

# Modernização da agricultura e distribuição de renda no Brasil\*

RODOLFO HOFFMANN \*\*

ANGELA A. KAGEYAMA \*\*\*

*Utilizando dados do Censo Agropecuário de 1975 e do Censo Demográfico de 1980, por unidades da Federação, procura-se analisar o impacto da modernização tecnológica da agricultura brasileira sobre as principais características da distribuição pessoal de renda no setor. A medida do grau de modernização foi obtida por meio de uma análise fatorial aplicada a 29 variáveis selecionadas, utilizando-se os dois fatores principais resultantes, que foram então correlacionados com a renda média, o índice de pobreza de Sen e duas medidas de desigualdade da distribuição de renda (o índice de Gini e a participação dos 10% mais ricos na renda global). Os resultados da análise evidenciaram a existência de associações positivas entre o grau de modernização e o nível de renda per capita e entre o grau de modernização e a desigualdade da distribuição de renda no setor agropecuário. Existem ainda evidências no sentido de que maiores níveis de modernização da agricultura tendem a se associar com menores níveis de pobreza rural no País.*

## 1 — Introdução

O principal objetivo deste trabalho é verificar se existe uma associação entre o grau de modernização da agricultura e a desigualdade da distribuição de renda pessoal no setor agrícola no Brasil, tomando como unidade de análise as unidades da Federação (estados e territórios). A hipótese central é que tende a existir uma associação direta entre o grau de modernização e a concentração de renda agrícola, entendendo-se a modernização basicamente do ponto de vista tecnológico, mas abrangendo também as

\* Este trabalho é parte do projeto "Inovações Tecnológicas e Transformações Recentes na Agricultura Brasileira", financiado pela FINEP. Uma análise exploratória dos dados foi feita com a colaboração de Sylvia Regina Hellincister. Uma versão preliminar foi apresentada na Conferência Latino-Americana de Economia Agrícola, realizada em Piracicaba, São Paulo, de 28 a 31 de maio de 1984.

\*\* Da ESALQ/USP.

\*\*\* Do DEPE/UNICAMP.

relações sociais de produção, o grau de monetarização e a presença de financiamento por vias institucionais.

Essa hipótese, uma vez comprovada, ajudaria a entender por que cresceu tanto a desigualdade da distribuição de renda no setor agrícola brasileiro na década de 70.

Os estudos pioneiros nessa área foram desenvolvidos na década de 70 visando principalmente a avaliar os efeitos da Revolução Verde nas regiões subdesenvolvidas da Ásia, já que dos objetivos propostos — aumentar rapidamente a produção de cereais básicos (arroz e trigo) e melhorar o nível de vida do campesinato — apenas o primeiro tendia a ser alcançado com relativo sucesso. Na verdade, a Revolução Verde fez-se acompanhar de um aumento relativo das desigualdades sociais e inter-regionais e, em alguns casos, do aumento absoluto da pobreza naqueles países.

As principais conclusões desses estudos no que diz respeito aos efeitos distributivos da Revolução Verde [ver, entre outros, Falcon (1970), Bell (1972), Gotsch (1972) e Gibbons, De Koninck e Hasan (1980)] apresentam um certo grau de especificidade local, mas podem ser reunidas segundo dois aspectos comuns:

a) Os efeitos distributivos não se devem à tecnologia em si, ou seja, em princípio a tecnologia associada à Revolução Verde era neutra quanto à escala, devido à divisibilidade de seus principais componentes (sementes melhoradas de alta produtividade, fertilizantes e defensivos). Nesse sentido, o acesso à nova tecnologia independia do tipo de produtor e do tamanho da propriedade, havendo assim uma “igualdade de oportunidades”, em princípio, o que permitiu inclusive sua rápida difusão nos países subdesenvolvidos.

b) Na prática, porém, as características da tecnologia, associadas às condições estruturais, institucionais e políticas da região, redundavam num aumento das desigualdades de renda preexistentes, notadamente entre os produtores que haviam adotado as inovações. Como resultado, o “pacote tecnológico” aparentemente neutro trazia um reforço à desigualdade, através da distribuição dos benefícios da nova tecnologia em favor dos maiores produtores. Os mecanismos pelos quais os grandes proprietários ou os produtores mais ricos foram relativamente privilegiados no processo de modernização da agricultura variam segundo as regiões e o contexto sócio-econômico e institucional prevalente, mas todos eles têm de alguma forma relação com a capacidade de acumulação de capital, incluindo aí o tamanho da propriedade agrícola disponível no início do processo.

As formas como essa maior capacidade de acumulação refletiu-se numa apropriação privilegiada dos frutos da Revolução Verde nas áreas estudadas podem ser assim resumidas:

Em primeiro lugar, a divisibilidade dos componentes do pacote tecnológico, apontada como uma das características favoráveis aos pequenos produtores, passou a sofrer sérias restrições na prática porque o sucesso da nova tecnologia dependia diretamente do adequado suprimento de água, ou seja, do controle da irrigação, exigindo assim pesados investimentos que estavam além da capacidade financeira dos pequenos produtores. A posse do equipamento de irrigação passou a ser uma fonte de diferenciação dos beneficiários potenciais da nova tecnologia. O mesmo tipo de problema ocorre com os componentes do capital fixo, especialmente os tratores e colheitadeiras, que, embora não constituíssem elementos indispensáveis da Revolução Verde, passaram naturalmente a desempenhar um papel fundamental no aumento das escalas de produção e, portanto, na apropriação de maior massa de lucros.

O segundo aspecto dos efeitos distributivos da Revolução Verde está ligado ao acesso aos serviços institucionais, basicamente de crédito e extensão rural, que tendem a se distribuir de acordo com o volume da produção ou com a magnitude da riqueza material que possa ser dada como garantia, no caso do crédito. Assim, os maiores produtores são beneficiados, reforçando sua maior capacidade inicial de acumulação e aumentando relativamente os diferenciais de renda entre grandes e pequenos produtores. Além disso, o aumento de escala e de capitalização da fração dominante dos proprietários amplia seu poder sobre os trabalhadores sem terra, devido à sua maior capacidade de assalariamento e maior controle sobre o processo de trabalho. Por outro lado, a pequena capacidade financeira dos menores produtores faz com que eles passem a adotar adubos e defensivos em quantidades insuficientes para obter todo o potencial produtivo das novas variedades, principalmente em virtude dos riscos de descapitalização em conjunturas desfavoráveis, enquanto os grandes proprietários passam a ter recursos suficientes para enfrentar perdas e também para efetuar as melhores combinações de culturas e de práticas, de forma a minimizar os riscos [Bell (1972, p. 141)]. Todos os fatores apontados resultam evidentemente numa ampliação das desigualdades de renda existentes.

Finalmente, os estudos mostram que, embora a adoção inicial das novas tecnologias não esteja correlacionada com o tamanho das propriedades, os *aumentos de renda* provenientes dessa adoção mostram-se diretamente

dependentes do tamanho das propriedades. Quanto maior a área possuída, maior a capacidade de reter ganhos de produtividade, de desfrutar das vantagens de escala, de ter acesso a recursos creditícios, de controlar a comercialização e, principalmente, de influir nos rumos das políticas para o setor agrícola.

Em resumo, as características da tecnologia, associadas à distribuição dos serviços institucionais e dos recursos produtivos, resultam numa redistribuição de renda e do poder no sentido de aumentar o grau de desigualdade preexistente. Além disso, esses efeitos são retroativos e cumulativos, já que a concentração de renda a favor dos grandes proprietários permite aumentar num segundo momento sua capacidade de investimento e seu acesso a mais recursos produtivos (terra, basicamente), ampliando suas possibilidades de extrair máximos benefícios de novas tecnologias e reduzindo em novo impulso à concentração num momento seguinte.

Cabe sublinhar, no entanto, que os efeitos indesejáveis da Revolução Verde sobre a distribuição de renda não são decorrentes da natureza da tecnologia em si,<sup>1</sup> mas sim de sua aplicação num contexto social e institucional historicamente determinado que, nos países capitalistas subdesenvolvidos, é marcado por fortes desigualdades estruturais.

Desta forma, o resultado lógico da Revolução Verde nas condições de “mercado livre” tem sido um aumento das desigualdades, principalmente entre os grandes produtores comerciais e os pequenos produtores de subsistência. Porém, dado um sistema social diferente e um esforço organizado para fazer com que os benefícios da nova tecnologia abranjam todas as camadas sociais, os resultados são distintos. O caso do Vietnã do Norte é um bom exemplo: por meio da organização dos produtores em cooperativas, nas 500 comunidades-piloto escolhidas para pôr em prática um conjunto de técnicas agronômicas perfeitamente análogas às recomendadas pela Revolução Verde, inclusive irrigação, foi possível elevar substancialmente a produção de arroz e, paralelamente, melhorar as condições de vida (renda, educação, saúde, alimentação) de todos os membros das comunas. Estas melhorias puderam ser alcançadas porque “os *inputs* da nova tecnologia são distribuídos através de uma estrutura social igualitária” [George (1978, p. 122)].

Em princípio, seria possível desenvolver nos países subdesenvolvidos atividades de pesquisa visando à produção de variedades resistentes à seca

<sup>1</sup> Isto não quer dizer que a própria natureza da tecnologia seja independente do sistema social que a gerou.

ou às pragas e doenças, ou ainda poderia haver sistemas de crédito adequados para permitir ao pequeno produtor o acesso à irrigação e à mecanização, de forma a eliminar os privilégios dos grandes proprietários. "Tudo isto requer porém um aumento do poder e da influência dos pequenos produtores, relativamente aos grandes, nas decisões governamentais referentes à pesquisa agrônômica e às prioridades do crédito. Isto poderia ser atingido, possivelmente, através de reformas agrárias ou, uma solução menos radical, pela organização dos pequenos produtores em grupos de pressão sobre as agências governamentais para que estas reconheçam e respondam a seus interesses" [Grabowski (1981, pp. 180-1)].

No caso do Brasil, o processo de modernização da agricultura não se deu sob o mesmo tipo de impacto da Revolução Verde, como no México e na Ásia, possivelmente porque aqui o processo de industrialização e as bases da agricultura já estavam mais avançados, assim como a pesquisa de novas variedades, especialmente de híbridos de milho. Além disso, os esforços da modernização tecnológica no Brasil convergiram para culturas como café, soja e cana-de-açúcar, enquanto a Revolução Verde concentrou-se nos cereais básicos (arroz, trigo e milho), já que entre seus objetivos figurava a solução do problema da fome nos países subdesenvolvidos.

No entanto, há evidências de que as formas que a modernização da agricultura adotou no caso brasileiro devem ter contribuído para agravar a desigualdade de rendas no setor. Embora este trabalho não trate desse processo ao longo do tempo, restringindo-se a uma análise estática para o ano de 1975, é possível apontar no plano teórico alguns dos fatores associados à modernização da agricultura que possivelmente tenham contribuído para o processo de concentração de renda.

O próprio padrão tecnológico que se difundiu na agricultura brasileira a partir da década de 60 não diferiu substancialmente daquele associado à Revolução Verde, exceto talvez no que diz respeito ao impacto das variedades altamente produtivas (*high yielding varieties*). O novo padrão em que se baseou a expansão agrícola, especialmente nos anos 70, teve como elementos fundamentais a mecanização (tratores, principalmente) e a quimificação (fertilizantes e defensivos). Admitindo os mesmos tipos de efeitos descritos anteriormente, é de se supor que os maiores produtores e determinadas regiões tenham sido os principais beneficiários dos ganhos de produtividade. Além disso, tendeu a predominar no Brasil uma mecanização parcial do processo produtivo, concentrando-se nas fases de preparo do solo e alguns tratamentos culturais e mantendo manual a colheita da maioria das culturas. Esse padrão foi um dos principais determinantes da desorganização dos sistemas tradicionais de relações de trabalho, contri-

buindo fortemente para a proliferação do trabalho temporário no campo [ver Graziano da Silva (1981) e Kageyama (1982)]. A substituição de grande parte da mão-de-obra permanente pela temporária e as conseqüentes alterações nas formas de remuneração desses trabalhadores podem ter afetado o nível médio dos salários anuais, reforçando o processo de concentração de renda; quando se tem em conta que parte da remuneração dos trabalhadores temporários na agricultura teve de ser suprida por empregos urbanos (construção civil, serviços, etc.) para garantir a sua sobrevivência, é de se supor que a perda do emprego permanente na agricultura significou — pelo menos num primeiro momento — um rebaixamento de renda real.

Um outro aspecto ligado ao padrão tecnológico adotado na agricultura brasileira refere-se a suas possíveis relações com a concentração fundiária. Pelo menos dois exemplos podem ser apontados, sendo bastante representativos da agricultura mais modernizada do País: a soja e a cana-de-açúcar. O estudo coordenado por Germer (1982), sobre a soja no Paraná, mostra que o “pacote tecnológico” importado com as novas variedades exigia volumes de capital fixo incompatíveis com a estrutura de pequenas propriedades predominante na região. Houve então, ao longo dos anos 70, uma “adaptação” da estrutura fundiária à nova tecnologia, através de um movimento de compra e arrendamento de terras que resultou num aumento do grau de concentração. Um outro caso bastante conhecido é o da cana-de-açúcar, principalmente no estado de São Paulo, cuja expansão tem-se dado com base na grande propriedade monocultora, quase sempre expulsando os pequenos produtores de outras culturas que ficam ilhados entre as grandes propriedades canavieiras das usinas. A tendência à formação de grandes propriedades neste caso parece estar ligada a vantagens oriundas da escala dos empreendimentos, como a possibilidade de mecanização, o controle da oferta de matéria-prima pela própria usina, etc. [ver Gebara (1976) e Vilarinho (1983)]. Nestes casos, a expansão da modernização significou também o agravamento da concentração fundiária e, provavelmente, da concentração da renda.

O processo de transformação das relações de produção na agricultura, no bojo da constituição e consolidação do complexo agroindustrial, tem levado a uma diferenciação no interior da produção familiar que também deve ter contribuído para ampliar os desníveis de renda nesse segmento. Observa-se, na década de 70, de um lado, uma tendência ao fortalecimento de um setor de produtores familiares capitalizados e, de outro, uma massa de pequenos produtores pauperizados que ficam marginalizados por não conseguirem acompanhar os novos patamares tecnológicos, mantendo

assim uma baixa produtividade, que os impede de se integrarem aos grandes circuitos produtivos [Sorj e Wilkinson (1983)]. Um exemplo concreto desse tipo de diferenciação interna que polariza ao longo do tempo a pequena produção familiar foi o ocorrido com os produtores de feijão no sul do estado de São Paulo na década de 70 [ver o trabalho coordenado por Graziano da Silva (1982)].

Finalmente, um dos fatores mais importantes associados aos efeitos distributivos do processo de modernização da agricultura brasileira foi o crédito rural subsidiado, cujos impactos sobre a distribuição de renda na agricultura se dão em dois sentidos: por um lado, os benefícios do crédito subsidiado destinam-se quase que exclusivamente aos possuidores de terra, alargando a distância entre eles e os trabalhadores sem terra; e, por outro, a quantidade de crédito e, conseqüentemente, de subsídios é uma função positiva do tamanho da propriedade, ou seja, os grandes proprietários são os maiores beneficiários do crédito rural, aumentando as desigualdades de renda entre os próprios usuários do crédito [Denslow Jr. e Tyler, cit. por Kageyama e Graziano da Silva (1983)].

Em resumo, mesmo não tendo sofrido os impactos distributivos da Revolução Verde em sua forma mais difundida, a agricultura brasileira também traz em seu processo de modernização elementos de aumento das desigualdades de renda no setor. Assim, nas regiões de agricultura mais desenvolvida do País tendem a se concentrar os mais altos graus de desigualdade na distribuição de renda, como se verá a seguir.

## 2 — Análise fatorial e a medida do grau de modernização

Tendo em vista estudar a possível correlação entre a modernização da agricultura e a desigualdade da distribuição de renda, será feita uma análise de regressão considerando cada unidade da Federação (estado ou território) como uma observação.<sup>2</sup> Trata-se, portanto, de uma análise sincrônica ou tipo *cross-section*.

<sup>2</sup> Uma vez que os dados sobre distribuição de renda nas Tabulações Avançadas do Censo Demográfico de 1980, utilizadas numa versão preliminar deste trabalho, foram apresentados conjuntamente para Rondônia, Acre, Roraima e Amapá, essas quatro unidades da Federação passaram a constituir uma única observação. No total, incluindo o Distrito Federal, há 23 observações.

Foram selecionadas 29 variáveis (descritas na próxima seção do trabalho) relacionadas com o grau de modernização da agricultura. Uma vez que só se dispõe de 23 observações, não é possível fazer uma regressão múltipla de uma medida de desigualdade da distribuição de renda contra essas 29 variáveis. Mesmo que algumas delas fossem eliminadas, ainda haveria sérios problemas de multicolinearidade. Para evitar uma simples eliminação de grande parte das variáveis selecionadas, optou-se por fazer uma análise fatorial da matriz das 29 variáveis, com o objetivo de obter medidas sintéticas do grau de modernização para cada unidade da Federação. Os resultados obtidos são apresentados nas Subseções 2.2 e 2.3.

## 2.1 — Seleção das variáveis

Foram selecionadas 29 variáveis indicadoras do grau de modernização da agricultura, a partir dos dados do Censo Agropecuário de 1975, as quais podem ser reunidas em quatro conjuntos básicos, embora inter-relacionados:

- a) Variáveis relacionadas com a intensidade de exploração da terra.

Um dos efeitos da aplicação do progresso técnico na agricultura é a intensificação do uso da terra, seja pelo aumento da proporção da área explorada, seja pelo aumento da produção por unidade de área devido à maior aplicação de capital, especialmente insumos químicos (fertilizantes, defensivos e corretivos do solo), irrigação e sementes ou raças de animais melhoradas. Com o objetivo de captar esses efeitos, foram selecionados nove indicadores, a seguir relacionados:

*ATTO* = percentagem de área trabalhada (áreas com culturas permanentes e temporárias, pastagens plantadas e matas plantadas) em relação à área total dos estabelecimentos;

*AETO* = percentagem de área explorada (área trabalhada mais áreas com pastagens e matas naturais) em relação à área total dos estabelecimentos;

*EATE* = percentagem do número de estabelecimentos que utilizam adubação (química e/ou orgânica) em relação ao número total de estabelecimentos;

*BOPA* = número de bovinos por hectare de pastagem;



*DAAL* = valor das despesas com adubos e corretivos do solo por hectare de lavouras;

*DIAL* = valor das despesas com inseticidas e fungicidas por hectare de lavoura;

*VBTO* = valor dos bens existentes nos estabelecimentos agropecuários (prédios, instalações e benfeitorias, culturas permanentes, matas plantadas, animais de criação e trabalho, máquinas e instrumentos agrários, veículos e outros meios de transporte) por hectare de área total;

*VP TO* = valor da produção (animal e vegetal) por hectare de área total; e

*ELTO* = consumo de energia elétrica nos estabelecimentos agropecuários, em kwh) por hectare de área total.

b) Variáveis relacionadas com o grau de mecanização e a capacidade produtiva da força de trabalho.

Um dos principais objetivos do progresso técnico é o aumento da produtividade do trabalho, sendo a mecanização a forma típica de extração da mais-valia relativa no sistema capitalista. Por esta razão, foram selecionadas nove variáveis que refletem esses dois aspectos conjuntamente:

*PONT* = número de pessoas ocupadas em média durante o ano por trator existente, calculado somando-se a mão-de-obra familiar (responsável e membros não remunerados da família), os empregados permanentes, a média aritmética dos empregados temporários ocupados nos 12 meses do ano e uma estimativa do número de trabalhadores temporários contratados por empreitada;

*ECTE* = percentagem do número de estabelecimentos que utilizam colheitadeiras mecânicas em relação ao número total de estabelecimentos;

*POAM* = número de pessoas ocupadas em média durante o ano por arado mecânico;

*ATTR* = hectares de área trabalhada por trator;

*ATAM* = hectares de área trabalhada por arado mecânico;

*AETR* = hectares de área explorada por trator;

*AEPO* = hectares de área explorada por pessoa ocupada em média durante o ano;

*VBPO* = valor dos bens existentes nos estabelecimentos agropecuários (*idem* anterior) por pessoa ocupada em média durante o ano; e

*VPPO* = valor da produção (animal e vegetal) por pessoa ocupada em média durante o ano.

Note-se que as variáveis *PONT*, *POAM*, *ATTR*, *ATAM* e *AETR* têm valores inversamente relacionados com o grau de modernização e, portanto, deverão apresentar correlação negativa com uma medida do grau de modernização.

c) Variáveis relacionadas com o grau de monetarização da produção.

A modernização da agricultura implica o aprofundamento da abertura das unidades produtivas aos circuitos mercantis e monetários, ampliando as relações intersetoriais, especialmente com os mercados financeiro e de insumos, para obtenção de crédito. Nesse sentido, foram selecionadas oito variáveis relacionadas com o nível de despesas monetárias nos estabelecimentos e os financiamentos obtidos, incluindo-se adicionalmente um indicador de participação dos estabelecimentos agropecuários em cooperativas:

*DETO* = valor das despesas por hectare de área total;

*DRBO* = valor das despesas com rações e medicamentos por cabeça de bovino;

*DEPO* = valor das despesas por pessoa ocupada em média durante o ano;

*FITO* = valor dos financiamentos por hectare de área total;

*FIAE* = valor dos financiamentos por hectare de área explorada;

*FIVP* = percentagem do valor dos financiamentos em relação ao valor da produção;

*CGTC* = percentagem do valor dos financiamentos obtidos de fontes governamentais em relação ao valor total dos financiamentos; e

*COOP* = percentagem do número de estabelecimentos associados a cooperativas (de comercialização, crédito, consumo e eletrificação) em relação ao número total de estabelecimentos agropecuários.

d) Variáveis relacionadas com a modernização das relações de trabalho.

O processo de modernização da agricultura brasileira levou a transformações nas relações sociais no campo, expandindo a utilização do trabalho assalariado e, particularmente, do assalariamento temporário. Para representar esse efeito foram selecionadas três variáveis:

*EMMO* = percentagem do número de empregados (permanentes, temporários contratados diretamente pelo responsável pelo estabelecimento e uma estimativa dos trabalhadores contratados por empreitadas) em relação ao número total de pessoas ocupadas em média durante o ano;

*MTMO* = percentagem de empregados temporários (contratados diretamente pelo estabelecimento e por empreitadas) em relação ao número total de pessoas ocupadas em média durante o ano; e

*TEMO* = percentagem do número de trabalhadores contratados por empreitada em relação ao número total de pessoas ocupadas em média durante o ano.

## 2.2 — Caracterização dos fatores obtidos

Foi utilizado o método dos fatores principais, partindo da matriz das correlações simples das 29 variáveis descritas na subseção anterior.<sup>3</sup> Verifica-se que há seis fatores correspondendo a raízes características maiores do que 1. Entretanto, por simplicidade, e tendo em vista a representação dos valores dos fatores em um gráfico bidimensional, optou-se por considerar apenas dois fatores, aos quais correspondem 61,1% da variância total.

Foi feita uma rotação dos fatores, mantendo a ortogonalidade entre eles. O objetivo dessa rotação ortogonal é obter uma estrutura simples, isto é, uma matriz de coeficientes dos fatores de maneira que os valores absolutos dos elementos de cada coluna dessa matriz se aproximem, na medida do possível, de zero ou de 1. Isso visa a facilitar a interpretação dos fatores, pois cada um deles, após a rotação, deverá apresentar correlação relativamente forte com algumas variáveis e relativamente fraca com as demais. No programa de computação utilizado, a matriz de transformação ortogonal é obtida através do critério Varimax [ver Harman (1976, pp. 290-9)].

Na Tabela 1 são apresentados os pesos dos fatores (ou coeficientes de correlação de cada fator com cada variável) após a rotação ortogonal, incluindo-se também o valor da comunalidade de cada variável, considerando apenas dois fatores.

<sup>3</sup> Ressalte-se que não foi introduzida nenhuma estimativa preliminar da comunalidade, que é a proporção da variância de uma variável que, no modelo de análise fatorial, é explicada pelos fatores comuns a todas as variáveis. É comum utilizar o coeficiente de determinação múltipla de uma regressão de cada variável contra todas as outras como estimativa preliminar de sua comunalidade, mas esse procedimento não pôde ser adotado neste caso porque o número de variáveis é maior do que o número de observações. Os cálculos foram feitos utilizando os programas para análise fatorial do "1130 Statistical System (1130-CA-06X)" da IBM.

TABELA 1

*Pesos dos fatores (após a rotação) e comunalidades na análise fatorial da modernização da agricultura brasileira em 1975*

Variáveis	Fator 1 (Z <sub>1</sub> )	Fator 2 (Z <sub>2</sub> )	Comunalidade
<i>ATTO</i>	<i>0,718</i>	0,343	0,633
<i>AETO</i>	-0,122	0,016	0,015
<i>EATE</i>	<i>0,697</i>	0,501	0,737
<i>BOPA</i>	<i>0,829</i>	-0,101	0,697
<i>DAAL</i>	0,500	0,522	0,523
<i>DIAL</i>	0,529	0,536	0,567
<i>VBTO</i>	<i>0,881</i>	0,372	0,915
<i>VPTO</i>	<i>0,937</i>	0,230	0,932
<i>ELTO</i>	<i>0,756</i>	0,374	0,711
<i>PONT</i>	-0,221	-0,770	0,642
<i>ECTE</i>	0,508	0,606	0,625
<i>POAM</i>	-0,178	-0,752	0,597
<i>ATTR</i>	-0,356	-0,753	0,690
<i>ATAM</i>	-0,316	-0,686	0,571
<i>AETR</i>	-0,330	-0,632	0,509
<i>AEPO</i>	-0,612	0,551	0,678
<i>VBPO</i>	0,150	<i>0,849</i>	0,743
<i>VPPO</i>	0,486	<i>0,749</i>	0,797
<i>DETO</i>	<i>0,896</i>	0,345	0,921
<i>DRBO</i>	0,466	0,025	0,218
<i>DEPO</i>	0,393	<i>0,798</i>	0,792
<i>FITO</i>	<i>0,864</i>	0,322	0,851
<i>FIAE</i>	<i>0,864</i>	0,292	0,833
<i>FIVP</i>	-0,266	<i>0,655</i>	0,500
<i>CGTC</i>	-0,224	0,095	0,059
<i>COOP</i>	0,630	0,341	0,513
<i>EMMO</i>	0,099	<i>0,713</i>	0,518
<i>MTMO</i>	-0,213	0,443	0,242
<i>TEMO</i>	-0,037	<i>0,831</i>	0,692

Foram destacados (em *itálico*), na Tabela 1, os pesos dos fatores superiores a 0,65, em valor absoluto. Verifica-se que o fator 1 (ou Z<sub>1</sub>) apresenta correlação elevada e positiva com as variáveis *ATTO* (área trabalhada/área total), *EATE* (proporção de estabelecimentos com adubação), *BOPA* (bovinos/área de pastagem), *VBTO* (valor dos bens/área total), *VPTO* (valor da produção/área total), *ELTO* (energia elétrica/área total), *DETO* (despesas/área total), *FITO* (valor dos financiamentos/área total) e *FIAE* (valor dos financiamentos/área explorada). Em sín-

tese,  $Z_1$  é uma medida da *intensidade da exploração da terra*, estando associado ao uso de técnicas que aumentam a “produtividade” da terra e ao valor dos financiamentos por hectare.

O fator 2 (ou  $Z_2$ ) está fortemente associado com variáveis relativas ao grau de mecanização: *PONT* (pessoas ocupadas por trator), *POAM* (pessoas ocupadas por arado mecânico), *ATTR* (área trabalhada por trator) e *ATAM* (área trabalhada por arado mecânico). O valor de todas essas variáveis tende a diminuir quando o grau de mecanização cresce. Uma vez que o fator 2 apresenta-se negativamente correlacionado com essas variáveis, conclui-se que o valor de  $Z_2$  varia diretamente com o grau de mecanização. O fator 2 está, ainda, fortemente associado às variáveis *VBPO* (valor dos bens por pessoa ocupada), *VPPO* (valor da produção por pessoa ocupada), *DEPO* (despesas por pessoa ocupada) e *FIVP* (valor dos financiamentos/valor da produção), demonstrando que ele se relaciona ao uso de técnicas que aumentam a produtividade do trabalho e exigem maior financiamento em relação ao valor da produção. Finalmente, verifica-se que  $Z_2$  está positivamente correlacionado com as variáveis que indicam um maior desenvolvimento capitalista das relações de trabalho, particularmente *EMMO* (empregados/mão-de-obra total) e *TEMO* (mão-de-obra por empreitada/mão-de-obra total). Em síntese,  $Z_2$  mede o grau de mecanização e a modernização das relações de trabalho.

Deve-se notar que algumas variáveis entram com pesos semelhantes nos dois fatores, como é o caso de *DAAL* (despesa com adubos/área de lavoura), *DIAL* (despesa com inseticidas e fungicidas/área de lavoura), *ECTE* (proporção de estabelecimentos com colheitadeiras) e *AEPO* (área explorada por pessoa ocupada), ressaltando-se que no caso desta última variável a correlação com  $Z_1$  é negativa e a correlação com  $Z_2$  é positiva.

Há, finalmente, variáveis que são pouco correlacionadas com os dois fatores principais, fazendo com que sua comunalidade seja baixa. É o que ocorre com *AETO* (proporção da área explorada) e *CGTC* (participação do crédito governamental no total do crédito). É claro que essas duas variáveis poderiam ser eliminadas da análise, sem alterar sensivelmente os resultados apresentados.

### 2.3 — Valores dos fatores

Na Tabela 2 são apresentados os valores de  $Z_1$  e de  $Z_2$  para cada uma das 23 unidades geográficas consideradas, calculados de maneira que ambos

sejam variáveis reduzidas, isto é, com média zero e variância igual a 1. Para facilitar a visualização da situação de cada unidade, os pares de valores ( $Z_1$ ,  $Z_2$ ) foram colocados em um sistema de eixos cartesianos ortogonais, como mostra o Gráfico 1. Uma vez que, além de serem variáveis reduzidas,  $Z_1$  e  $Z_2$  são não-correlacionadas (ortogonais), os pontos tendem a se distribuir pelos quatro quadrantes.

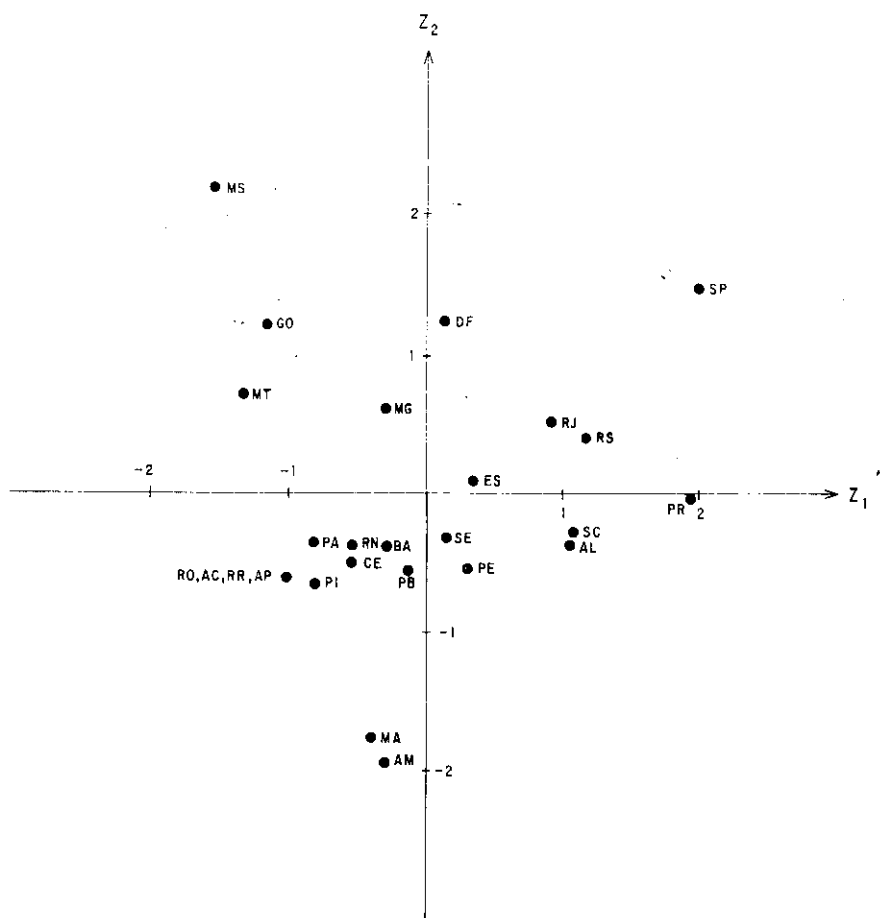
No primeiro quadrante temos as unidades para as quais  $Z_1$  e  $Z_2$  são positivos, isto é, as unidades onde tanto a intensidade de exploração da terra como o grau de mecanização e modernização das relações de trabalho são relativamente elevados, destacando-se os estados de São Paulo e Rio Grande do Sul, que podem ser caracterizados como o “pólo” capitalista da agricultura brasileira.

TABELA 2

*Valores dos fatores relativos à modernização da agricultura brasileira em 1975 para cada unidade da Federação*

Unidades da Federação	Fator 1 ( $Z_1$ )	Fator 2 ( $Z_2$ )
Rondônia, Acre, Roraima, Amapá	-0,996	-0,602
Amazonas	-0,264	-1,914
Pará	-0,803	-0,377
Maranhão	-0,350	-1,767
Piauí	-0,856	-0,635
Ceará	-0,528	-0,481
Rio Grande do Norte	-0,524	-0,349
Paraíba	-0,133	-0,535
Pernambuco	0,318	-0,496
Alagoas	1,055	-0,324
Sergipe	0,159	-0,316
Bahia	-0,284	-0,378
Minas Gerais	-0,301	0,603
Espírito Santo	0,333	0,091
Rio de Janeiro	0,920	0,517
São Paulo	1,975	1,497
Paraná	1,978	-0,005
Santa Catarina	1,078	-0,289
Rio Grande do Sul	1,156	0,422
Mato Grosso do Sul	-1,540	2,190
Mato Grosso	-1,349	0,694
Goiás	-1,185	1,217
Distrito Federal	0,139	1,234

Gráfico 1  
 REPRESENTAÇÃO DOS VALORES DOS FATORES ( $Z_1$  e  $Z_2$ )  
 DA ANÁLISE FATORIAL NÃO-PONDERADA



No segundo quadrante encontram-se os estados para os quais  $Z_2$  é positivo e  $Z_1$  é negativo, ou seja, em que há um grau relativamente elevado de mecanização e de disseminação das relações de trabalho capitalistas, porém uma baixa intensidade de exploração da terra. De fato, os três estados que tipicamente apresentam essas características (Mato Grosso do

Sul, Mato Grosso e Goiás) compõem o que pode ser chamado de “fronteira capitalizada”, em que a expansão da agricultura nas duas últimas décadas deu-se com base em grandes empreendimentos de pecuária extensiva (daí o valor negativo para  $Z_1$ ), associados à implantação de atividades agrícolas altamente tecnificadas, com elevado grau de mecanização, como é o caso da soja em Goiás e no Mato Grosso do Sul. Note-se, inclusive, que os valores de  $Z_2$  para estes dois estados são bastante elevados, em comparação com São Paulo, justificando a idéia de que naquelas áreas a agricultura desenvolveu-se como uma espécie de “frente avançada do capitalismo paulista”, conforme a expressão utilizada por Cano (1981) ao analisar o movimento de integração do mercado nacional.

O estado de Minas Gerais também se encontra no segundo quadrante, porém podemos observar que os valores absolutos de  $Z_1$  e  $Z_2$  já são bem menores do que os dos outros três estados, sugerindo que o grau de modernização da agricultura mineira é mais semelhante ao dos estados localizados no primeiro quadrante. Esse é também o caso do estado do Paraná, como se verá adiante.

O conjunto de unidades com valores negativos para  $Z_1$  e  $Z_2$ , portanto com a agricultura mais “atrasada” do País, seja do ponto de vista da intensidade de exploração da terra ou do grau de mecanização e do avanço das relações de produção capitalistas, abrange duas grandes áreas. De um lado, estão as seis unidades da Federação que compõem a grande região Norte, que pode ser caracterizada como a “fronteira não capitalizada”, em que têm predominado as frentes especulativas na ocupação da terra [Mueller (1983)], assim como as mais tradicionais formas de dominação do capital mercantil nas atividades agropecuárias. De outro lado, temos nesse mesmo quadrante seis estados da região Nordeste, onde se concentra o campesinato mais tradicional, dedicado principalmente (embora não exclusivamente) à produção de alimentos básicos e outros produtos de baixo valor comercial.

Finalmente, no quarto quadrante, com valores positivos para  $Z_1$  (grau de intensidade de exploração da terra relativamente alto) e negativos para  $Z_2$  (grau relativamente baixo de mecanização e de modernização das relações de trabalho), temos também dois subconjuntos de estados: três do Nordeste (Pernambuco, Alagoas e Sergipe), onde está concentrada a produção de cana-de-açúcar na região e, portanto, onde temos, ao lado do campesinato tradicional, a presença de usinas com grau relativamente mais elevado de tecnificação da produção agrícola; e os estados de Santa Catarina e Paraná, onde a importância da pequena produção familiar tecnifi-



cada, em especial ligada à produção de carnes (Santa Catarina) e de soja e trigo (Paraná), se reflete no alto grau de intensidade de exploração da terra. Observa-se, no entanto, que o estado do Paraná, de acordo com sua posição no gráfico, deve apresentar características de modernização da agricultura bastante semelhantes às dos estados do primeiro quadrante, especialmente São Paulo e Rio Grande do Sul.

Em síntese, os valores dos fatores para as unidades da Federação, considerados conjuntamente, refletem as desigualdades do grau de difusão do progresso técnico na agricultura em termos regionais, que por sua vez constitui expressão do processo desigual do desenvolvimento capitalista no País.

#### 2.4 — Análise fatorial ponderada

Nas duas subseções anteriores foram apresentados os resultados de uma análise fatorial não-ponderada, isto é, uma análise em que todas as observações participaram com o mesmo peso. Tratando-se de uma análise da modernização da agricultura brasileira em 1975, pode-se argumentar que os índices referentes ao estado de São Paulo, cuja produção agropecuária naquele ano foi de aproximadamente 27 bilhões de cruzeiros correntes, devem receber mais peso do que, por exemplo, os referentes a Sergipe, cuja produção agropecuária naquele ano atingiu apenas 0,7 bilhão. Foi feita, então, uma análise fatorial ponderada utilizando os fatores de ponderação apresentados na última coluna da Tabela 4, que correspondem, aproximadamente, ao valor da produção agropecuária da unidade em 1975, em bilhões de cruzeiros correntes.<sup>4</sup> O Distrito Federal foi eliminado da análise porque o valor da produção agropecuária nessa unidade em 1975 foi inferior a 0,1 bilhão.

Considerando novamente apenas dois fatores, verifica-se que a eles correspondem 65,6% da variância total. Adotando o mesmo procedimento descrito anteriormente, são apresentados na Tabela 3 os pesos dos fatores após a rotação ortogonal, bem como o valor da comunalidade de cada variável.

<sup>4</sup> O fator de ponderação tinha de ser um número inteiro, porque para fazer uma análise fatorial ponderada com o programa disponível foi necessário repetir cada observação tantas vezes quanto fosse o valor do respectivo fator de ponderação.

TABELA 3

*Pesos dos fatores (após a rotação) e comunalidades na análise fatorial ponderada da modernização da agricultura brasileira em 1975*

Variáveis	Fator 1 ( $W_1$ )	Fator 2 ( $W_2$ )	Comunalidade
ATTO	0,853	0,015	0,727
AETO	-0,206	-0,047	0,045
EATE	0,792	0,123	0,643
BOPA	0,795	-0,419	0,808
DAAL	0,877	0,253	0,833
DIAL	0,946	0,163	0,922
VBTO	0,962	-0,032	0,927
VPTO	0,928	-0,257	0,928
ELTO	0,784	0,242	0,673
PONT	-0,554	-0,293	0,393
ECTE	0,872	0,110	0,773
POAM	-0,488	-0,280	0,317
ATTR	-0,688	-0,184	0,507
ATAM	-0,580	-0,216	0,383
AETR	-0,571	-0,169	0,354
AEPO	-0,350	0,750	0,685
VBPO	0,594	0,685	0,823
VPPO	0,860	0,417	0,913
DETO	0,960	-0,050	0,924
DRBO	0,128	-0,608	0,385
DEPO	0,787	0,534	0,904
FITO	0,963	-0,132	0,945
FIAE	0,945	-0,192	0,929
FIVP	0,016	0,689	0,475
CGTC	-0,578	-0,221	0,383
COOP	0,523	-0,088	0,282
EMMO	0,379	0,754	0,713
MTMO	0,089	0,760	0,586
TEMO	0,345	0,859	0,857

Em comparação com a análise desenvolvida na Subseção 2.3, a interpretação dos fatores no caso da análise fatorial ponderada fica um tanto mais difícil. Agora, o fator 1 passa a se associar com variáveis relativas à intensidade de exploração da terra (*ATTO*, *EATE*, *BOPA*, *DAAL*, *DIAL*, *VBTO*, *VPTO*, *ELTO*, *DETO*, *FITO* e *FIAE*) e também com variáveis relacionadas com o grau de mecanização (*ECTE* e *ATTR*) e com a produtividade do trabalho (*VPPO* e *DEPO*). O fator 2, por sua vez, apresenta correlação positiva e alta com variáveis também ligadas à produtividade

do trabalho (*AEPO* e *VBPO*), além de variáveis indicadoras da modernização das relações de trabalho (*EMMO*, *MTMO* e *TEMO*) e da variável *FIVP*.

É interessante notar que a variável *CGTC* apresenta correlação negativa com os dois fatores e, em relação ao fator 1, seu peso não é desprezível. Essa é aparentemente uma constatação estranha, já que seria de se esperar uma correlação positiva entre a presença do crédito obtido de entidades governamentais e o grau de modernização da agricultura. Uma possível explicação para o fato pode ser a concentração da rede bancária privada nos estados mais desenvolvidos, fazendo com que o agricultor disponha de mais fontes alternativas para obtenção do crédito, enquanto nos estados periféricos (especialmente das regiões Norte e Nordeste) existe um menor número de agências, tornando praticamente indispensável o recurso às entidades governamentais. Isto justificaria, por exemplo, o fato de que a menor participação do crédito de fontes governamentais do País em 1975 encontrava-se em São Paulo (71%), enquanto a maior estava no Amapá (99%). No entanto, a importância da variável *CGTC* pode ser minimizada, visto que o valor da comunalidade neste caso é relativamente baixo (0,383).

Considerando agora os valores dos fatores, que estão indicados por  $W_1$  e  $W_2$ , para cada uma das 22 unidades geográficas (Tabela 4 e Gráfico 2), podemos verificar que a posição relativa entre os estados não se altera substancialmente, em comparação com a análise não-ponderada. Aparentemente, é como se ocorresse um deslocamento do eixo das ordenadas para a direita, passando a englobar a grande maioria dos estados nos segundo e terceiro quadrantes, embora esta comparação não seja rigorosamente válida, porque os fatores  $W_1$  e  $W_2$  da análise ponderada não são equivalentes aos fatores  $Z_1$  e  $Z_2$  da análise não-ponderada.

Quando se pondera a análise fatorial segundo a importância relativa das unidades na produção agropecuária, o estado de São Paulo ganha notório destaque, passando a ser o único com valores positivos para os dois fatores (e, por conseguinte, o único a ocupar o primeiro quadrante do gráfico). No segundo quadrante permanecem os estados da região Centro-Oeste, além de Minas Gerais e Rio de Janeiro, e no quarto quadrante aparecem Paraná e Rio Grande do Sul. É no terceiro quadrante, ou seja, com valores negativos para  $W_1$  e  $W_2$ , portanto com maior grau de atraso do processo de modernização da agricultura, que se encontra a

TABELA 4

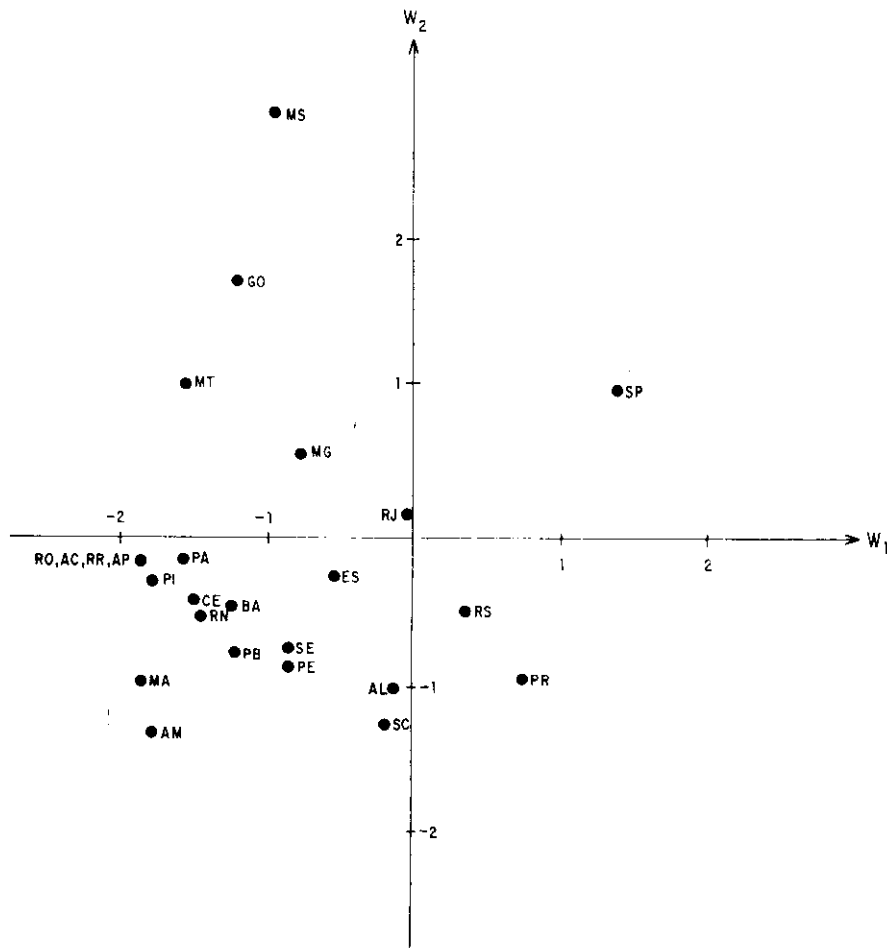
*Valores dos fatores relativos à modernização da agricultura brasileira em 1975 na análise fatorial ponderada, por unidades da Federação*

Unidades da Federação	Fator 1 ( $W_1$ )	Fator 2 ( $W_2$ )	Fator de ponderação da observação
Rondônia, Acre, Roraima, Amapá	-1,864	-0,160	1
Amazonas	-1,744	-1,313	1
Pará	-1,571	-0,145	2
Maranhão	-1,804	-0,974	2
Piauí	-1,762	-0,294	1
Ceará	-1,474	-0,442	2
Rio Grande do Norte	-1,416	-0,504	1
Paraíba	-1,202	-0,796	2
Pernambuco	-0,861	-0,889	4
Alagoas	-0,127	-1,031	2
Sergipe	-0,848	-0,756	1
Bahia	-1,222	-0,446	7
Minas Gerais	-0,785	0,543	17
Espírito Santo	-0,585	-0,264	2
Rio de Janeiro	-0,039	0,135	3
São Paulo	1,362	0,946	27
Paraná	0,760	-0,979	23
Santa Catarina	-0,186	-1,232	7
Rio Grande do Sul	0,344	-0,500	22
Mato Grosso do Sul	-0,973	2,784	4
Mato Grosso	-1,550	1,005	1
Goiás	-1,205	1,686	7

maioria das unidades (o total das regiões Norte e Nordeste e os estados de Santa Catarina e Espírito Santo),<sup>5</sup> embora elas representem em conjunto apenas 25% da produção agropecuária nacional. Esta é uma conclusão esperada, pois mostra que a maior parcela da produção agropecuária

<sup>5</sup> O fato de Santa Catarina e Espírito Santo encontrarem-se no mesmo quadrante que as regiões Norte e Nordeste não quer dizer que os padrões tecnológicos sejam os mesmos em todas essas unidades geográficas. Sua inclusão no terceiro quadrante está fundamentalmente relacionada com a alta participação da mão-de-obra familiar na agricultura desses estados.

Gráfico 2  
 REPRESENTAÇÃO DOS VALORES DOS FATORES ( $W_1$  e  $W_2$ )  
 DA ANÁLISE FATORIAL PONDERADA



ria do País provém das áreas de agricultura mais moderna, que operam com níveis mais elevados de produtividade do trabalho e/ou de intensidade de exploração da terra. A forma como se distribuem as unidades geográficas no Gráfico 2, associada aos pesos relativos de cada uma na produção nacional, permite visualizar claramente esse fato.

### 3 — As relações entre modernização, renda média, pobreza e desigualdade

Nesta seção serão analisadas as relações entre as medidas de modernização da agricultura, obtidas através da análise fatorial, e algumas características da distribuição de renda na área rural. Será considerada a distribuição de renda entre as pessoas economicamente ativas (PEA) na agropecuária, extração vegetal e pesca, de acordo com o Censo Demográfico de 1980 (resultados definitivos).<sup>6</sup>

Um dos problemas encontrados no cálculo das medidas associadas à distribuição de renda e que adquire particular importância no caso da PEA na agropecuária diz respeito à fração da população “sem rendimentos”. Como se trata da população economicamente ativa e dada a elevada proporção de mão-de-obra familiar não remunerada presente no setor agropecuário, torna-se importante incluir essa fração da PEA “sem rendimentos” no cálculo daquelas medidas, já que, embora essas pessoas não recebam uma renda (em dinheiro ou espécie) a título de pagamento pelo seu trabalho, participam efetivamente não só da geração da renda global como também da distribuição do produto total do setor.<sup>7</sup>

Ao incluir, todavia, essa fração atribuindo-lhe renda igual a zero, estamos superestimando os índices de desigualdade, pois na realidade essa população participa de algum modo no produto global do setor, para ter garantida sua sobrevivência.

Levando em conta esses aspectos, optamos por apresentar os resultados desta seção para duas distribuições da PEA agrícola: uma que inclui as pessoas sem rendimento, atribuindo-lhes renda zero, e outra excluindo essa fração da PEA. Para distinguir esses dois casos, utilizaremos o subscrito *c* junto às variáveis associadas à distribuição de renda quando se incluem na PEA as pessoas com renda zero e o subscrito *s* no caso contrário.

<sup>6</sup> Uma vez que as publicações do Censo Demográfico de 1980 não apresentam os valores do rendimento médio nos 10 estratos de renda (cujos limites inferiores são 0, 1/4, 1/2, 1, 1,5, 2, 3, 10 e 20 salários mínimos), estes valores foram fixados em 0,18, 0,42, 0,80, 1,25, 1,75, 2,5, 3,8, 7, 14 e 35 salários mínimos.

<sup>7</sup> Embora a mão-de-obra familiar não remunerada não tenha “rendas” individuais declaradas, estamos admitindo que na maioria dos casos o chefe da família declarou em seu nome o valor total da renda que seria distribuída entre os membros da família.

### 3.1 — Aspectos da distribuição de renda

Neste trabalho são consideradas quatro medidas descritivas da distribuição de renda entre a PEA ocupada nas atividades agropecuárias: o rendimento médio mensal ( $m$ ), o índice de pobreza de Sen ( $P$ ), o índice de Gini ( $G$ ) e a participação, na renda global, dos 10% mais ricos da população ( $10^+$ ).

O rendimento médio mensal ( $m$ ) é expresso em número de salários mínimos, considerando o valor do maior salário mínimo vigente em 1980.

Para o cálculo do índice de Gini e interpolação dos decis, admitiu-se que a distribuição dentro dos estratos com limites finitos tem função de densidade linear. No caso do último estrato, sem limite superior finito, admitiu-se que a distribuição dentro do estrato é a de Pareto, com dois parâmetros.<sup>8</sup>

Além desses indicadores tradicionais, incluiu-se também um índice de pobreza. A definição de pobreza envolve sempre um certo grau de arbitrariedade, já que as medidas utilizadas para avaliar sua extensão baseiam-se na idéia de um limite absoluto de renda denominado linha de pobreza, previamente estabelecido, abaixo do qual os indivíduos são considerados pobres.

Neste trabalho foi utilizado como medida do grau de pobreza o índice  $P$ , proposto por Sen (1976), e como limite para definir a linha de pobreza o valor do maior salário mínimo em 1980. Dessa forma, são considerados pobres os indivíduos cuja renda era igual ou inferior a um salário mínimo. Como foi utilizada sempre a mesma linha de pobreza, independentemente da renda média local, trata-se de uma medida de pobreza absoluta.

Chamando de  $H$  a proporção de pobres na população, de  $I$  a razão entre a insuficiência de renda (isto é, o valor que falta para que a renda dos pobres atingisse o limite da linha de pobreza) e o montante de renda que deveria ser recebido pelos pobres para que aquela insuficiência de renda fosse eliminada, e de  $G^*$  o índice de Gini da desigualdade da distribuição de renda entre os pobres, o índice  $P$  pode ser definido como:

$$P = H[I + (1 - I)G^*]$$

<sup>8</sup> Para maiores detalhes sobre o método utilizado, ver Hoffmann (1979).

Esse índice capta, portanto, a extensão da pobreza (número de pobres), a intensidade da pobreza (medida pela insuficiência de renda) e os efeitos de uma redistribuição de renda entre os pobres.<sup>9</sup>

Os dados do Censo Demográfico de 1980, utilizados para o cálculo dos índices de pobreza, têm uma série de limitações. Tratando-se de medir a pobreza no setor agropecuário, a principal limitação desses dados é não incluir a produção para autoconsumo. Isso faz com que os índices calculados superestimem a pobreza, especialmente nas unidades da Federação onde a produção familiar é mais importante.

Na Tabela 5 são apresentados os resultados obtidos para os indicadores, para o Brasil e as unidades da Federação, incluindo na distribuição as pessoas sem rendimento.

Inicialmente, cabe ressaltar que, em termos do grau de desigualdade, a distribuição de renda para a PEA agrícola não se distingue do total da PEA no Brasil como um todo: os respectivos índices de Gini são 0,615 e 0,614 e as participações dos 10% mais ricos são 50,0 e 49,9%. Mas a renda *per capita* no setor agropecuário equivale à metade da renda recebida em média pela PEA total (1,30 e 2,63 salários mínimos, respectivamente), denotando o acentuado desnível de renda *per capita* entre os setores da atividade econômica no País.

Além disso, a proporção de pobres ( $H$ ) e o índice de pobreza ( $P$ ) mostram valores bem maiores para a PEA na agropecuária, em comparação com a PEA total, no Brasil como um todo: enquanto para a PEA total  $H = 39,3\%$  e  $P = 0,272$ , para a PEA agrícola esses valores são, respectivamente, 66,6% e 0,487, revelando as precárias condições de sobrevivência da população brasileira ocupada no campo.

Considerando a PEA do setor agropecuário e comparando as diversas regiões do País, constata-se que nos estados do Norte e Nordeste a renda média mostra-se inferior a qualquer dos estados do Centro-Sul, destacando-se o Piauí, onde a renda mensal *per capita* não atingia meio salário mínimo em 1980. Dos estados do Nordeste, apenas na Bahia a renda

<sup>9</sup> Nos dados apresentados no Censo Demográfico de 1980, utilizados para o cálculo de  $G^*$  e  $P$ , só há três estratos de renda abaixo de um salário mínimo. No cálculo de  $G^*$  foram consideradas a desigualdade entre esses três estratos e as estimativas da desigualdade dentro dos estratos, admitindo que a distribuição dentro dos estratos tem função de densidade linear.



TABELA 5

*Brasil e unidades da Federação: rendimento médio mensal em número de salários mínimos ( $m_c$ ), percentagem de pobres ( $H_c$ ),<sup>a</sup> índice de pobreza de Sen ( $P_c$ ),<sup>a</sup> índice de Gini ( $G_c$ ) e percentagem da renda pertencente aos 10% mais ricos ( $10_c^+$ ), para as pessoas economicamente ativas na agropecuária, extração vegetal e pesca, inclusive os sem rendimento — 1980*

Unidades da Federação	$m_c$	$H_c$ (%)	$P_c$	$G_c$	$10_c^+$ (%)	Percentagem dos sem rendimento
Brasil	1,30	66,6	0,487	0,615	50,0	17,4
Rondônia, Acre, Roraima,						
Amapá	1,31	51,1	0,441	0,569	40,0	25,6
Amazonas	1,36	48,0	0,387	0,518	36,0	20,4
Pará	1,40	49,3	0,359	0,512	38,3	16,3
Maranhão	0,71	81,0	0,612	0,520	35,6	18,1
Piauí	0,49	90,8	0,769	0,607	39,3	32,4
Ceará	0,67	87,5	0,650	0,529	37,3	19,9
Rio Grande do Norte	0,74	86,1	0,597	0,497	36,4	15,1
Paraíba	0,60	89,4	0,698	0,552	38,3	23,2
Pernambuco	0,73	85,3	0,620	0,526	38,2	19,1
Alagoas	0,79	84,6	0,564	0,490	37,6	11,9
Sergipe	0,86	80,6	0,546	0,510	38,9	14,9
Bahia	1,04	73,9	0,472	0,516	41,4	12,1
Minas Gerais	1,57	61,1	0,358	0,575	50,0	8,1
Espírito Santo	1,52	60,3	0,464	0,640	51,9	20,9
Rio de Janeiro	1,64	57,6	0,302	0,550	49,0	4,7
São Paulo	2,03	43,2	0,279	0,591	51,3	9,7
Paraná	1,48	62,4	0,517	0,678	54,7	27,0
Santa Catarina	1,57	55,1	0,504	0,671	49,2	32,8
Rio Grande do Sul	1,81	57,3	0,510	0,709	56,0	30,2
Mato Grosso do Sul	2,07	45,6	0,295	0,609	53,1	10,0
Mato Grosso	1,69	46,4	0,319	0,553	45,0	12,6
Goiás	1,85	52,1	0,285	0,572	49,7	5,6
Distrito Federal	2,97	43,1	0,313	0,692	60,6	13,6

<sup>a</sup>Considerando uma linha de pobreza igual a um salário mínimo mensal.

média alcançava um salário mínimo por mês. Já no Centro-Sul destacam-se São Paulo e Mato Grosso do Sul, além do Distrito Federal, em que a renda média da PEA do setor agropecuário chegava a dois salários mínimos mensais.

Quanto ao índice de pobreza, os estados do Nordeste são os que exibem os maiores valores, embora Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul superem o valor observado para a Bahia. Aqui novamente São Paulo e

Mato Grosso do Sul mostram valores para  $\bar{P}$  sensivelmente inferiores à média nacional, o mesmo ocorrendo para o estado de Goiás.

Considerando simplesmente a proporção de pobres, ou seja, a proporção de pessoas economicamente ativas com rendimento mensal inferior a um salário mínimo, as diferenças regionais ficam ainda mais evidentes. É impressionante verificar que em oito estados do Nordeste, do Maranhão a Sergipe, mais de 80% da PEA agrícola estão nessa faixa de pobreza, enquanto nos estados do Centro-Sul essa proporção atinge um máximo de 62% no Paraná. Note-se que na região Norte a proporção de pobres e o índice de pobreza apresentam-se de modo semelhante ao que ocorre nos estados sulinos.

Se as regiões mais “atrasadas” — especialmente o Nordeste — tendem a apresentar as menores rendas médias e um grau maior de pobreza, as desigualdades na distribuição de renda parecem ser mais acentuadas no Centro-Sul. Isto é refletido mais claramente pela participação dos 10% mais ricos na renda total, que apresenta seus valores mais baixos no Amazonas, Maranhão e Rio Grande do Norte, e seus valores máximos no Rio Grande do Sul, Paraná e Mato Grosso do Sul, desconsiderando-se o Distrito Federal.

O índice de Gini, embora no geral não apresente variações muito acentuadas, também tende a refletir em parte um maior grau de desigualdade nos estados de agricultura mais desenvolvida, como é o caso do Rio Grande do Sul, Mato Grosso do Sul e Paraná.

Vale a pena destacar a situação verdadeiramente crítica do Piauí, do ponto de vista de todos os indicadores apresentados: além de possuir a mais baixa renda *per capita* e o maior grau de pobreza rural do País, no estado encontra-se o maior grau de concentração de renda da região Nordeste, ou seja, além de ser “o mais pobre”, é o que tem a renda mais “mal distribuída” na região.

Considerando agora os mesmos indicadores para a PEA agrícola excluindo as pessoas sem rendimento (Tabela 6), elevam-se os valores absolutos da renda média e diminuem os demais indicadores, como é óbvio, porém sem afetar profundamente as posições relativas das diversas regiões, de forma que as conclusões anteriores de ordem geral permanecem válidas.<sup>10</sup>

<sup>10</sup> Verifica-se que o coeficiente de correlação entre  $P_c$  e  $P_r$  para as 23 unidades consideradas é de 0,86. A correlação entre  $G_c$  e  $G_r$  é de 0,80 e entre  $10_c^+$  e  $10_r^+$  é de 0,97.

TABELA 6

*Brasil e unidades da Federação: rendimento médio mensal em número de salários mínimos ( $m_s$ ), percentagem de pobres ( $H_s$ ),<sup>a</sup> índice de pobreza de Sen ( $P_s$ ),<sup>a</sup> índice de Gini ( $G_s$ ) e percentagem da renda pertencente aos 10% mais ricos ( $10_s^+$ ), para as pessoas economicamente ativas na agropecuária, extração vegetal e pesca, exclusive os sem rendimento - 1980*

Unidades da Federação	$m_s$	$H_s$ (%)	$P_s$	$G_s$	$10_s^+$ (%)
Brasil	1,57	59,7	0,303	0,534	46,7
Rondônia, Acre, Roraima, Amapá	1,76	34,3	0,154	0,421	34,5
Amazonas	1,70	34,6	0,145	0,395	31,7
Pará	1,67	39,4	0,156	0,417	35,1
Maranhão	0,87	76,8	0,437	0,415	32,0
Piauí	0,73	86,5	0,544	0,418	32,4
Ceará	0,84	84,4	0,481	0,412	34,0
Rio Grande do Norte	0,87	83,7	0,460	0,407	33,9
Paraíba	0,78	86,2	0,517	0,417	33,9
Pernambuco	0,90	81,8	0,447	0,414	34,3
Alagoas	0,90	82,5	0,453	0,422	35,7
Sergipe	1,01	77,3	0,397	0,424	36,4
Bahia	1,18	70,3	0,341	0,450	39,4
Minas Gerais	1,71	57,7	0,259	0,537	48,6
Espírito Santo	1,93	49,7	0,229	0,545	47,8
Rio de Janeiro	1,72	55,5	0,242	0,528	48,2
São Paulo	2,25	37,0	0,152	0,547	49,6
Paraná	2,02	48,5	0,227	0,539	49,1
Santa Catarina	2,34	33,1	0,159	0,510	41,1
Rio Grande do Sul	2,60	38,8	0,198	0,583	49,0
Mato Grosso do Sul	2,30	39,6	0,166	0,565	51,4
Mato Grosso	1,94	38,7	0,158	0,488	42,7
Goiás	1,96	49,3	0,213	0,546	48,8
Distrito Federal	3,44	34,1	0,143	0,643	57,3

<sup>a</sup>Considerando uma linha de pobreza igual a um salário mínimo mensal.

Merece destaque o fato de que, mesmo eliminando-se da distribuição a PEA sem rendimento, a proporção de pobres no setor agropecuário mantém-se extremamente elevada, atingindo, para o País como um todo, cerca de 60% da PEA do setor.

Outro ponto a ressaltar é que as conclusões anteriores a respeito do estado do Piauí alteram-se no que diz respeito ao grau de concentração de renda, pois agora os índices são maiores em Alagoas, Sergipe e Bahia, dentro do Nordeste.

A exclusão dos sem rendimento afeta mais fortemente os estados em que a mão-de-obra familiar não remunerada é proporcionalmente maior, como, por exemplo, os estados da região Sul e a maior parte dos estados do Nordeste. No caso de São Paulo, Rio de Janeiro e Goiás, por exemplo, as modificações são de menor magnitude.

### 3.2 — Modernização e renda média

Uma vez que as medidas de modernização estão associadas com o nível de desenvolvimento econômico da região, espera-se que elas estejam positivamente relacionadas com a renda *per capita*. Foram feitas, então, regressões da renda *per capita* em cada unidade da Federação contra as medidas do grau de modernização ( $Z_1$  e  $Z_2$  ou  $W_1$  e  $W_2$ ).

Seja  $m_c$  a renda média das pessoas economicamente ativas na agropecuária, extração vegetal e pesca, inclusive as sem rendimento, para cada unidade da Federação. Uma regressão não-ponderada de  $m_c$  contra  $Z_1$  e  $Z_2$ , com 23 observações, produziu a seguinte equação estimada:

$$\hat{m}_c = 1,34 + 0,066Z_1 + 0,452Z_2$$

(0,71)            (4,73\*)

com coeficiente de determinação ( $R^2$ ) igual a 0,536 e valor do teste  $F$  para a regressão igual a 11,54\* (o asterisco é utilizado para indicar que o valor é significativo ao nível de significância de 5% e os valores entre parênteses, colocados abaixo dos coeficientes na equação estimada, são os respectivos valores do teste  $t$ ).

Considerando a distribuição da PEA excluindo os sem rendimento e chamando de  $m_s$  a respectiva renda média, a nova regressão não-ponderada, contra  $Z_1$  e  $Z_2$ , passa a ser:

$$\hat{m}_s = 1,63 + 0,142Z_1 + 0,455Z_2$$

(1,17)            (3,65\*)

com  $R^2 = 0,427$  e valor do teste  $F$  para a regressão igual a 7,45\*.

Verifica-se que nas duas distribuições — incluindo ou não os sem rendimento — os dois fatores,  $Z_1$  e  $Z_2$ , apresentam-se positivamente relacionados com a renda média, sendo mais forte a influência de  $Z_2$ , que é o fator mais especificamente associado à produtividade da mão-de-obra.

A regressão ponderada de  $m_c$  contra  $W_1$  e  $W_2$ , com 22 observações (excluindo o Distrito Federal), produziu a seguinte equação estimada:

$$\hat{m}_c = 1,59 + 0,241W_1 + 0,241W_2$$

(4,88\*)      (4,77\*)

com  $R^2 = 0,711$  e  $F = 23,41^*$ . Aqui os dois fatores mostram efeito positivo e estatisticamente significativo sobre a renda média, sendo que a influência de ambos possui igual magnitude.

Quando se excluem da distribuição as pessoas sem rendimento, apenas o fator  $W_1$  mostra um efeito estatisticamente significativo sobre a renda média: o coeficiente de determinação e o valor de  $F$ , por sua vez, indicam um ajustamento pior do que na regressão anterior, quando os sem rendimento eram incluídos na população. Os resultados da regressão de  $m_s$  contra  $W_1$  e  $W_2$  foram:

$$\hat{m}_s = 1,96 + 0,326W_1 + 0,093W_2$$

(3,66\*)      (1,03)

com  $R^2 = 0,433$  e  $F = 7,26^*$ .

### 3.3 — Modernização e pobreza rural <sup>11</sup>

Em comparação com os efeitos da modernização da agricultura sobre a renda média, esses mesmos efeitos sobre a pobreza rural são menos previsíveis, principalmente quando se leva em conta a questão do tempo. A longo prazo, a modernização tende a reduzir a pobreza, já que se associa a um desenvolvimento geral da economia que traz consigo a adaptação do sistema às novas estruturas produtivas e institucionais, particularmente à maior capacidade de organização política das camadas de menor renda. A curto prazo, porém, o processo de modernização pode ter efeitos positivos e negativos em relação à pobreza. Como efeito positivo, isto é, que tende a reduzir a pobreza, pode ser citado o aumento da produtividade e da renda agrícola. Como efeito negativo pode ser citado o aumento do desemprego e do subemprego rural, especialmente com a disseminação do

<sup>11</sup> Este trabalho já estava sendo redigido quando os autores tomaram conhecimento do estudo de Cunha (1978), que relaciona pobreza e modernização na agricultura brasileira em 1970, após obter medidas desses conceitos através da análise fatorial, utilizando dados ao nível de microrregião homogênea.

trabalho temporário e a queda na renda real de algumas categorias quando da monetarização da renda, em substituição a pagamentos em espécie ou a arranjos que permitem o acesso de trabalhadores a pequenos lotes de terra para subsistência.

Considerando, porém, a análise estática desenvolvida neste trabalho, verificou-se a existência de uma relação inversa entre o grau de modernização e o índice de pobreza, ou seja, as regiões com agricultura mais moderna tendem a apresentar menor grau de pobreza rural.

Foram feitas regressões do índice de pobreza de Sen contra os fatores  $Z_1$  e  $Z_2$  (e  $W_1$  e  $W_2$ , na análise ponderada), tendo-se obtido os resultados a seguir apresentados.

Para a regressão não-ponderada, e sendo  $P_c$  o índice de pobreza de Sen, incluindo os sem rendimento, a equação estimada é:

$$\hat{P}_c = 0,472 + 0,0091Z_1 - 0,0959Z_2$$

(0,36)            (- 3,69\*)

com coeficiente de determinação ( $R^2$ ) igual a 0,407 e valor do teste  $F$  para a regressão igual a 6,86\*.

Excluindo a fração da população sem rendimento, a equação estimada passa a ser:

$$P_s = 0,291 - 0,0101Z_1 - 0,0684Z_2$$

(- 0,35)            (- 2,33\*)

com coeficiente de determinação ( $R^2$ ) igual a 0,219 e valor do teste  $F$  para a regressão igual a 2,81.

Para a regressão ponderada de  $P$  contra  $W_1$  e  $W_2$  a equação estimada para a PEA incluindo os sem rendimento é:

$$\hat{P}_c = 0,431 - 0,0307W_1 - 0,1029W_2$$

(- 2,29\*)            (- 7,52\*)

com  $R^2 = 0,766$  e valor do teste  $F$  para a regressão igual a 31,03\*.

Para a PEA excluindo os sem rendimento obtemos:

$$\hat{P}_s = 0,235 - 0,0538W_1 - 0,0342W_2$$

(- 3,36\*)            (- 2,09)

com  $R^2 = 0,453$  e  $F = 7,87^*$ .

Note-se que no caso das regressões não-ponderadas apenas o fator 2 ( $Z_2$ ), mais diretamente associado às relações de trabalho e à sua produ-

vidade, tem coeficiente estatisticamente significativo. Note-se também que, ao se excluir a fração da PEA sem rendimento, embora o coeficiente de  $Z_2$  ainda se mostre estatisticamente diferente de zero, o teste  $F$  da regressão não é significativo ao nível de 5%. Utilizando o modelo quadrático, verificou-se que, além do valor de  $F$  também não ser significativo, nenhum dos coeficientes de regressão diferia estatisticamente de zero.

Já no caso das regressões ponderadas, quando são incluídos os sem rendimento o índice de pobreza de Sen mostra-se inversamente relacionado com o grau de modernização, com coeficientes estatisticamente diferentes de zero para  $W_1$  e  $W_2$ . Quando são excluídas as pessoas com renda igual a zero, verifica-se a mesma relação inversa, porém apenas o coeficiente de  $W_1$  difere de zero ao nível de significância de 5%. Também para este caso foi feita uma regressão quadrática, verificando-se que a inclusão dos termos quadráticos em nada contribui para melhorar os resultados estatísticos obtidos com a regressão linear.

Frente aos resultados obtidos, podemos concluir que a modernização da agricultura brasileira tende a se associar com menores níveis de pobreza rural, mas julgamos necessário qualificar essa conclusão, em dois sentidos.

Em primeiro lugar, a associação inversa entre modernização e pobreza, sugerida pelas regressões, não significa que o maior grau de modernização da agricultura "causa" níveis menores de pobreza no meio rural. Além de outros fatores determinantes do grau de pobreza, deve-se levar em conta que em certas regiões o próprio grau de pobreza previamente existente, refletindo o nível geral de desenvolvimento da região, pode ter tido seus efeitos na maior ou menor facilidade de difusão do progresso técnico na agricultura.

Em segundo lugar, devemos ter em mente que a modernização da agricultura na década de 70 ocorre num contexto geral de desenvolvimento e modernização da economia como um todo, inclusive em seu aparato institucional, e que nesse contexto dois elementos são fundamentais para nossos propósitos: a urbanização acelerada e a redução geral da pobreza absoluta no País.

Embora o fenômeno de redução da pobreza seja comum a todos os setores da economia, no caso particular da agricultura há um aspecto específico, isto é, a redução relativa (e em alguns casos absoluta) da população ocupada, ou, em outros termos, a questão do êxodo rural. A partir dos dados apresentados por Martine (1982) sobre os índices migratórios para as unidades da Federação no período 1970/80, calculados pela razão entre o saldo migratório líquido das áreas rurais nesse período e a

população rural em 1970, pudemos constatar uma forte correlação entre os fatores de modernização e aqueles índices migratórios, isto é, nos estados de agricultura mais modernizada é que, em termos proporcionais, o êxodo rural foi maior. Assim, apesar da redução dos níveis de pobreza, tanto nas áreas rurais como nas urbanas, pode-se questionar quantos dos 15,6 milhões de pessoas que deixaram o campo na década de 70 para se concentrarem nas grandes cidades brasileiras tiveram seu nível de vida melhorado, apesar de, possivelmente, se terem tornado “menos pobres” em termos monetários. É o caso, por exemplo, dos pequenos produtores familiares, que deixaram as áreas rurais, onde tinham pelo menos parte de sua subsistência garantida pelo cultivo de alimentos, para se dirigirem às periferias urbanas, onde a renda monetária pode ter-se elevado, mas em detrimento do nível quantitativo e qualitativo do consumo.

### 3.4 — Modernização e desigualdade

Para analisar as relações entre o grau de modernização da agricultura e a desigualdade da distribuição de renda no meio rural foram feitas regressões utilizando diversas medidas de desigualdade. Nas Tabelas 7 e 8 encontram-se os principais resultados, para as regressões não-ponderadas e ponderadas, respectivamente.

No caso das regressões não-ponderadas, verifica-se uma associação positiva entre o índice de Gini e os fatores de modernização, porém com um ajustamento melhor quando são excluídas da PEA as pessoas sem rendimento, obtendo-se neste caso um valor bastante expressivo para o coeficiente de determinação ( $R^2 = 0,705$ ). Note-se que, ao incluir os sem rendimento na distribuição, apenas o coeficiente de  $Z_2$  difere estatisticamente de zero, sendo que aqui o valor de  $R^2$  é bem mais baixo.

Já a participação dos 10% mais ricos na renda total mostra-se também positivamente relacionada com os fatores de modernização, porém o efeito da modernização neste caso parece ser bem mais evidente: tanto incluindo como excluindo os sem rendimento, todos os coeficientes de regressão são significativamente diferentes de zero e os valores de  $R^2$  bastante elevados.

As regressões quadráticas, por não contribuírem para alterar os resultados já obtidos, não são apresentadas na Tabela 7.

As regressões ponderadas, por sua vez, mostraram geralmente resultados melhores quando se adotou o modelo quadrático, razão pela qual apenas os resultados obtidos com esse modelo são apresentados na Tabela 8.



Em princípio, verifica-se que o grau de desigualdade da distribuição de renda está associado com o nível da modernização da agricultura, mas o que chama a atenção no caso das regressões ponderadas é que os termos quadráticos do fator  $W_1$  têm coeficientes altamente significativos, à diferença do que ocorreu com as regressões não-ponderadas. Mais ainda, o elemento novo que surge agora na análise é que, calculadas as abscissas ( $W_1$ ) dos pontos de máximo das parábolas, para as quatro regressões da Tabela 8, constata-se que os  $W_1$  observados para São Paulo e Paraná estão sempre acima daquelas abscissas.

Podemos concluir que a concentração de renda entre a PEA agrícola tende, em geral, a crescer com a modernização, porém há evidências de que esse crescimento não se dá uniformemente para todos os níveis de modernização. A função de segundo grau ajustada apresenta um máximo, ou seja, é crescente até um determinado ponto. Uma vez que há apenas dois pontos observados além do ponto de máximo, não podemos afirmar

TABELA 7

*Resultados das análises de regressão não-ponderada entre medidas do grau de desigualdade da distribuição de renda na agricultura, em 1980, e indicadores de modernização, em 1975, para o Brasil (n = 23 unidades da Federação) <sup>a</sup>*

Variáveis dependentes <sup>b</sup>	Termos constantes	Coefficientes de $Z_1$	Coefficientes de $Z_2$	$R^2$	F
$G_c$	0,573	0,0237 (1,92)	0,0296 (2,34*)	0,320	4,71*
$G_s$	0,481	0,0219 (2,42*)	0,0595 (6,41*)	0,705	23,86*
$(10^+)_c$	44,7	2,56 (2,65*)	6,01 (6,06*)	0,690	22,27*
$(10^+)_s$	41,2	2,09 (2,52*)	6,86 (8,06*)	0,783	36,16*

<sup>a</sup>Os valores entre parênteses representam os resultados do teste *t* para os coeficientes de regressão. O asterisco indica que o valor é significativo ao nível de significância de 5%.

<sup>b</sup> $G_c$  = índice de Gini para a distribuição, incluindo os sem rendimento;

$G_s$  = índice de Gini para a distribuição, excluindo os sem rendimento;

$(10^+)_c$  = percentagem da renda pertencente aos 10% mais ricos, incluindo os sem rendimento; e

$(10^+)_s$  = percentagem da renda pertencente aos 10% mais ricos, excluindo os sem rendimento.

TABELA 8

*Resultados das análises de regressão ponderadas entre medidas do grau de desigualdade da distribuição de renda na agricultura, em 1980, e indicadores de modernização, em 1975, para o Brasil (n = 22 unidades da Federação) <sup>a</sup>*

Variáveis dependentes <sup>b</sup>	Termos constantes	Coefficientes de $W_1$	Coefficientes de $W_2$	Coefficientes de $W_1^2$	Coefficientes de $W_2^2$	R <sup>2</sup>	F
$G_c$	0,637	0,0319 (3,05*)	-0,0200 (-1,46)	-0,0357 (-2,61*)	0,0114 (1,22)	0,604	6,48*
$G_s$	0,566	0,0294 (4,25*)	0,0255 (2,80*)	-0,0377 (-4,14*)	-0,0003 (-0,04)	0,732	11,58*
(10 <sup>+</sup> ) <sub>c</sub>	53,7	3,48 (4,47*)	1,76 (1,73)	-4,03 (-3,95*)	0,241 (0,34)	0,720	10,95*
(10 <sup>+</sup> ) <sub>s</sub>	49,9	3,06 (4,87*)	3,81 (4,63*)	-3,49 (-4,24*)	-0,31 (-0,54)	0,797	16,63*

<sup>a</sup>Ver Tabela 7.

<sup>b</sup>*Ibid.*

com segurança a existência de uma tendência para a desigualdade da distribuição de renda passar a decrescer em função da maior modernização.

De qualquer forma, se retornarmos às Tabelas 4, 5 e 6, vamos constatar que os estados que apresentam os maiores valores para  $W_1$  (São Paulo, Paraná e Rio Grande do Sul) e para  $W_2$  (Mato Grosso do Sul e Goiás) também apresentam os graus máximos de desigualdade para a distribuição de renda.

No entanto, mesmo levando em consideração que a desigualdade da distribuição de renda seja crescente com o grau de modernização apenas até que este atinja determinado limite, isto não implica que uma possível estabilização, ou mesmo uma redução da desigualdade, seja uma decorrência intrínseca ou “natural” da própria modernização. São tantos os fatores históricos — econômicos, sociais, políticos — associados com as mudanças na distribuição de renda ao longo do tempo que seria no mínimo insuficiente tentar formular previsões unicamente a partir da modernização da agricultura e, sobretudo, de um corte temporal como o aqui utilizado. Mesmo porque não se pode pressupor que as áreas de agricultura mais atrasada terão que passar necessariamente pelas mesmas “etapas” ou pela mesma forma da modernização já alcançada pelas regiões mais desenvolvidas.

Na verdade, a conclusão mais geral a que podemos nos ater neste trabalho, a partir da análise estática que foi desenvolvida, é que, em termos regionais do País, maiores níveis de modernização da agricultura tendem a se associar inequivocamente com maiores índices de concentração de renda. Embora aqui também possa ser levantada uma discussão acerca da causalidade do processo, acreditamos que as características da modernização da agricultura brasileira — especialmente as que dependem da escala de produção, como é o caso da mecanização — e as políticas associadas, como as de crédito rural e fundiária, são em grande parte responsáveis pelas desigualdades da distribuição de renda no setor agropecuário. Mesmo que não se possa negar a existência de circularidade nesse processo de causação, os elementos já apresentados na introdução deste trabalho permitem concluir que há um sentido predominante, isto é, o processo de modernização da agricultura brasileira — na forma e no contexto geral em que vem ocorrendo — tem contribuído para agravar as desigualdades econômicas no setor.

Os resultados sugerem, portanto, que a modernização da agricultura brasileira tendeu a favorecer o aumento da participação relativa das camadas mais ricas na apropriação da renda total. Como essa renda inclui todos os tipos de rendimentos — também, portanto, os lucros e a renda da terra —, podemos estender as conclusões anteriores no seguinte sentido: o processo de modernização associou-se a uma melhoria geral dos níveis de renda (aumento da renda média e redução da pobreza absoluta), mas tendeu a ampliar a participação relativa das classes que vivem da apropriação do produto excedente, tornado cada vez maior pelo aumento da produtividade decorrente da modernização.

Embora não tenhamos tratado especificamente da distribuição funcional de renda, frente à natureza do processo de modernização tecnológica da agricultura brasileira e, principalmente, frente ao momento histórico em que ele se consolidou, durante o qual a vida política do País marcou-se por uma profunda repressão à organização da classe trabalhadora (sobretudo a rural), não é de se esperar que o processo de modernização tenha favorecido uma distribuição de renda a favor dos salários.

A partir dessas conclusões, faz-se necessária uma reflexão cuidadosa a respeito das nossas atitudes frente ao progresso tecnológico e ao desenvolvimento capitalista como um todo. Se a modernização da agricultura tende a agravar as já agudas disparidades de renda, deve-se então tentar abrandar seus efeitos freando o próprio processo? A “solução” é uma agricultura tecnologicamente atrasada, porém socialmente mais justa?

A nosso ver, embora seja necessário combater certos aspectos da técnica moderna, inclusive pelas suas conseqüências em termos de poluição ambiental e contaminação dos produtos, o caminho para uma distribuição mais justa de renda não passa pela “eliminação” do progresso técnico na agricultura, mas sim pela conquista dos direitos da classe trabalhadora de ter acesso às decisões políticas que afetam a modernização e que definem constantemente as formas concretas que ela irá adquirindo, de modo a ampliar a sua participação nos frutos e benefícios do progresso técnico. Trata-se, enfim, das conquistas políticas da classe trabalhadora como um todo, passo decisivo para a superação do próprio sistema.

## Bibliografia

- BELL, Clive. The acquisition of agricultural technology: its determinants and effects. *The Journal of Development Studies*, 9 (1):123-59, out. 1972.
- CANO, Wilson. *Desequilíbrios regionais e concentração industrial no Brasil – 1930/1970*. Tese de Livre-Docência, mimeo. Campinas, DEFE/IFCH/UNICAMP, 1981.
- CUNHA, Aécio dos Santos. *Rural poverty and agricultural modernization in Brazil*. Tese de Ph.D. Nashville, Tennessee, Vanderbilt University, 1978.
- FALCON, Walter P. The Green Revolution: generation of problems. *American Journal of Agricultural Economics*, 52 (5):698-710, dez. 1970.
- GEBARA, José G. *A estrutura agrária no município de Sertãozinho (SP): evolução, caracterização e efeitos*. Dissertação de Mestrado, mimeo. São Paulo, EAE/FGV, 1976.
- GEORGE, Susan. *O mercado da fome*. Rio de Janeiro, Paz e Terra, 1978.
- GERMER, Claus, coord. *Progresso técnico na agricultura paranaense: o caso da soja*. Mimeo. Curitiba, IPARDES, 1982.
- GIBBONS, David S., DE KONINCK, Rodolphe, e HASAN, Ibrahim. *Agricultural modernization, poverty and inequality: the distributed impact of the*

*Green Revolution in regions of Malaysia and Indonesia*. Inglaterra, Gower Publishing Company Limited, 1980.

GOTSCH, Carl H. Technical change and the distribution of income in rural areas. *American Journal of Agricultural Economics*, 54 (2):326-41, maio 1972.

GRABOWSKI, Richard. Induced innovation, Green Revolution and income distribution: reply. *Economic Development and Cultural Change*, 30 (1):177-81, 1981.

GRAZIANO DA SILVA, José. *Progresso técnico e relações de trabalho na agricultura*. São Paulo, HUCITEC, 1981.

GRAZIANO DA SILVA, José, coord. *Diferenciación campesina y cambio tecnológico: el caso de los productores de frijol en São Paulo*. Mimeo. Campinas, IICA/UNICAMP, 1982.

HARMAN, Harry H. *Modern factor analysis*. Chicago, The University of Chicago Press, 1976.

HOFFMANN, Rodolfo. Estimación da desigualdade dentro dos estratos no cálculo do índice de Gini e da redundância. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 9 (3):719-38, dez. 1979.

KAGEYAMA, Angela A. O emprego temporário na agricultura brasileira: seus determinantes e sua evolução recente. *Reforma Agrária*, 12 (5): 3-12, set./out. 1982.

KAGEYAMA, Angela A., e GRAZIANO DE SILVA, José. Os resultados da modernização agrícola dos anos 70. *Estudos Econômicos*, São Paulo, 13 (3): 537-59, set./dez. 1983.

MARTINE, George. *Transformações da agricultura e êxodo rural*. Trabalho apresentado no III Encontro Nacional da ABEP. Vitória, Espírito Santo, 11-15 out. 1982.

MUELLER, Charles C. O estado e a expansão da fronteira agropecuária na Amazônia brasileira. *Estudos Econômicos*, São Paulo, 13 (3):657-79, 1983.

SEN, Amartya. Poverty: an ordinal approach to measurement. *Econometrica*, 44 (2):219-31, mar. 1976.

SORJ, Bernardo, e WILKINSON, John. Processos sociais e formas de produção na agricultura brasileira. In: SORJ, B., e TAVARES DE ALMEIDA, M. H., orgs. *Sociedade e política no Brasil pós-64*. São Paulo, Brasiliense, 1983.

VILARINHO, Carlyle R. O. *Um estudo das mudanças na estrutura agrária em municípios "monocultores" de cana-de-açúcar no estado de São Paulo, 1970/1980*. Relatório de Pesquisa, inédito. Campinas, UNICAMP, 1983.

(*Originals recebidos em julho de 1984. Revisitos em agosto de 1984.*)