. Em Frederico Westphalen, os estabelecimentos de menos de 50 ha são 94,8% do total e ocupam 70% da área total, os estabelecimentos de 50 ha a 500 ha somam 3,4% e abrangem 20,3% da área total, e os com mais de 500 ha de extensão representam 0,14% do total e detêm 7,3% da área agropecuária total. O índice de Gini fundiário é de 0,50, registrando uma concentração de fraca a média das terras da microrregião.

Apesar disso, o IDHM medido para a microrregião de Carazinho, onde a terra é mais concentrada, revela-se ligeiramente superior em relação ao da microrregião de Frederico Westphalen, menos concentrada em termos fundiários: 0,77 contra 0,75. Os autores buscam matizar essa diferença centesimal sublinhando a proporção maior de municípios de Carazinho (37%) com maiores IDHMs (igual ou acima de 0,80), em contraposição à proporção menor de municípios de Frederico Westphalen (19%) que alcançam essa marca. É o contraste desses resultados que autoriza o estudo a concluir pela rejeição da hipótese inicial que previa encontrar melhores indicadores de desenvolvimento humano na microrregião onde a distribuição de terras é menos desigual. Pode-se, porém, ressaltar que os autores não estimam o grau de significância dessas discrepâncias em termos estatísticos, e que, no caso específico que abordam, as semelhanças parecem sobressair mais que as diferenças. Dois outros elementos podem ser aduzidos para problematizar os resultados. Embora Frederico Westphalen apresente situação fundiária mais equitativa, a proporção de estabelecimentos com menos de 10 ha nessa microrregião é

ligeiramente superior à encontrada em Carazinho (48% contra 45%), um dado que pode ser tomado como indicativo de minifundização. Mas, muito especialmente, as diferenças entre as proporções de população rural nas duas microrregiões – segundo o Censo Demográfico de 2010, a população rural de Carazinho era de apenas 22% do total, ao passo que alcançava 47% em Frederico Westphalen – mostram-se bastante expressivas. Assim, por considerar toda a população microrregional na computação dos indicadores de desenvolvimento humano, o estudo não pondera que os efeitos de um maior grau de urbanização, no caso de Carazinho, podem ser mais importantes para explicar as condições sociais de vida de sua população que a estrutura fundiária de seus municípios, já que aqueles indicadores abrangem acesso a serviços (como educação e saúde) que são, sabidamente, mais presentes na cidade que no campo.

O estudo de Giovanni *et al.* (2011), englobando todas as microrregiões gaúchas, testa também a hipótese de que a concentração fundiária pode ser um fator prejudicial ao desenvolvimento humano. Os autores empreendem uma breve contextualização histórica da atual estrutura fundiária do Rio Grande do Sul, demonstrando que a heterogeneidade que a caracteriza justifica a comparação entre as microrregiões do estado, sobretudo porque a distribuição dos indicadores de desenvolvimento humano obedece à mesma lógica. Partindo, da premissa de Amartya Sen, de que o desenvolvimento humano se constitui como processo de expansão das liberdades (capacidades) reais, os autores apontam que, para que sejam garantidas aos indivíduos oportunidades reais, é preciso que eles tenham acesso a “liberdades básicas”, o que, para as pessoas que vivem no rural, significa ter acesso aos ativos fundiários. Desse ponto de vista, caberia “conjeturar que uma estrutura fundiária concentrada pode evidenciar a privação do acesso à terra” (e à renda), e que esta restrição de liberdade, influenciando sobre outros espaços da vida do indivíduo, se relacionaria com a privação de outros tipos de liberdade, como acesso à educação e à saúde (Giovanni *et al.*, 2011, p. 265).

A pesquisa retoma a esquematização da estrutura fundiária do estado do Rio Grande do Sul: uma parte sul marcada pela concentração de terras e pela pecuária praticada em grandes propriedades, quase em regime de monopólio quanto ao uso da terra – hoje ocupada também pelo arroz e pela soja –, e uma parte norte-nordeste caracterizada pela presença de pequenas propriedades e pela diversificação produtiva. O propósito estatístico do estudo – estimar a relação entre indicadores de desenvolvimento humano e estrutura fundiária – realiza-se por meio do cálculo de correlação e ajuste de regressões múltiplas entre essas variáveis. E abrange, como fonte de dados, o Atlas de Desenvolvimento Humano do Brasil (Pnud, Ipea e FJP, 2013), elaborado com base nos dados do Censo Demográfico 2000 e do Censo Agropecuário de 1995-1996. A partir do cálculo do índice de Gini para as microrregiões do Rio Grande do Sul, os autores elaboraram mapas temáticos

com o objetivo de, primeiramente, dar visibilidade às correlações entre a estrutura fundiária e o IDHM e suas dimensões de renda, educação e longevidade.¹² Deste procedimento, os autores concluem que os maiores níveis de renda situam-se nas regiões com menores índices de Gini – que, ademais, evoluíram para estágios mais adiantados de desenvolvimento industrial –, mas que essa correlação não é perfeita, na medida em que se verifica a existência de microrregiões com baixos Ginis e baixos IDHM renda.

Quanto aos indicadores de educação e longevidade, o estudo aponta que, das sete microrregiões que registram os maiores níveis educacionais, apenas uma não apresenta um Gini baixo, e que os melhores indicadores de longevidade incidem também sobre as microrregiões com menor concentração fundiária. No entanto, ao estimarem correlações¹³ estatísticas para aferir a ocorrência de relações significativas entre as variações indicativas de desenvolvimento humano e a estrutura fundiária, os autores concluíram que, a despeito de essas variáveis estarem correlacionadas no sentido esperado da sua hipótese, a correlação com o índice de Gini apenas se revelou estatisticamente significativa¹⁴ em dois casos: para a expectativa de vida ao nascer e para o número médio de anos de estudo para as pessoas de 25 anos ou mais. Os autores conferem particular ênfase ao achado estatístico que abona a tese segundo a qual as microrregiões de maior concentração fundiária registram baixa expectativa de vida, mas sublinham que, embora as demais correlações sejam fracas, elas atestam, com seu valor, certo grau de influência da estrutura fundiária sobre os indicadores de desenvolvimento humano, isto é, apontam que essas variáveis não se comportam de modo inteiramente aleatório entre si.

Conquanto todos os estudos referidos anteriormente indiquem a existência de persistente correlação entre a estrutura fundiária e os indicadores de desenvolvimento humano, seus achados nem sempre parecem concludentes porque, de maneira geral, seus universos de análise e de comparação não se circunscrevem aos espaços – microrregiões ou municípios – mais marcadamente rurais, isto é, aqueles onde a população rural ou o mundo do trabalho agrícola têm maior preponderância. É evidente que, na geografia social e econômica desses espaços, as configurações do mundo rural e do mundo urbano não são processos independentes, mas estreitamente articulados. O estudo de Giovanni *et al.* (2011, p. 268), a que aludimos

12. Os autores utilizam, no total, sete indicadores: IDHM, o Índice de Desenvolvimento Socioeconômico (Ildese), a taxa de alfabetização, a taxa de mortalidade infantil, a expectativa de vida ao nascer, a porcentagem de pessoas com 25 anos ou mais e menos de quatro anos de estudo e o número médio de anos de estudo das pessoas com 25 anos ou mais.

13. Quando uma variável X apresenta dada variação e outra variável Y apresenta variação no mesmo sentido, diz-se que entre ambas existe uma correlação positiva direta (e o coeficiente de correlação será próximo de 1). Se não há nenhuma relação entre X e Y , então ambas variam aleatoriamente: diz-se, então, que não há correlação (e o valor do coeficiente será próximo a 0). Se as variáveis variam em sentido oposto – uma aumenta quando a outra diminui –, diz-se que existe correlação negativa entre as variáveis (e o valor do coeficiente será próximo de -1).

14. Após a ponderação dos dados pela população das microrregiões.

há pouco, ilustra essa regra ao notar que as microrregiões gaúchas dominadas pela pequena propriedade e pela diversidade produtiva foram aquelas onde se observou, historicamente, um maior grau de desenvolvimento industrial: e, com efeito, segundo o parecer desses autores, o perfil menos desigual de distribuição da renda nessas microrregiões importou em uma demanda maior por produtos manufaturados, servindo de estímulo ao surgimento da indústria. Como foi visto, Hoffmann (2006), reconhecendo o peso dessa diferença, retira de seu universo de análise as regiões metropolitanas e aquelas com população superior a 500 mil habitantes – e, também por essa razão, encontra valores de correlação mais estatisticamente significativos entre estrutura fundiária e desenvolvimento humano. Com efeito, para a mensuração estatística do grau de determinação da concentração de terras sobre os indicadores de desenvolvimento humano, seria importante considerar, com mais atenção, regiões mais caracterizadas pela ruralidade, não apenas a título de “afastar” a influência de determinantes marcadamente urbanos sobre tais indicadores, mas, sobretudo, para estabelecer comparação mais acurada entre formas distintas de ocupação do espaço agrário e suas respectivas consequências sobre as condições de vida de suas populações. É o que pretendemos demonstrar nas seções subsequentes deste capítulo.

3 BASE DE DADOS E METODOLOGIA

A avaliação da relação entre bem-estar, medido pelo IDHM e pelas taxas de mortalidade infantil em crianças de menos de 1 ano e de 5 anos (Pnud, Ipea e FJP, 2013), e concentração fundiária (IBGE, 1998; 2006) acompanhou, *grosso modo*, as especificações propostas por Hoffmann (2006), descritas na seção anterior. A principal diferença deste estudo está na realização da análise ao nível de municípios e, no caso das microrregiões, as análises são semelhantes. E outra alteração é a inclusão da variável proporção da população rural na população total do território na especificação do modelo de regressão por mínimos quadrados ponderados. No caso da variável educacional, empregou-se o número médio de anos de estudo que uma geração de crianças que ingressa na escola deverá completar ao atingir 18 anos, se os padrões atuais se mantiverem ao longo de sua vida escolar ao invés das variáveis de escolaridade da população de mais de 25 anos.

Para as análises associativas, dois testes foram realizados, o primeiro manteve os dados de todas as 558 microrregiões enquanto o segundo replicou a metodologia utilizada por Hoffmann (2006) em que exclui do universo de análise as microrregiões com população superior a 500 mil pessoas, a fim de evitar que os dados das áreas metropolitanas interferissem nos resultados. Os testes apresentaram grau de associação mais forte em 2000 e 2010 após a retirada das microrregiões com a população superior a 500 mil habitantes.

Com relação às análises de regressão não foi preciso, *grosso modo*, descartar microrregiões ou municípios com baixa participação da população rural ou com elevado contingente populacional. Na verdade, realizaram descartes em dois casos: *i)* na regressão para taxa de mortalidade infantil até 5 anos para microrregiões, foram desconsideradas aquelas cuja participação da população urbana é igual ou superior à 98%; *ii)* na regressão para o IDHM no universo municipal, retirou-se o município de São Paulo.

Os dados demográficos e de desenvolvimento humano são derivados dos Censos Demográficos de 2000 e 2010. E os dados da estrutura agrária derivam dos Censos Agropecuários de 1996 e 2006 (quadro 1).

QUADRO 1

Variáveis empregadas, fontes dos dados e períodos de referência

Variável	Fonte	Anos
IDH	IBGE/Ipea/FJP/Pnud	2000 e 2010
Índice de Gini da posse da terra (G_terra)	IBGE	1996 e 2006
Porcentagem da população rural (%_rural)	IBGE	2000 e 2010
Taxas de mortalidade infantil até 1 ano (TM_1)	IBGE/Ipea/FJP/Pnud	2000 e 2010
Taxas de mortalidade infantil até 5 anos (TM_5)	IBGE/Ipea/FJP/Pnud	2000 e 2010
Taxa analfabetismo população adulta (25 anos e mais) (analf)	IBGE	2000 e 2010
Expectativa de anos de estudo (expec_anos_est) ¹	IBGE/Ipea/FJP/Pnud	2000 e 2010

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Número médio de anos de estudo que uma geração de crianças que ingressa na escola deverá completar ao atingir 18 anos, se os padrões atuais se mantiverem ao longo de sua vida escolar.

Efetivamente, tanto para municípios quanto para as microrregiões, foram estimadas três regressões por mínimos quadrados ponderados, para o Índice de Desenvolvimento Humano, e para taxas de mortalidade infantil (menos de 1 ano e de 5 anos), tendo como variáveis explanatórias o índice de Gini da distribuição da posse da terra e a participação da população rural. A expectativa de anos de estudo foi incorporada às regressões com as taxas de mortalidade infantil. O ponderador é a população do município ou da microrregião.

Para isso, foram calculados os IDHMs, as taxas de mortalidade infantil, a expectativa de anos de estudo e a taxa de analfabetismo das microrregiões por meio da média ponderada dos valores municipais, utilizando-se de diferentes ponderadores de acordo com a população de referência de cada variável. Assim, no caso do IDHM, empregou-se a população total, com o uso das populações de até 1 ano e de até 5 anos ou menos para as taxas de mortalidade, e com uso da população até 17 anos para a escolaridade futura estimada das crianças e dos adolescentes. Os dados do índice

de Gini da posse da terra no nível de microrregiões foram calculados com base nos microdados dos censos agropecuários.¹⁵

A análise foi realizada para dois momentos, pareando-se os dados do Censo Demográfico de 2000 com os do Censo Agropecuário de 1996, e os dados do Censo Demográfico de 2010 com os do Censo Agropecuário de 2006, em dois níveis territoriais (municipal e microrregional), totalizando doze regressões (quadro 2).

QUADRO 2

Modelos das regressões por múltiplos quadrados ordinários, ponderados pela população

Equações	Anos	Níveis territoriais
$IDH = \alpha + \beta G_terra + \gamma \%_rural + \varepsilon$	1996/2000 e 2006/2010	Municípios e microrregiões
$TM1 = \alpha + \beta G_terra + \gamma \%_rural + \delta expec_anos_est + \varepsilon$		
$TM5 = \alpha + \beta G_terra + \gamma \%_rural + \delta expec_anos_est + \varepsilon$		

Elaboração dos autores.

Como dito, tanto nas estimações por microrregiões, como nas por municípios, emprega-se, como variável explanatória, o grau de ruralidade (proporção da população rural sobre total): embora tal conceito, segundo diversos estudos, seja problemático, considera-se acertada a sua inclusão nas regressões, visto que, de um lado, evita-se o descarte discricionário, no que concerne ao universo de microrregiões, e, de outro, os resultados não se alteram, o que evidencia que a concentração do ativo primário “terra” tem, de fato, efeitos na qualidade de vida.

Como será mostrado a seguir, assistiu-se, nos últimos anos, a um processo de homogeneização dos indicadores de qualidade de vida e dos graus de ruralidade. Por sua vez, os índices microrregionais de concentração fundiária pouco ou nada se alteraram. É importante notar que a influência da concentração da posse da terra acentua as diferenças entre cidade e campo quanto à provisão de serviços de saúde, de educação e de infraestrutura. Constatar-se-á, por exemplo, influência negativa da concentração de terra sobre os indicadores de mortalidade quando se insere a variável educacional. Mas, se o desempenho positivo do IDHM entre 2000 e 2010 permite esperar uma redução da influência da concentração fundiária sobre a qualidade de vida, a magnitude dessa redução oferece, sem dúvida, um parâmetro para concluir o quanto a forte desigualdade na distribuição da posse da terra segue sendo, ainda, uma marca indelével do subdesenvolvimento brasileiro.

15. No caso dos dados por municípios, os valores encontram-se disponíveis na base Sidra do IBGE. Os dados aqui empregados foram cedidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) após demanda junto à gerência do Censo Agropecuário.

3 FATOS ESTILIZADOS

Entre 2000 e 2010, foram observados avanços no IDH e redução nas taxas de mortalidade e de analfabetismo. Ocorreu, também, uma diminuição da participação da população rural sobre os totais demográficos. No entanto, entre 1996 e 2006, verificou-se uma estabilidade no grau de concentração fundiária. Assim, o cenário em que se dá essa avaliação registra, de um lado, uma melhoria nos indicadores de qualidade de vida e, de outro, a estabilidade na concentração fundiária e o arrefecimento no processo de êxodo rural. Tais tendências sinalizam para uma redução do efeito negativo da concentração fundiária sobre a qualidade de vida.

As mudanças positivas na qualidade de vida no país, apontadas nos sucessivos relatórios de desenvolvimento humano, foram mais pormenorizadamente analisadas nas três edições do *Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil* – 1998, 2003 e 2013. Pode-se destacar que o país obteve grandes avanços no que tange à longevidade, à educação e à renda a partir da adoção de estratégias inclusivas das últimas décadas, como as transferências de renda condicionadas e os investimentos na saúde e na educação. Entretanto, o país ainda apresenta grandes desigualdades regionais (Pnud, Ipea, FJP, 2013).

Tais disparidades reduziram-se no final dos anos 2000 (tabela 1), que traz os valores mínimos, médios, medianos e de percentis escolhidos do IDH das microrregiões em 2000 e 2010.¹⁶ Verifica-se uma diminuição da dispersão do IDHM das microrregiões, com crescimento do índice em todas as medidas consideradas e, de maneira mais pronunciada, entre as que apresentavam os menores valores em 2000.

TABELA 1

Valor médio, mediano e percentis dos IDHs e das taxas de mortalidade infantil – menos de 1 ano – das microrregiões (2000 e 2010)

Estatística	IDH		Taxa de mortalidade infantil	
	2000	2010	2000	2010
Mediana	0,557	0,683	27,8	16,8
Média	0,543	0,674	31,8	18,7
Máximo	0,730	0,824	67,2	36,7
Mínimo	0,296	0,474	13,2	9,3
60º Percentil	0,592	0,708	34,2	18,9
40º Percentil	0,509	0,652	23,9	15,1
20º Percentil	0,439	0,602	19,1	13,2

Fonte: Pnud, Ipea e FJP (2013).

16. Os dados constantes das tabelas 1, 2 e 4 foram resultado do emprego do número de microrregiões e não da população como universo de análise, com 558 microrregiões e 5.565 municípios. No caso dos indicadores de posse da terra, o rol de municípios é de 5.485 em 1996 e 2006.

Nas estatísticas descritivas do IDHM das microrregiões, observa-se claramente uma melhora nos valores e uma menor dispersão. O desvio-padrão diminuiu de 0,1042 para 0,0719 no intervalo considerado. A diminuição da dispersão também se observa entre os municípios, com a diferença entre o pior e o melhor caindo de 0,612 para 0,444; essa queda, no caso das microrregiões, foi de 0,434 para 0,350. Tais resultados são ainda mais dignos de nota depois de se ter verificado um aumento da amplitude entre 1991 e 2000, como aponta o atlas (Pnud, Ipea e FJP, 2013).

Ou seja, houve um crescimento do IDHM concentrado nos valores de pior *performance* – tanto para microrregiões quanto para municípios –, grandemente influenciado pelas menores possibilidades de crescimento daqueles que atingiram determinado nível no indicador. Essas mudanças se observam também nas taxas de mortalidade e analfabetismo entre 2000 e 2010: para a média das taxas municipais e microrregionais, a queda foi de 67,3 para 19,2 e de 31,8 para 18,7, respectivamente, na mortalidade inferior a 1 ano. Reduziu-se de 24,7 para 18,8 a média das taxas microrregionais de analfabetismo da população adulta. E, para a média das taxas municipais de analfabetismo, houve uma redução de 23%.

As mudanças mais acentuadas e positivas se observam nas taxas de mortalidade: os maiores valores entre as microrregiões passaram de 67,2 para 36,7 óbitos de crianças com menos de 1 ano sobre mil nascidos vivos ano e de 78,5 para 40,1 para crianças com menos de 5 anos. Esses valores mínimos, em 2010, superaram em pouco os valores médios de 2000, ilustrando a melhora observada. As quedas das taxas de mortalidade mais expressivas se concentraram entre os municípios com as piores taxas: o desvio médio caiu de 11,5 para 5,3 mortos por mil nascidos vivos com até 1 ano de vida.

TABELA 2

Valor médio, mediano e percentis das taxas de analfabetismo e das estimativas de anos de estudo para as crianças das microrregiões (2000 e 2010)

Estatística	Taxa de analfabetismo (%)		Estimativa de anos de estudo	
	2000	2010	2000	2010
Mediana	20,1	14,5	8,5	9,4
Média	24,7	18,8	8,4	9,4
Máximo	60,8	51,1	11,1	11,2
Mínimo	4,1	2,8	3,1	6,0
60º Percentil	27,0	19,6	9,1	9,6
40º Percentil	16,4	11,3	8,0	9,2
20º Percentil	10,6	7,3	6,8	8,8

Fonte: Pnud, Ipea e FJP (2013).

A queda no analfabetismo dos maiores de 25 anos é também observada em todos os municípios: a média das taxas municipais diminuiu de 24,7% para 18,8% entre 2000 e 2010. Essa redução de 5,9 pontos percentuais (p.p.) representa uma redução de 24%, inferior à redução de 42% da mortalidade para crianças com menos de 1 ano e igual ao incremento do IDHM. Digno de nota é o fato de a diminuição da taxa ser mais elevada nos municípios com taxas em melhores níveis. Ou seja, padrão diverso ao do IDHM e das taxas de mortalidade, em que se assiste a um processo de convergência.

Aqui, apresenta-se a base de informações municipais e, novamente, as estatísticas descritivas se baseiam no número de unidades – municípios ou microrregiões. A tabela 3 reproduz informações do Atlas do Desenvolvimento Humano (2013) a respeito da evolução do IDHM, seus índices, e de alguns dos indicadores base para o Brasil entre 1991 e 2010. Nela, fica evidente a diferença de nível entre cada um dos índices parciais. Os ganhos expressivos na longevidade refletem a queda acentuada na fecundidade e na mortalidade infantil. Por sua vez, a dimensão “educação” de pior *ranking* foi aquela cujos indicadores exibiram os maiores avanços, exibindo também, o maior hiato entre os municípios. E foram os indicadores de fluxo, notadamente o dos jovens, que responderam pelos maiores avanços.

No caso da renda, chama a atenção o fato de, em 2010, o IDHM do Brasil encontrava-se no percentil 89 entre as dimensões do IDHM de renda municipal, destacando a elevada concentração de renda em sua dimensão regional.

TABELA 3
Evolução do IDHM, índices parciais e indicadores selecionados – Brasil (1991, 2000 e 2010)

Indicador/dimensão/variável	1991	2000	2010
IDHM	0,493	0,612	0,727
IDHM longevidade	0,662	0,727	0,816
Esperança de vida ao nascer (anos)	64,7	68,6	73,9
IDHM educação	0,279	0,456	0,637
População de 18 anos ou mais com ensino fundamental completo (%)	30,1	39,8	54,9
Crianças de 5 a 6 anos na escola (%)	37,3	71,5	91,1
População de 11 a 13 anos frequentando anos finais do ensino fundamental (%)	36,8	59,1	84,9
População de 15 a 17 anos com ensino fundamental completo (%)	20,0	39,7	57,2
População de 18 a 20 anos com ensino médio completo (%)	13,0	24,8	41,0
IDHM renda	0,647	0,692	0,739
Renda mensal <i>per capita</i> (R\$)	447,56	592,46	793,87

Fonte: Pnud, Ipea e FJP (2013).

A diminuição da heterogeneidade no índice de longevidade é apresentada por meio de dois fatos estilizados. De um lado, observa-se que dos “5.565 municípios

brasileiros, 2.356, ou 42,3% deles, possuem o IDHM longevidade superior àquele observado para o país”, ou seja, com o valor médio não tão superior à mediana. O outro fato é a horizontalização que a curva de Lorenz generalizada – por centésimos do número de municípios – do IDHM longevidade apresenta, entre 2000 e 2010, o que ilustra uma redução na desigualdade do índice entre os municípios brasileiros. Isso está ocorrendo, como dito, porque de 2000 – ou melhor, de 1991 – para 2010 “o salto no IDHM longevidade foi maior nos municípios que possuíam os indicadores mais baixos da distribuição”.

Quanto ao IDHM educação, o valor para o Brasil passou de 0,456, em 2000, para 0,637, em 2010. Efetivamente, um incremento absoluto de 0,181, menor do que o observado na década anterior, refletindo dois importantes avanços na educação do país nos últimos anos: de um lado, o acréscimo de 15,1 p.p. nas pessoas acima de 18 anos com o ensino fundamental completo – ou, em termos relativos, crescimento de 38%; e de outro, o aumento de 0,198 no subíndice de fluxo escolar – 41%. Vale notar que o avanço nos indicadores de fluxo foi mais pronunciado na década anterior, em parte pelo nível muito deprimido que alguns dos indicadores se situavam.

O Atlas aponta, ainda, que, na década de 1990, os avanços foram maiores “nos municípios que já possuíam o IDHM educação mais elevado”, enquanto nos anos 2000, os incrementos mais expressivos foram nos municípios com os piores indicadores.

Como dito, o fato de o dado brasileiro do IDHM renda situar-se próximo do percentil 90 dos IDHMs renda municipal mostra o quão concentrada é a renda, não obstante, como bem apontado pelo Atlas, 72% dos municípios terem registrado, durante a década de 2000, crescimento da renda *per capita* superior à média nacional. A análise das curvas de Lorenz generalizadas, de 1991, 2000 e 2010, do IDHM renda dos municípios brasileiros, agrupados por centésimos, mostra que o aumento de renda foi superior nos municípios dos centésimos mais baixos, notadamente nos anos 2000.

Diferente é o que se observa nos valores municipais do índice de Gini da terra e sua dispersão e seu comportamento entre os censos agropecuários. O valor médio do índice de Gini da posse da terra dos municípios passou de 0,704 para 0,711, sendo que o dado nacional quase não se alterou, com uma diminuição de 0,12%. O desvio-padrão entre os índices de Gini municipais caiu tão somente de 0,130 para 0,120.

TABELA 4

Valor médio, mediano e percentis dos índices de Gini da distribuição da posse da terra e das participações percentuais da população rural das microrregiões (2000 e 2010)

Estatística	Índice de Gini da posse da terra (x 100)		Participação da população rural (%)	
	1996	2006	2000	2010
Mediana	73.8	78.5	32.6	27.3
Média	73.8	77.6	32.2	28.0
Máximo	95.8	96.2	79.3	77.7
Mínimo	41.4	43.9	0.0	0.0
60º Percentil	67.0	71.4	37.8	32.9
40º Percentil	71.7	76.2	25.6	21.3
20º Percentil	76.4	80.3	13.8	11.6

Fonte: Pnud, Ipea e FJP (2013).

A participação da população rural sobre a total teve queda menos acentuada que no passado e foi, em termos estatísticos, menos expressiva que as variações observadas nos outros indicadores de qualidade de vida. Reduziu-se, ademais, a variabilidade do grau de ruralidade entre os municípios, devido ao fato de o rural ser, por definição legal, a parte restante e excluída daquilo que as municipalidades discricionariamente estabelecem como perímetro urbano – que está sempre em expansão. Ainda assim, a queda de 12% na média das participações da população rural nas populações totais dos municípios é menos pronunciada que a observada na média dos indicadores de desenvolvimento municipais.

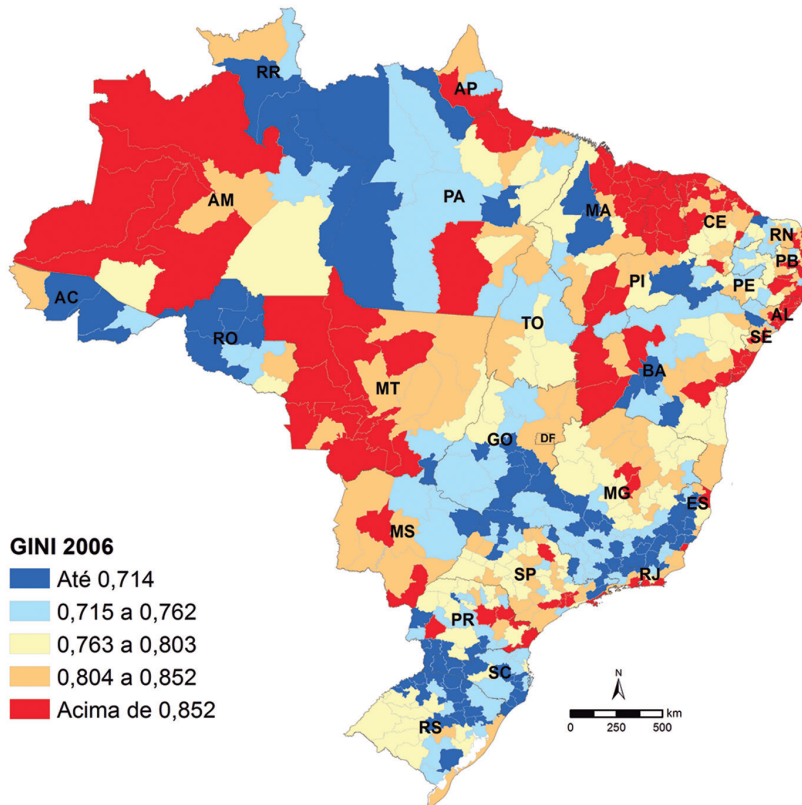
Assim, observa-se, de um lado, valores dos IDHMs e das taxas de mortalidade municipais e microrregionais melhorando de modo expressivo e tornando-se mais equânimes em sua distribuição – horizontal – entre municípios e microrregiões, e, de outro, mudanças menos expressivas na participação da população rural, diminuição da variabilidade e, também, estabilidade da concentração fundiária. É esse o pano de fundo sobre o qual a seção seguinte tenta projetar uma análise do grau de associação entre a concentração fundiária e qualidade de vida.

5 TERRA E QUALIDADE DE VIDA: UMA ANÁLISE COM BASE NOS DADOS DOS CENSOS DEMOGRÁFICOS DE 2000 E 2010 E NOS CENSOS AGROPECUÁRIOS DE 1996 E 2006

Com base na distribuição espacial – no caso, por microrregiões – dos indicadores de concentração da posse da terra, do IDHM e da participação da população rural, busca-se neste estudo realizar uma interpretação inicial da relação entre a qualidade de vida, por um lado, e a concentração fundiária e o grau de ruralidade,

por outro. Adiante, são apresentados três mapas das microrregiões classificadas segundo o índice de Gini da posse da terra, em 2006, o IDHM e a taxa de mortalidade infantil dos menores de 1 ano, em 2010. A figura 1 traz a distribuição por microrregiões do índice de Gini da posse da terra, segundo cinco estratos.¹⁷

FIGURA 1
Índice de Gini da distribuição da posse da terra nas microrregiões (2006)



Fonte: Censo Agropecuário 2006 (IBGE, 2006).

Obs.: Figura reproduzida em baixa resolução e cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

A distribuição territorial da concentração da posse da terra mostra algumas áreas homogêneas. No caso das microrregiões com os menores índices de Gini da posse da terra (inferior a 0,714), observam-se duas manchas no centro-sul e no

17-Os estratos são quintos da distribuição do número de microrregiões para cada um dos indicadores. Decidiu-se não construir os quintos tendo por base o número de estabelecimentos rurais, para o índice de Gini da posse da terra, da população rural, para o grau de ruralidade, e pela população, para o IDH. A ponderação do indicador para a construção de quintos e sua apresentação cartográfica não parece ilustrar melhor – ou pior – a associação entre qualidade de vida, ruralidade e concentração da posse da terra.

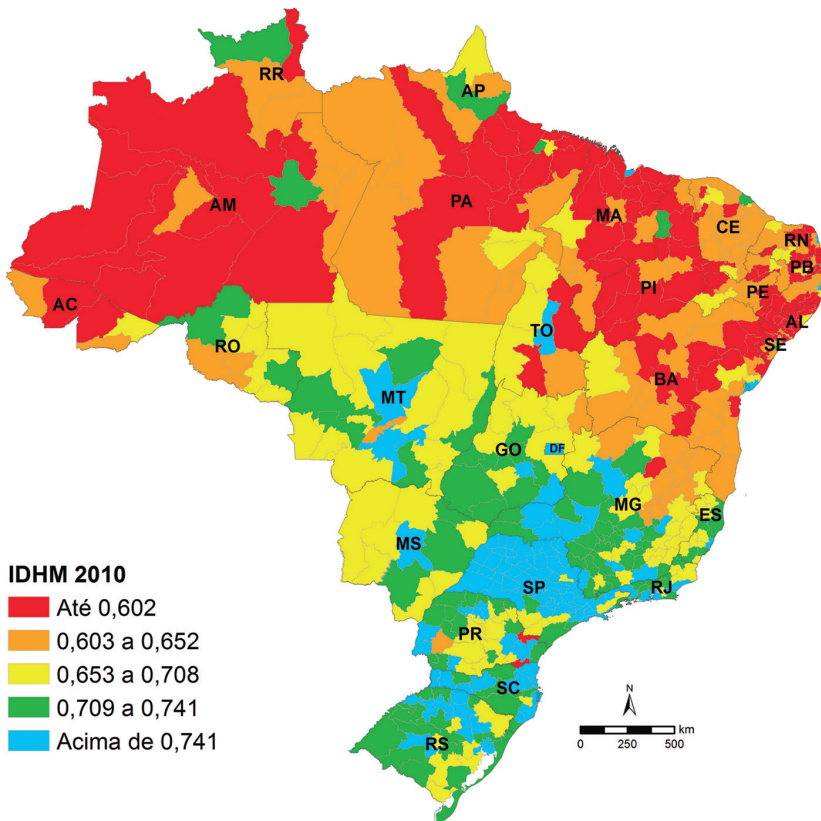
Norte do país. Nesta última,¹⁸ vê-se uma faixa que abrange o Acre e Rondônia, se estende do sul de Roraima ao nordeste do Amazonas até a divisa desse estado com o Pará. No centro-sul, notam-se outras áreas de “baixa” concentração fundiária bem delimitadas. Na região Sul, a mancha engloba os vales dos rios Caí, Taquari e Sinos e a Serra Gaúcha, o Alto Uruguai, o oeste e o sul catarinenses, o vale do Itajaí e o sudoeste e sudeste paraenses. Entre essas microrregiões, encontram-se as menores áreas médias, notadamente em Santa Catarina: esse espaço corresponde a uma ocupação territorial baseada em pequenas e médias propriedades, sem vínculos históricos com a grande propriedade agroexportadora ou criatória. No Sudeste, a mancha de áreas com menor grau de concentração da posse da terra, estendendo-se até Goiás, é delimitada a sul por São Paulo e a norte e oeste pelo cerrado Mato-Grossense, pelo Pantanal e pelo centro-norte mineiro. Essa área com “baixos” índices de desigualdade na distribuição da posse da terra descreve um arco que percorre o sudoeste goiano, o oeste do Triângulo Mineiro, o Alto Parnaíba, parcela do sul de Minas, a Zona da Mata mineira, o oeste do Vale do Paraíba, os vales do rio Doce e do Itapemirim e as regiões serranas de colonização no Espírito Santo. Nesse conjunto, nota-se maior dispersão da área média dos estabelecimentos, que chega a 100 ha em algumas microrregiões.

As áreas de maior concentração fundiária são o centro-oeste do Amazonas, o cerrado “tradicional” (Mato Grosso e norte de Goiás), o Pantanal (Mato Grosso do Sul), o Sertão Norte (Maranhão, Piauí e Ceará) e o Agreste. São Paulo e o centro-norte de Minas Gerais encontram-se nos estratos intermediários do índice de Gini da posse da terra. O leste e centro do sertão nordestino é uma grande colcha de retalhos: não se observa na distribuição espacial do índice de Gini a definição de áreas contíguas, como no caso do IDHM e da ruralidade.

Na figura 2, que representa a distribuição dos IDHMs por microrregiões, verifica-se clara distinção entre o Norte-Nordeste, onde predominam índices inferiores a 0,652, e o Sul-Sudeste, onde prevalecem índices superiores a 0,708. Chamam a atenção, neste caso, o estado de São Paulo – exceto pelas microrregiões a sudeste – e o entorno mineiro. No norte de Minas e na região Centro-Oeste, sobressaem microrregiões com IDHM entre 0,652 e 0,708.

18. No caso da região Norte, é importante ressaltar que o tamanho das microrregiões e dos municípios pode implicar certo descolamento da realidade agrária.

FIGURA 2
Índice de Desenvolvimento Humano das microrregiões (2010)



Fonte: Pnud, Ipea e FJP (2013).

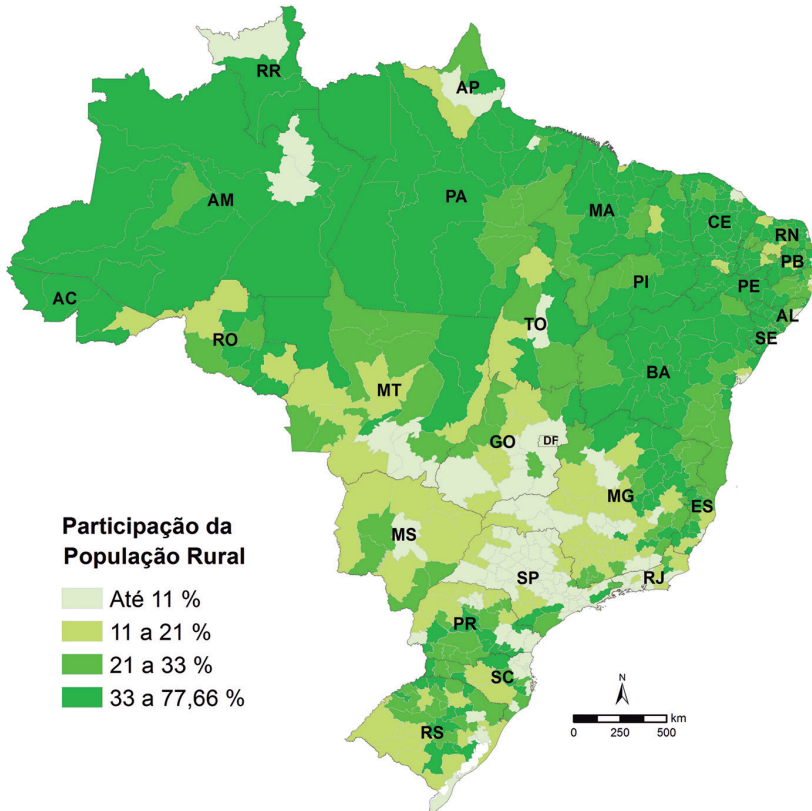
O perfil regional do grau de desenvolvimento humano explicita a segmentação no país entre Norte e Sul. Pode-se, com efeito, traçar uma linha divisória entre o centro-sul e o centro-norte-nordeste no que concerne à qualidade de vida. A rigor, porém, distinguem-se quatro grandes áreas no país quanto ao grau de desenvolvimento humano: as regiões Norte e Nordeste, destacando-se negativamente; a região Centro-Oeste – áreas do Pantanal e Cerrado –, registrando situação intermediária; e, por fim, o estado de São Paulo e entorno, notadamente ao norte e a oeste, e a área da agricultura familiar no Sul do país, revelando maiores médias de qualidade de vida.

No que diz respeito à participação da população rural sobre o total das microrregiões, distinguem-se claramente no país duas grandes áreas. De um lado, o território mais urbanizado que se estende do litoral leste (Curitiba-Rio de Janeiro) à divisa do Brasil com o Paraguai e Bolívia, contemplando, *grasso modo*, os esta-

dos de São Paulo, Minas Gerais, Goiás, Mato Grosso do Sul e o centro-norte do Paraná. De outro lado, o Norte e o Nordeste, com maiores níveis de participação da população rural, destacando-se aquelas microrregiões com mais de um terço da população no campo.

A região Sul se mostra como um mosaico de situações, havendo, todavia, grande aderência entre as áreas de maior ruralidade e de agricultura familiar. Parcela do leste e sul gaúcho, porém, não se encaixam nessa situação. Pode-se dizer que, a rigor, no caso da participação da população rural sobre a população total das microrregiões, não se observa aquela linha divisória entre norte-nordeste e o centro-sul do país. Ainda assim, observa-se uma associação negativa entre ruralidade e qualidade de vida, com base no que se observa no norte-nordeste e no centro do país.

FIGURA 3
Participação da população rural nas microrregiões (2010)



Fonte: Censo Demográfico 2010 (IBGE, 2010).

A partir das distribuições espaciais do IDHM, da população rural e do índice de Gini da posse da terra, podem-se observar-se associações entre qualidade de

vida e ruralidade e entre qualidade de vida e concentração fundiária. Como fora mencionado, é fraca a correlação entre participação da população rural e índice de Gini fundiário. Foi essa razão pela qual se adotou a participação rural como variável explanatória em todas as regressões, diferindo da análise realizada por Hoffmann (2006). Com isso, empregou-se na regressão todas as microrregiões ou municípios sem a necessidade de descartar áreas mais urbanizadas.

Nas tabelas 5 e 6, encontram-se as matrizes de correlações ponderadas pelo tamanho populacional, entre as variáveis empregadas de desenvolvimento humano – qualidade de vida – e as explanatórias no nível microrregional¹⁹ para os períodos considerados – 1996/2000 e 2006/2010. Observa-se inicialmente uma correlação positiva alta entre participação da população rural e taxa de analfabetismo e de mortalidade infantil, e negativa alta com o IDHM. Já o índice de Gini apresenta correlações com associação negativa com as variáveis de qualidade de vida, conforme esperado. As correlações nesse caso não são tão expressivas, estando ao redor de 0,40, para 1996/2000, e de 0,35, em 2006/2010 – em módulo. E não existe associação entre ruralidade e concentração fundiária, dado que a correlação entre essas variáveis, apuradas por microrregiões, é 0,063 e 0,023 para os períodos 1996/2000 e 2006/2010.

Chama a atenção o fato de que a estrutura fundiária continua a preservar uma associação negativa com os indicadores de qualidade de vida, assim como apontado no artigo de José Gomes da Silva, publicado 35 anos atrás (Abra, 1980, p. 18-23) e mencionado no início da segunda seção deste texto. Hoje, porém, o grau de associação se tornou menos forte: como se nota na comparação entre 1996/2000 e 2006/2010, em que o coeficiente de correlação do índice de Gini e do IDHM passou de -0,358 para -0,287. A atenuação se verifica também entre o Gini e as taxas de mortalidade: o coeficiente de correlação entre mortalidade infantil de menores de 1 ano e o Gini diminuiu de 0,419 para 0,370.²⁰

19. No anexo A, encontram-se as matrizes de correlações para os dados municipais nos dois períodos considerados.

20. Não se incorporaram outras variáveis afeitas à estrutura produtiva agrícola, como o grau de assalariamento e uso dos solos. Segundo estudos recentes, a queda na pobreza agrícola foi bastante expressiva entre as famílias – domicílios – de assalariados rurais, fato relacionado ao incremento na formalização das relações de trabalho. Dessa feita, pode-se inferir que aquela associação negativa entre assalariamento rural e qualidade de vida tenha se reduzido ou se tornado inexistente.

TABELA 5

Matriz de correlações: taxa de analfabetismo, estimativa de anos de estudo, Gini da posse da terra, taxas de mortalidade infantil, IDH e participação da população rural – microrregiões (1996 e 2000)

Variáveis	Taxa analfabetismo	Estimativa de anos médios de estudo	Índice de Gini da posse da terra	Índice de Desenvolvimento Humano	Taxa de mortalidade infantil < 1 ano	Taxa de mortalidade infantil < 5 anos	Participação da população rural (%)
Taxa analfabetismo	1						
Estimativa de anos médios de estudo	-0,833	1					
Índice de Gini da posse da terra	0,384	-0,367	1				
Índice de Desenvolvimento Humano	-0,933	0,930	-0,358	1			
Taxa de mortalidade infantil < 1 ano	0,902	-0,807	0,419	-0,886	1		
Taxa de mortalidade infantil < 5 anos	0,901	-0,785	0,420	-0,876	0,991	1	
Participação da população rural (%)	0,715	-0,668	0,063	-0,802	0,610	0,601	1

Fontes: Censos Demográficos 2000 e 2010 (IBGE, 2000; 2010) e Censos Agropecuários 1995-1996 e 2006 (IBGE, 1998; 2006) e Pnud, Ipea e FJP (2013).

Destacam-se, entre as mudanças nas correlações, a redução do grau de associação de anos de estudos com as demais variáveis, notadamente com analfabetismo e taxas de mortalidade. Os coeficientes relativos ao índice de Gini da posse da terra também se reduzem, ou seja, sua associação com as variáveis sociodemográficas diminui. Tal redução é mais expressiva com a variável “anos de estudo” (42%) e, menos intensa, com o IDHM e as taxas de mortalidade de menos de 1 ano e de 5 anos: 20%, 12% e 17%, respectivamente.

TABELA 6

Matriz de correlações: taxa de analfabetismo, estimativa de anos de estudo, Gini da posse da terra, taxas de mortalidade infantil, IDH e participação da população rural – microrregiões (2006 e 2010)

Variáveis	Taxa de analfabetismo	Estimativa de anos médios de estudo	Índice de Gini da posse da terra	Índice de Desenvolvimento Humano	Taxa de mortalidade infantil < 1 ano	Taxa de mortalidade infantil < 5 anos	Participação da população rural (%)
Taxa de analfabetismo	1						
Estimativa de anos médios de estudo	-0,550	1					
Índice de Gini da posse da terra	0,330	-0,211	1				
Índice de Desenvolvimento Humano	-0,912	0,740	-0,287	1			
Taxa de mortalidade infantil < 1 ano	0,908	-0,570	0,370	-0,887	1		
Taxa de mortalidade infantil < 5 anos	0,888	-0,538	0,347	-0,865	0,971	1	
Participação da população rural (%)	0,715	-0,523	0,023	-0,817	0,660	0,665	1

Fontes: Censos Demográficos 2000 e 2010 (IBGE, 2000; 2010) e Censos Agropecuários 1995-1996 e 2006 (IBGE, 1998; 2006) e Pnud, Ipea e FJP (2013).

Replicando a metodologia utilizada por Hoffman (2006) que exclui do universo de análise as microrregiões com população superior a 500 mil pessoas a fim de evitar que os dados das áreas metropolitanas interfiram nos resultados das correlações,²¹ observa-se (tabela 7) que, na análise para 2006/2010, com a retirada dessas microrregiões, o nível de associação negativa entre as variáveis da estrutura fundiária e os indicadores de qualidade de vida são ainda mais significativos, como se nota no coeficiente de correlação do índice de Gini e do IDHM, que passou de $-0,287$ para $-0,386$. E o mesmo se observa com relação a mortalidade infantil em que a sua associação com o coeficiente de Gini vai para $0,424$ ante $0,370$.

21- Esse recorte excluiu setenta microrregiões e o total analisado passa das 558 originais para um total de 488 microrregiões.

TABELA 7

Matriz de correlações: taxa de analfabetismo, estimativa de anos de estudo, Índice de Gini da posse da terra, taxas de mortalidade infantil, IDH e participação da população rural – microrregiões com mais de 500 mil habitantes (2006 e 2010)

Variáveis	Taxa de analfabetismo	Estimativa de anos médios de estudo	Índice de Gini da posse da terra	Índice de Desenvolvimento Humano	Taxa de mortalidade infantil < 1 ano	Taxa de mortalidade infantil < 5 anos	Participação da população rural (%)
Taxa de analfabetismo	1						
Estimativa de anos médios de estudo	-0,532	1					
Índice de Gini da posse da terra	0,408	-0,252	1				
Índice de Desenvolvimento Humano	-0,904	0,743	-0,386	1			
Taxa de mortalidade infantil < 1 ano	0,908	-0,556	0,424	-0,892	1		
Taxa de mortalidade infantil < 5 anos	0,899	-0,545	0,432	-0,879	0,991	1	
Participação da população rural (%)	0,680	-0,513	0,109	-0,787	0,644	0,638	1

Fontes: Censos Demográficos 2000 e 2010 (IBGE, 2000; 2010) e Censos Agropecuários 1995-1996 e 2006 (IBGE, 1998; 2006) e Pnud, Ipea e FJP (2013).

A análise da associação entre essas variáveis para 1996/2000 (tabela 8) também demonstra que o grau de associação se tornou menos forte entre os períodos analisados, como se nota na comparação entre 1996/2000 e 2006/2010, em que o coeficiente de correlação do índice de Gini e do IDHM passou de $-0,420$ para $-0,386$. Pouco se alteram as correlações entre o Gini da terra e as taxas de mortalidade infantil para menores de 1 ano e 5 anos.

TABELA 8

Matriz de correlações: taxa de analfabetismo, estimativa de anos de estudo, Gini da posse da terra, taxas de mortalidade infantil, IDH e participação da população rural – microrregiões com mais de 500 mil habitantes (1996 e 2000)

Variáveis	Taxa de analfabetismo	Estimativa de anos médios de estudo	Índice de Gini da posse da terra	Índice de Desenvolvimento Humano	Taxa de mortalidade infantil < 1 ano	Taxa de mortalidade infantil < 5 anos	Participação da população rural (%)
Taxa de analfabetismo	1						
Estimativa de anos médios de estudo	-0,823	1					
Índice de Gini da posse da terra	0,433	-0,385	1				
Índice de Desenvolvimento Humano	-0,928	0,930	-0,420	1			

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Taxa de analfabetismo	Estimativa de anos médios de estudo	Índice de Gini da posse da terra	Índice de Desenvolvimento Humano	Taxa de mortalidade infantil < 1 ano	Taxa de mortalidade infantil < 5 anos	Participação da população rural (%)
Taxa de mortalidade infantil < 1 ano	0,909	-0,798	0,427	-0,896	1		
Taxa de mortalidade infantil < 5 anos	0,908	-0,774	0,427	-0,886	0,991	1	
Participação da população rural (%)	0,687	-0,657	0,144	-0,783	0,617	0,609	1

Fontes: Censos Demográficos 2000 e 2010 (IBGE, 2000; 2010) e Censos Agropecuários 1995-1996 e 2006 (IBGE, 1998; 2006) e Pnud, Ipea e FJP (2013).

6 RESULTADOS

Foram estimadas doze regressões, dado terem sido empregadas três variáveis dependentes (IDHM, Mort_1 e Mort_5) para dois níveis espaciais (municípios e microrregiões) e dois períodos – 1996/2000 e 2006/2010. Nesta seção, serão apresentados os resultados dessas regressões, nelas fica patente o efeito negativo da concentração fundiária sobre os indicadores de qualidade de vida da população. Vale destacar que, diferentemente dos estudos analisados anteriormente, foram consideradas todas as microrregiões e municípios, sendo realizados apenas dois descartes: no nível de microrregiões, nas regressões para a taxa de mortalidade da população de até 5 anos, foi retirado apenas aquelas com menos de 2% da população no campo; no caso dos municípios, retirou-se das regressões do IDHM, o município de São Paulo.

Nos resultados das regressões, para o universo das microrregiões (tabela 9) e dos municípios (tabela 10), os coeficientes para o índice de Gini da posse da terra mostram influência negativa sobre o IDHM e positiva sobre a taxa de mortalidade infantil inferior a 1 ano, e de 5 anos considerando o efeito da ruralidade, e também, para as taxas de mortalidade e nível de escolaridade esperada. A ruralidade mostra-se também como variável que afeta a qualidade de vida tanto para o IDHM como para as taxas de mortalidade infantil. E, no que concerne à variável educacional empregada nas regressões para as taxas de mortalidade infantil, as estimativas apontam para efeitos positivos – isto é, os aumentos no nível educacional implicam reduções nas taxas de mortalidade infantil.

Vale sublinhar que, no caso da mortalidade inferior a 5 anos, o não descarte de microrregiões quase que exclusivamente urbanas (com 98% ou mais de população urbana) implicaria coeficientes não significativos estatisticamente para os parâmetros do intercepto e da expectativa de escolaridade.

Nas regressões no nível microrregional, verifica-se, de um lado, que os coeficientes de Gini e da população rural não são expressivos, tendo havido uma redução entre os períodos: os coeficientes diminuíram, em termos absolutos, de 0,333 para 0,127 e de 0,493 para 0,394, respectivamente (tabela 9). De outra parte, a redução é mais pronunciada no coeficiente de Gini da posse da terra. Concretamente, enquanto em 2000, o IDHM predito crescia 16,5% ao se reduzir o índice de Gini da posse da terra de 0,85 para 0,60, considerando a ruralidade média das microrregiões, tal incremento passou para 4,8%, em 2010. Esses valores do Gini da posse da terra representam, de um lado, os valores para aquelas áreas onde predomina a agricultura familiar e, de outro, o valor mediano/médio do Gini da posse das microrregiões. Em termos absolutos, em 2000, os IDHMs preditos para esses índices de Gini são de 0,588 e 0,505, sendo, em 2010, de 0,696 e 0,664. Vale lembrar que foram utilizadas as médias das participações da população rural das microrregiões de 28,0% e 32,2% em 2010 e 2000, respectivamente.

TABELA 9

Coefficientes e erros padrões dos modelos de regressão de mínimos quadrados ponderados do desenvolvimento humano – IDH e taxas de mortalidade infantil até 1 ano e de até 5 anos das microrregiões

Variável	Intercepto	Índice de Gini da posse da terra	População rural (%)	Escolaridade média estimada (até 17 anos)	Número de observações (n)	R ² e Teste F
IDH – 2000	0,9467 (0,0302)	-0,3329 (0,0365)	-0,4930 (0,0160)		557	R ² = 0,8199 F=479,05
Mortalidade infantil 1 – 2000	61,0312 (5,2453)	21,6543 (4,9328)	11,9108 (3,5773)	-5,7677 (0,3766)	557	R ² = 0,7565 F=273,11
Mortalidade infantil 5 – 2000	66,9864 (7,7526)	36,9110 (6,4872)	15,3335 (3,9604)	-7,1475 (0,4861)	548	R ² = 0,7503 F=251,15
IDH – 2010	0,8827 (0,0316)	-0,1270 (0,0437)	-0,3943 (0,0147)		558	R ² = 0,8052 F=613,12
Mortalidade infantil 1 – 2010	14,3960 (3,4139)	18,0302 (2,0479)	22,5883 (1,2533)	-1,6590 (0,0235)	558	R ² = 0,7053 F=271,97
Mortalidade infantil 5 – 2010	9,3324 (3,5035)	20,5717 (2,0991)	23,6538 (1,6401)	-1,1633 (0,3124)	542	R ² = 0,6252 F=206,28

Fontes: Censos Demográficos 2000 e 2010 (IBGE, 2000; 2010) e Censos Agropecuários 1995-1996 e 2006 (IBGE, 1998; 2006) e Pnud, Ipea e FJP (2013).

Obs.: No caso da taxa de mortalidade da população com até 5 anos, foram retiradas as microrregiões com menos de 2% da população domiciliada no meio rural, representando o descarte de nove e dezesseis microrregiões em 2000 e 2010, respectivamente.

No caso da mortalidade infantil dos menores de 1 ano, enquanto, em 2000, a concentração fundiária mostrava-se mais determinante que a ruralidade, tal situação se alterou em 2010. Assistiu-se, também a uma redução no coeficiente do indicador educacional. Os valores preditos do IDHM (gráfico 1), nos dois períodos, segundo variações no Gini ou na ruralidade,²² é ilustrativo para esses resultados de mudança nas inclinações das curvas dos valores preditos e crescimento da diferença relativa entre as taxas de mortalidade infantil para os dois índices de Gini. No que concerne as curvas, verifica-se, entre os dois períodos, o aumento da inclinação da relativa a ruralidade e a suavização da do Gini. Isso, contudo, não representou uma redução na diferença relativa entre os IDHMs preditos para os gínis típicos selecionados. Efetivamente, cresceu, entre os dois períodos, a distância relativa entre as taxas preditas de mortalidade infantil para as áreas características de pequena propriedade e para aquelas com estrutura fundiária semelhante a nacional de 15,5% para 22,0%.²³ Interessante notar o indicador educacional aplicado – a expectativa de anos médios de estudo da geração em idade escolar – explica as variações na taxa de mortalidade infantil, tendo seu efeito se reduzido de modo pronunciado. Considerando as médias microrregionais do Gini e da participação rural, um ano a mais na expectativa educacional implicava uma redução de 5,8 (17,8%) na taxa de mortalidade, em 2000, e de 1,7 (8,7%) em 2010.

No caso da taxa de mortalidade infantil para a população menor de 5 anos, os coeficientes são todos significativos e com os sinais esperados. Chama atenção a importância que todos eles apresentaram nas variações da taxa de mortalidade, com a ruralidade aumentando sua influência entre os dois períodos. Como se pode ver, os resultados são similares aos apurados para a taxa de mortalidade de até 1 ano. Empregando os valores médios da ruralidade e da escolaridade, prediz-se uma redução da taxa de mortalidade infantil caso o Gini diminuísse da média para os valores das regiões de agricultura familiar de 26,0 %, em 2000, e de 20,9 %, em 2010.

As regressões para o universo de municípios mostra, também, que a concentração fundiária e o grau de ruralidade afetam negativamente o IDHM, e também os outros dois indicadores proxis de bem-estar (tabela 10). Assim como nas regressões para as microrregiões, assiste-se a uma redução na influência da

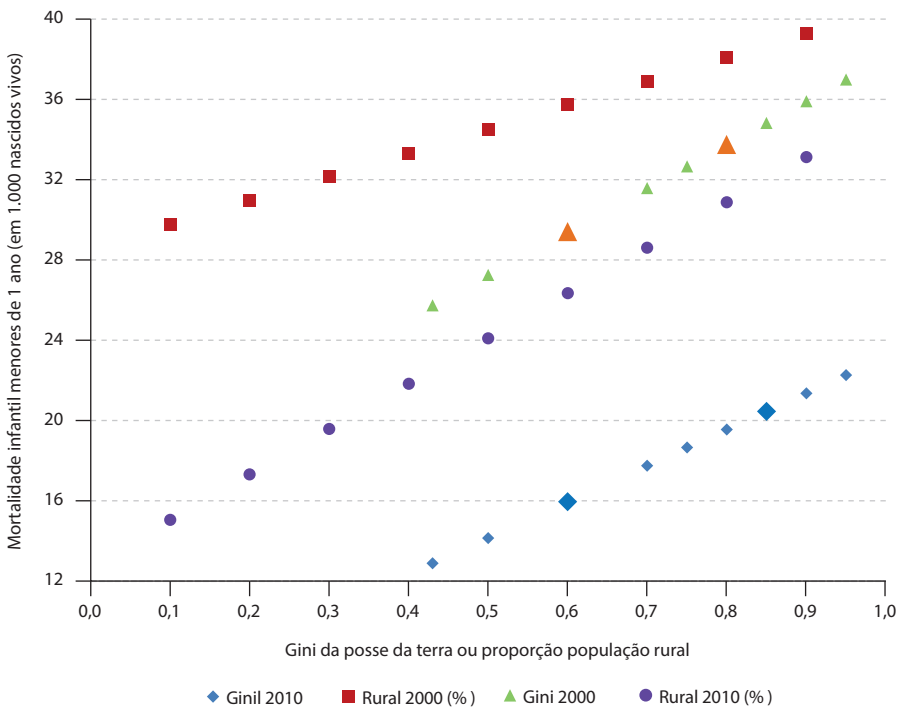
22. Fixaram-se os valores das outras duas covariáveis, empregando as médias microrregionais. Assim, quando se modificam os valores do Gini, os valores da participação rural na população total e da escolaridade prevista da população infantil e adolescente são as médias microrregionais dos respectivos períodos – tabelas 4 e 2. O mesmo para as alterações na participação da população rural.

23. Considerando os valores médios de ruralidade e de expectativa educacional, as taxas preditas de mortalidade infantil até 1 ano são, para 2000, de 29,4 e 34,8 por mil nascidos vivos para os Gínis de 0,60 e 0,85 respectivamente. Para 2010, são de 15,9 e 20,5 por mil nascidos vivos

concentração fundiária e da escolaridade nas taxas de mortalidade infantil, com o grau de ruralidade apresentando aumento de sua importância. No que diz respeito ao IDHM, observa-se uma redução na magnitude dos coeficientes do Gini da posse da terra e da participação da população rural, sendo bem mais pronunciada no primeiro – em termos absolutos, o parâmetro se reduz de 0,158 para 0,055 de 1996/2000 para 2006/2010.

GRÁFICO 1

Valores estimados – preditos – da taxa de mortalidade infantil 1 ano, segundo a proporção da população rural e o grau de concentração fundiária nas microrregiões – 2000 (1996/2000) e 2010 (2006/2010)



Elaboração dos autores.

TABELA 10

Coefficientes e erros padrões dos modelos de regressão de mínimos quadrados ponderados do desenvolvimento humano – IDH e taxas de mortalidade infantil até 1 ano e de até 5 anos dos municípios

Variável	Intercepto	Índice de Gini da posse da terra	População rural (%)	Escolaridade média estimada (até 17 anos)	Número de observações (n)	R ² e Teste F
IDH – 2000	0,7861 (0,0200)	-0,1584 (0,0113)	-0,3778 (0,0113)		5484	R ² = 0,6583 F=581,92
Mortalidade infantil 1 – 2000	64,6164 (3,0856)	16,0065 (2,7303)	6,7956 (1,4196)	-5,5583 (0,1766)	5485	R ² = 0,6596 F=1035,57
Mortalidade infantil 5 – 2000	75,4010 (4,1968)	24,7394 (3,7312)	9,2993 (2,0116)	-6,9271 (0,2456)	5185	R ² = 0,6508 F=950,31
IDH – 2010	0,8036 (0,0152)	-0,0549 (0,0200)	-0,3026 (,0093)		5479	R ² = 0,6502 F=530,40
Mortalidade infantil 1 – 2010	28,7475 (1,9915)	5,1205 (1,4703)	14,91,4 (0,6441)	-1,9106 (0,1268)	5480	R ² = 0,4926 F=611,67
Mortalidade infantil 5 – 2010	15,5249 (5,2284)	12,4889 (4,1166)	20,0755 (1,3227)	-1,0756 (0,2476)	5480	R ² = 0,4545 F=348,92

Fontes: Censos Demográficos 2000 e 2010 (IBGE, 2000; 2010) e Censos Agropecuários 1995-1996 e 2006 (IBGE, 1998; 2006) e Pnud, Ipea e FJP (2013).

Efetivamente, um aumento de 0,1 no Índice de Gini resultaria em um incremento de 6,0% na taxa de mortalidade infantil, em 2010, fixando-se a ruralidade e o indicador de escolaridade no valor médio microrregional.

7 CONCLUSÃO

Este estudo teve por objetivo oferecer um conjunto de evidências estatísticas que permitissem estimar em que proporção a distribuição marcadamente desigual da posse da terra no Brasil poderia afetar os indicadores de desenvolvimento humano, sobretudo da população rural. Noutros termos, pretendeu-se estimar o grau de influência da concentração fundiária sobre as condições sociais de vida, segundo as medidas típicas de bem-estar.

A análise foi feita sobre dois níveis territoriais: as microrregiões e os municípios. Em ambos os níveis, chegaram-se a resultados que permitem sustentar o quanto essa marca do nosso subdesenvolvimento – a alta concentração dos ativos primários, no caso, terra – pode estar relacionada a padrões comparativamente baixos de bem-estar. Embora, em linhas gerais, as tendências aqui delineadas sinalizem para a redução do efeito negativo da concentração fundiária sobre a qualidade de vida, nota-se, entre outras coisas, a existência de uma associação, estatisticamente muito significativa, da desigualdade de distribuição da posse da terra – isto é, da estrutura agrária – com a taxa de mortalidade infantil.

Logo, a despeito de todas as mudanças ocorridas no meio rural e na agricultura brasileira, a redução da desigualdade na distribuição da posse da terra é um obstáculo ao desenvolvimento humano, e passa necessariamente pela reforma agrária o caminho para suplantá-lo. Os resultados apurados neste capítulo somam-se a todo o conjunto de dados conhecidos acerca das condições sociais de vida das populações rurais e reforçam a conclusão de que a maior parte dos problemas de pobreza e nutrição no campo poderia ser solucionada mediante uma intervenção mais objetiva na estrutura fundiária, associada a programas de alimentação e a uma política de melhor distribuição de renda.

REFERÊNCIAS

ABRA – ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE REFORMA AGRÁRIA. **Reforma agrária**, n. 6, nov./dez. p. 18-23, 1980.

GIOVANNI, A. *et al.* Estrutura fundiária e desenvolvimento humano: uma análise para as microrregiões do Rio Grande do Sul. **Revista Estudos do Cepe**, Santa Cruz do Sul, n. 34, p. 263-290, jul.-dez. 2011.

HOFFMANN, R. Distribuição da renda e da posse da terra no Brasil. **Reforma Agrária**, v. 2, n. 8/9, p. 2-12, 1972.

_____. Distribuição da renda e da posse da terra no Brasil. *In*: RAMOS, P. (Org.). **Dimensões do agronegócio brasileiro políticas, instituições e perspectivas**. Brasília: Nead, 2007. v. 1. p. 172-225.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Agropecuário 1995/1996**. Espírito Santo: IBGE, 1998.

_____. **Censo Agropecuário 2006**. Rio de Janeiro: IBGE, 2006.

_____. **Censo Demográfico 2000**. Rio de Janeiro: IBGE, 2000.

_____. **Censo Demográfico 2010**. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.

OTTONELLI, J.; MARIN, S.; CASSOL, R. Existe relação entre desenvolvimento humano e estrutura fundiária? Um estudo exploratório nas microrregiões geográficas de Carazinho e Frederico Westphalen-RS. **Revista Estudos do Cepe**, Santa Cruz do Sul, n. 32, p. 32-64, jul.-dez. 2010.

PNUD – PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO. Desenvolvimento humano e condições de vida: indicadores brasileiros. *In*: Atlas de Desenvolvimento Humano. Brasília: Ipea, Fundação Joaquim Pinheiro, FIGBE; 1998. [CD ROM].

PNUD – PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO; IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA; FJP – FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO. **O Índice de Desenvolvimento Humano Municipal Brasileiro**. Série Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil 2013. Brasília: Editora Pnud Brasil, 2013.

SCHATTAN, S.; VASSIMON, S. Condições de vida no meio rural do município de Tietê. **Agricultura em São Paulo**, v. 15, n. 5/6, p. 25-62, 1968.

SILVA, J. G. Terra e qualidade de vida. *In*: ABRA – ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE REFORMA AGRÁRIA, **Reforma agrária**, Ano. 10, v. 6, p. 21, 1980.

SOUZA, P. *et al.* Questão agrária e desenvolvimento econômico e social das regiões norte e noroeste fluminense. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 2, n. 3, 2004.

VICORA, C.; VAUGHAN, P. Propriedade da terra e saúde infantil no Rio Grande do Sul: as relações entre produção agrícola, desnutrição e mortalidade. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 4, n. 2, p. 127-151, jul./dez. 1987.

ANEXO A

TABELA A.1

Matriz de correlações: taxa de analfabetismo, estimativa de anos de estudo, Gini da posse da terra, taxas de mortalidade infantil, IDH e participação da população rural – municípios (1996 e 2000)

Variáveis	Taxa de analfabetismo	Estimativa de anos médios de estudo	Índice de Gini da posse da terra	Índice de Desenvolvimento Humano	Taxa de mortalidade infantil < 1 ano	Taxa de mortalidade infantil < 5 anos	Participação da população rural (%)
Taxa de analfabetismo	1						
Estimativa de anos médios de estudo	-0,835	1					
Índice de Gini da posse da terra	0,243	-0,246	1				
Índice de Desenvolvimento Humano	-0,925	0,909	-0,197	1			
Taxa de mortalidade infantil < 1 ano	0,847	-0,796	0,326	-0,826	1		
Taxa de mortalidade infantil < 5 anos	0,848	-0,784	0,351	-0,820	0,990	1	
Participação da população rural (%)	0,759	-0,656	0,02	-0,791	0,569	0,562	1

Fontes: Censos Demográficos 2000 e 2010 (IBGE, 2000; 2010) e Censos Agropecuários 1995-1996 e 2006 (IBGE, 1998; 2006) e Pnud, Ipea e FJP (2013).

TABELA A.2

Matriz de correlações: taxa de analfabetismo, estimativa de anos de estudo, Gini da posse da terra, taxas de mortalidade infantil, IDH e participação da população rural – municípios (2006 e 2010)

Variáveis	Taxa de analfabetismo	Estimativa de anos médios de estudo	Índice de Gini da posse da terra	Índice de Desenvolvimento Humano	Taxa de mortalidade infantil < 1 ano	Taxa de mortalidade infantil < 5 anos	Participação da população rural (%)
Taxa de analfabetismo	1						
Estimativa de anos médios de estudo	-0,537	1					
Índice de Gini da posse da terra	0,085	0,013	1				
Índice de Desenvolvimento Humano	-0,905	0,673	-0,004	1			
Taxa de mortalidade < 1 ano	0,863	-0,520	0,087	-0,829	1		
Taxa de mortalidade < 5 anos	0,763	-0,392	0,200	-0,732	0,850	1	
Participação da população rural (%)	0,762	-0,464	-0,044	-0,808	0,647	0,624	1

Fontes: Censos Demográficos 2000 e 2010 (IBGE, 2000; 2010) e Censos Agropecuários 1995-1996 e 2006 (IBGE, 1998; 2006) e Pnud, Ipea e FJP (2013).

