



**SÉRIE DE TEXTOS PARA DISCUSSÃO  
DO CURSO DE CIÊNCIAS  
ECONÔMICAS  
TEXTO PARA DISCUSSÃO N. 37**

**Uma Avaliação da Probabilidade de Pobreza Rural no Período de  
2001 a 2009**

**Sabrina Faria de Queiroz**

**NEPEC/FACE/UFG**  
**Goiânia – Dezembro de 2013**



**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)**  
**GPT/BC/UFG**

## Uma Avaliação da Probabilidade de Pobreza Rural no Período de 2001 a 2009

Sabrina Faria de Queiroz<sup>1</sup>  
Universidade Federal de Goiás

### RESUMO

A pobreza afeta quase metade dos seis bilhões de habitantes do planeta. Mesmo estando em níveis inferiores aos de países como África e Ásia, no Brasil, os índices de pobreza apresentam-se bastante elevados. Tais indicadores referem-se aos tradicionais indicadores de renda que se baseiam na abordagem monetária de pobreza. Além disso, a pobreza é proporcionalmente maior no meio rural de todas as regiões brasileiras, e, em algumas regiões, essa distorção é pior. Nas áreas menos desenvolvidas do país como o Nordeste, as diferenças espaciais são tênues, nas mais centrais - o Sudeste/Sul - a proporção de pobres no meio rural chega a ser quase duas vezes superior à proporção de pobres no meio urbano. Apesar disso, nos últimos anos tem-se percebido uma redução na pobreza rural. Tal redução se deveu ao crescimento da renda. Com base em constatações de que a pobreza rural tem decrescido pretende-se, através de modelos econométricos, avaliar a evolução da probabilidade de pobreza para os domicílios rurais brasileiros nas suas diferentes regiões. O objetivo é captar o efeito das principais variáveis, que a teoria julga importantes, para explicar a pobreza, como educação e renda, controlando as características específicas dos indivíduos como gênero, ocupação, idade, cor e área de terra do domicílio. Os resultados apontaram para uma redução da probabilidade de pobreza progressiva ao longo dos anos analisados.

Palavras Chaves: pobreza, pobreza rural, modelos de probabilidade.

### ABSTRACT

*A poverty affects almost half of the six billion inhabitants of this planet. Even though at levels lower than in countries such as Africa and Asia, in Brazil, poverty rates have become quite high. These indicators relate to the traditional monetary indicators. Moreover, poverty is proportionately greater in rural areas of all regions of Brazil. However, in some regions, this distortion is worse. In less developed areas of the country such as the Northeast, spatial differences are subtle, the most central and lush - South East / South - the proportion of poor in rural areas to be almost twice the proportion of poor in urban areas. Nevertheless, in recent years has seen a reduction in rural poverty. This reduction was due to income growth. Based on findings that rural poverty has declined, it is intended, through econometric models to evaluate the evolution of the probability of poverty for rural households in its different Brazilian regions. The goal is to capture the effect of the main variables that the theory deems important in explaining poverty, such as education and income, controlling the specific characteristics of individuals such as gender, occupation, age, race and land area of the home. The results indicated a reduction in the probability of poverty increases over the years analyzed.*

*Keywords:* poverty, rural poverty, probability models

---

<sup>1</sup> Doutorado em Economia pela Universidade Federal de Uberlândia (IE/UFU). Professora da UFG - [sfsqueiroz@yahoo.com.br](mailto:sfsqueiroz@yahoo.com.br).

## 1. INTRODUÇÃO

A pobreza afeta quase metade dos seis bilhões de habitantes do planeta, e o Brasil, apesar de apresentar indicadores menores que de países como África e Ásia, ainda convive com índices de pobreza bastante elevados. Tais indicadores referem-se aos tradicionais indicadores monetários que se baseiam na abordagem monetária de pobreza.

Além disso, no Brasil, outra característica se refere ao fato de que a pobreza é proporcionalmente maior no meio rural de todas as regiões, e, em algumas regiões essa distorção é pior.

Essas altas taxas de pobreza rural pode estar apresentando tendência ao decréscimo, pois a partir da segunda metade da década de 1990, o Brasil, através da implementação do Plano Real, conseguiu alcançar certa estabilidade dos indicadores macroeconômicos, principalmente os índices de inflação, e a partir dos anos 2000 importantes programas sociais foram colocados em marcha no país. Nesse sentido, espera-se que a pobreza rural apresente tendência à redução no Brasil no período recente.

Assim, o objetivo do presente artigo é avaliar a pobreza rural a partir de um modelo *Logit*, no qual a variável dependente é a probabilidade de pobreza rural. A hipótese é de esteja ocorrendo uma redução nessa probabilidade de pobreza dos domicílios rurais brasileiros ao longo dos anos considerados na análise (2001 à 2009). Além disso, procura-se captar o efeito das principais variáveis que a teoria julga importantes para explicar a pobreza, como educação e renda controlando as características específicas dos indivíduos como gênero, ocupação, idade, cor e área de terra do domicílio. Como forma de reduzir a diversidade amostral, os modelos econométricos foram estimados por Unidade da Federação.

Além dessa seção introdutória, o presente artigo é composto pelas seções de referencial teórico e modelo analítico empregado, em que se descrevem os procedimentos adotados, bem como análise e discussão dos resultados e posteriores conclusões obtidas a partir da análise dos resultados.

## 2. A ABORDAGEM MONETÁRIA DA POBREZA

A mensuração da pobreza é algo bastante complexo e controverso, pois ela pode ser estudada a partir de vários aspectos. Conceitualmente, pode-se dizer que pobreza é a dimensão mais visível da exclusão social<sup>2</sup>, que por sua vez, apresenta-se como um fator

---

<sup>2</sup> O termo exclusão, objeto de estudo da sociologia principalmente, pode ser caracterizado como um fator multidimensional que contribui para a produção do excluído. Segundo Lamarque (1995) a exclusão é produto de um déficit de coesão social global, não se reduzindo a fenômenos individuais. E, genericamente pode-se associá-la a uma privação de recursos materiais e sociais.

multidimensional. Assim, cada abordagem se diferencia quanto aos fatores que permitem a identificação de quem são os pobres e, por conseguinte caracterizam a exclusão.

Os critérios utilizados para a identificação dos pobres geram grandes implicações para políticas públicas segundo Laderchi & Stewart (2003) porque a focalização dos beneficiários das políticas públicas de combate à pobreza relaciona-se diretamente com a concepção e forma de mensuração da mesma, ou seja, a abordagem vem acompanhada de propostas de políticas para solução do problema que decorrem diretamente do conceito adotado para a pobreza.

A abordagem de pobreza dominante entre os estudiosos, pela facilidade de cálculo e disponibilidade de dados, é a que trata daquele tema sob a perspectiva monetária. Essa abordagem tem suas bases assentadas no conceito de utilidade e bem-estar, relacionados à quantidade de bens que o consumidor pode adquirir sujeito a uma restrição orçamentária e, por conseguinte à curva de demanda (que é observável) da teoria microeconômica utilitarista. Segundo Ravallion (1998) a linha de pobreza, utilizada pela abordagem monetária para delimitar a fronteira entre pobres e não pobres, seria um ponto na função de gasto dos consumidores, dada restrição orçamentária ou custo mínimo para um domicílio atingir um nível de utilidade a um dado nível prevalecente de preços e considerando dadas as características dos domicílios. A denominação “monetária” deve-se, portanto, ao fato de a renda e o consumo dos indivíduos e domicílios serem as variáveis básicas para a concepção e mensuração da pobreza. Desse modo, são considerados pobres aqueles que não têm um nível de renda suficiente para satisfazer suas necessidades básicas de sobrevivência, absoluta ou relativamente determinadas.

A abordagem da pobreza como insuficiência de renda se difundiu, principalmente, a partir do século XIX com os trabalhos de Booth, em Londres e de Rowntree no começo do século XX em York. Booth definiu 8 classes sociais, das quais 4 eram de pobres, diferente de Rowntree que definiu apenas duas classes. A primeira classe de pobres construída por Rowntree (*primary poverty*) era definida através do uso de uma linha de pobreza determinada de acordo com a quantidade suficiente para adquirir nutrientes, roupas e pagar o aluguel. A segunda categoria definida (*secondary poverty*) era de caráter subjetivo, visto que eram classificados como pobres os indivíduos avaliados pelos entrevistadores como pessoas necessitadas (MACHADO, 2007).

Estudos como os de Rowntree apresentam bastantes semelhanças em relação às abordagens contemporâneas, no sentido em que adotam uma perspectiva objetiva de mensuração da pobreza. As pesquisas eram feitas por indivíduos externos ao fenômeno e a

abordagem era individualista (LADERCHI; STEWART, 2003). Além disso, a mensuração da pobreza era feita, convertendo-se em termos monetários certas necessidades consideradas mínimas, sendo a renda uma *proxy* dessas necessidades. Esses valores considerados mínimos constituíam as denominadas Linhas de Indigência e de Pobreza utilizadas até hoje. As linhas de indigência foram definidas nos trabalhos de Rowntree como o valor monetário necessário para a aquisição de uma cesta de alimentos contendo uma quantidade calórica mínima à sobrevivência e a Linha de Pobreza seria o valor da Linha de Indigência acrescido do montante monetário capaz de arcar com despesas básicas de transporte, vestuário e moradia (LOPES, MACEDO & MACHADO, 2003, p.7). Assim, um indivíduo é classificado como pobre se a sua renda ou seus gastos são inferiores ao valor determinado pelas linhas de pobreza. Tais indicadores são importantes, pois ressaltam a falta de recursos necessários à reprodução do ser humano, até mesmo a física. (LOPES, MACEDO & MACHADO, 2003, p.8).

A abordagem monetária ainda inclui os indicadores de pobreza relativos, que situam o indivíduo na sociedade. Nesse contexto, são considerados pobres indivíduos com rendas inferiores a 40, 50 ou 60% da renda mediana ou média.

Uma das principais críticas em relação à mensuração da pobreza apenas no âmbito monetário refere-se ao fato de que a mesma atribui grande peso ao mercado e não dá importância aos bens não monetários, que também afetam o bem-estar dos indivíduos. Do mesmo modo, as linhas de pobreza por si só apresentam limitações, não considerando também efeitos externos produzidos pelo Estado ou pela indústria (HOFFMANN, 2000). Dentro desse contexto, Sen (1984) aponta uma série de limitações, relacionadas à base informacional, da perspectiva Utilitarista. Segundo aquele autor, o utilitarismo não considera a distribuição das utilidades entre as pessoas, importando-se apenas com o resultado agregado e também não se preocupa com os direitos, liberdades e outras considerações desvinculadas da utilidade, tal como a reivindicação de direitos e liberdades.

Apesar dessas críticas Barros, Carvalho e Franco (2006) sustentam que, uma vez que o nível de bem-estar social é determinado pela distribuição dos recursos disponíveis e a renda tem importante papel entre tais recursos e, além disso, se os mercados são perfeitos para todos os tipos de recursos, ou seja, se os custos de transação são desprezíveis igualando os preços de compra e venda então, o nível de bem-estar social pode ser determinado apenas pela distribuição de renda. Dessa forma, apesar de serviços como educação e saúde serem exceções e não constituírem um mercado perfeito, a maioria dos estudos sobre bem-estar

social, pobreza e desigualdade ainda tem como suporte de análise somente a distribuição de renda e é a partir dessa abordagem que o presente trabalho segue.

### **3. A POBREZA RURAL NO BRASIL**

A ocupação e a constituição histórica do território brasileiro explicam em grande medida os elevados níveis de pobreza verificados no país. O processo colonização brasileira, a partir do qual ficou designado que o meio rural teria, por vários séculos, apenas a função de produção e suprimento de bens primários necessários ao atendimento dos interesses da metrópole lusitana e, a especialização, em período posterior, dessas áreas em abastecer o mercado externo através das exportações de produtos primários, são os responsáveis principais pelos elevados níveis de pobreza e desigualdade rural do Brasil.

A pobreza, portanto, não é um fenômeno novo. Durante o período de industrialização do país (décadas de 1940 a 1970) se verificou uma piora nos índices de desigualdades sociais decorrente do fato de que os trabalhadores eram pouco qualificados o que acarretava a fixação de salários extremamente baixos para a maior parte da população brasileira. E, segundo Mattei (2012), a pobreza também demonstrou sinais de aprofundamento no Brasil, principalmente nas últimas décadas do século XX quando crises econômicas afetaram a maioria dos países da região latino-americana. Nesse período, também ocorreram severas alterações no mercado de trabalho, cujas taxas de desemprego e de informalidade se expandiram bastante, contribuindo para uma piora nos indicadores de pobreza do Brasil. Com isso, a partir da década de 1990, o número absoluto de pobres vivendo nas cidades – e especialmente nas áreas metropolitanas – superou pela primeira vez o número de pessoas pobres que vivem nas áreas rurais (MATTEI, 2012).

Essa sequência histórica de aumento nas taxas de pobreza parecem ter encontrado um limite a partir dos anos 2000. Os programas políticos implementados a partir dessa fase representaram um avanço significativo no combate à fome e miséria no Brasil. E, segundo Zimmermann (2008), dados empíricos comprovaram a ocorrência de redução nesses indicadores durante os anos 2000. No Brasil, em 1992 cerca de 31,6 milhões de pessoas passava fome, índice que caiu para 15,7 em 2009. Em 2003, mais de 30 milhões de pessoas passavam fome no Brasil, diminuindo pela metade até 2009.

No que se refere especificamente à pobreza rural no Brasil, segundo Neder e Gomes (2000) têm ocorrido, nos últimos tempos, uma tênue mudança de perfil daquela variável. Aqueles autores verificaram um aumento da pobreza nas áreas rurais próximas a núcleos urbanizados, mas foi confirmado que a pobreza ainda concentra-se fortemente nas áreas

essencialmente rurais. Ainda é observado que os níveis de pobreza rural são superiores aos observados na zona urbana.

Apesar disso, espera-se demonstrar no presente trabalho, que as políticas governamentais direcionadas ao meio rural brasileiro como Pronaf (Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar), ampliação progressiva do acesso à aposentadoria rural entre os anos 1991 e 2002, a política de valorização do salário mínimo e as políticas sociais de distribuição de renda como o Bolsa Família tem proporcionado aumento da renda da população rural e, com isso, estejam contribuindo para a redução da probabilidade da pobreza rural entre os anos de 2001 a 2009.

## **4. METODOLOGIA**

### **4.1. Dados**

A base de dados utilizada para avaliar a evolução da probabilidade de ser pobre foi a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Essa pesquisa produz informações básicas para o estudo do desenvolvimento socioeconômico do Brasil. Ela é de extrema importância pela sua grandeza, pois, com exceção das áreas rurais da região Norte que só foram incluídas na PNAD de 2004, todas as regiões brasileiras são pesquisadas. O levantamento de dados (demográficos e econômicos das famílias, domicílios e pessoas) é anual, sendo que aproximadamente 100.000 domicílios e entre 350.000 a 400.000 pessoas respondem a um questionário bastante completo. A amostra da PNAD possui informações por Unidades da Federação e, por isso, as estimativas são consideradas precisas e representativas somente a esse nível de desagregação. Para a seleção amostral, as Unidades da Federação (UFs) são subdivididas em diversos estratos, agrupando-se diversos municípios vizinhos.

Cada UF se subdivide em regiões metropolitanas e não metropolitanas. Todos os municípios das regiões metropolitanas entram na amostra com probabilidade igual a um de participar da pesquisa. Também entram com probabilidade igual a um, os municípios grandes ou chamados auto-representativos que estão fora das regiões metropolitanas. Ao contrário, apenas alguns municípios pequenos ou não auto-representativos são alvos da pesquisa. Esta relação de municípios não auto-representativos permanece constante no decorrer da década. A probabilidade de um destes entrarem na análise é proporcional ao seu tamanho (ppt) sendo escolhidos apenas dois em cada estrato das UFs. Dentro de cada município auto-representativo e de cada região metropolitana são selecionados setores censitários. Esses setores são selecionados também com probabilidade proporcional ao número de domicílio de



acordo com o último censo e daí então parte-se para a seleção dos domicílios a serem pesquisados, por amostragem sistemática.

Para os municípios não auto-representativos, a amostra é realizada em três etapas, sendo a primeira etapa aleatória, a qual se seleciona o município - unidade primária amostral PSU- (*primary sample unit*). A segunda etapa é a seleção dos setores dentro de cada município e a terceira etapa é a seleção dos domicílios, dentro de cada setor selecionado. Vale destacar, que este delineamento é conhecido como amostragem por conglomerados em diversos estágios com estratificação prévia.

É importante realçar que este tipo de amostragem complexa aumenta os erros estatísticos se comparados a uma mostra aleatória simples, pois em cada unidade da federação os domicílios se concentram em um conjunto mais restrito de áreas, o que por sua vez reduz o custo operacional de levantamento dos dados. No entanto, a estratificação prévia dos municípios não auto-representativos tende a reduzir os erros probabilísticos de amostragem, compensando um pouco o aumento destes erros decorrente da conglomeração. Existem também os erros devido ao modelo de projeção da população empregado no cálculo dos pesos da PNAD (fatores de expansão) e que não podem ser antecipados, devido à sua natureza não probabilística.

Em pesquisas com vários propósitos e com grande abrangência em termos de extensão territorial, como é o caso da PNAD, é quase impossível isolar os erros provenientes das diversas fontes que influem nos resultados finais. Tais erros podem advir de flutuações aleatórias (erros de amostragem) ou ter origem não probabilística (erros alheios à amostragem), sendo que, estes últimos, podem ser introduzidos em qualquer uma das fases de realização da pesquisa.

Da mesma forma, quanto ao cálculo objetivo de estimativas foram encontradas dificuldades com a utilização da PNAD no sentido em que existem estratos com PSU único e os métodos de estimativas adotados exigem que se tenham no mínimo dois PSUs. Para o período em questão construiu-se uma rotina para identificar estes estratos e agregá-los aos estratos de maior número de observações em cada unidade da federação, diluindo assim uma possível fonte de viés. O surgimento destes estratos com PSU único originava-se geralmente da criação por parte do IBGE de novos estratos referentes a novas unidades domiciliares com a sua atividade anual de recadastramento.

As variáveis utilizadas na análise da probabilidade da pobreza rural foram as seguintes:

- 1- Ano = foram utilizadas as PNADs do período de 2001 a 2009;
- 2- UF = refere-se a cada uma das Unidades da Federação do Brasil;
- 3- gênero = refere-se ao gênero a que pertence cada indivíduo; a categoria de referência é o gênero feminino;
- 4- Idade;
- 5- Idade ao quadrado (para considerar um efeito não linear da idade sobre a probabilidade de pobreza);
- 6- Cor ou raça: indica a cor da pessoa, segundo a classificação: 2) para cor branca; 4) preta; 6) amarela; 8) parda; 0) indígena; 9) sem declaração; os valores foram recodificados para 1 = cor branca (categoria de referencia), 2= cor amarela e 3 = cor negra, parda e indígena;
- 7- Tipo de família = os tipos de famílias de acordo com a PNAD se subdividem em: Casal sem filhos, casal com todos os filhos menores de 14 anos, casal com todos os filhos de 14 anos ou mais, casal com filhos menores de 14 anos e de 14 anos ou mais, casal com filhos sem declaração de idade dos filhos, mãe com todos os filhos menores de 14 anos, mãe com todos os filhos menores de 14 anos ou mais, mãe com filhos menores de 14 anos e de 14 anos ou mais e mãe com filhos sem declaração de idade dos filhos, esses 10 grupos foram reagrupados de forma que restaram apenas 4: casal sem filhos, casal com filhos menores de 14 anos e de 14 anos ou mais<sup>1</sup>, casal com filhos sem declaração de idade dos filhos, mãe com filhos menores de 14 anos e de 14 anos ou mais e mãe com filhos sem declaração de idade dos filhos;
- 8- Número de componentes da família: essa variável refere-se às pessoas que compõem a família, exclusive agregados, pensionistas, empregados domésticos e parentes dos empregados domésticos;
- 9- Rendimento da família: rendimento mensal familiar para todas as unidades domiciliares (exclusive agregados, pensionistas, empregados domésticos e parentes dos empregados domésticos);
- 10- Área censitária: as áreas censitárias se subdividem em região metropolitana, municípios auto-representativos e municípios não auto-representativos.
- 11- Situação Censitária: as situações censitárias são na área urbana as cidades ou vilas com áreas urbanizadas, as cidades ou vilas com área não urbanizada, áreas urbanizadas isoladas, na área rural se dividem em aglomerados rurais de extensão urbana, aglomerado rural e isolado (povoado), aglomerado rural e isolado (núcleo), aglomerado rural e isolado e outros aglomerados e por fim, os a zona rural exclusive os aglomerados rurais;
- 12- Peso = peso da pessoa (fator de expansão da amostra);

13- Região = a variável que corresponde a cada uma das regiões brasileiras foi gerada com o objetivo de obter as estimativas para esses subgrupos;

14- Estrato = estrato da amostra;

15- PSU = como já foi explicitado anteriormente a variável psu refere-se à unidade primária amostral;

16-Renda mensal per capita = foi calculada a partir da razão entre o rendimento domiciliar e o número de moradores do domicílio;

17- Sabe ler = indica se o indivíduo sabe ler ou não;

18-Posição na ocupação: esta variável se subdivide em empregado com carteira de trabalho assinada; militar; funcionário público estatutário; outro empregado sem carteira de trabalho assinada; trabalhador doméstico com carteira de trabalho assinada; trabalhador doméstico sem carteira de trabalho assinada; conta própria; empregador; trabalhador na produção para o próprio consumo; trabalhador na construção para o próprio uso; não remunerado; não aplicável.

19-Área: refere-se à área dos estabelecimentos agropecuários dos empregadores e dos que trabalham por conta-própria;

20-Ramos = refere-se aos ramos de atividade ou grupamentos de atividade principal do empreendimento do trabalho principal da semana de referencia para pessoas de 10 anos ou mais de idade e estão subdivididos em agrícola, outras atividades industriais, indústria de transformação, construção, comércio e reparação, alojamento e alimentação; transporte, armazenagem e comunicação; administração pública; educação, saúde e serviços sociais; serviços domésticos; outros serviços coletivos, sociais e pessoais; outras atividades; atividades mal definidas.

Além da consideração de todas essas variáveis, ao considerar pobreza em seu sentido absoluto adotando-se a abordagem monetária, é necessária a adoção de linhas de pobreza (LP) e linhas de indigência (LI) e estas adquirem um papel importante na determinação da pobreza, no sentido em que ela depende da capacidade de consumo no âmbito privado.

Por linha de pobreza absoluta entende-se aquele valor constante em termos reais, vinculado a algum critério fixo, como por exemplo, o mínimo necessário para obter uma determinada cesta de bens previamente estabelecida. As linhas de pobreza e de indigência também são parâmetros úteis para classificar ou caracterizar os pobres em relação a outros aspectos da qualidade de vida que não são dependentes da renda diretamente, mas são essenciais na determinação do nível de bem-estar como, por exemplo, condições de acesso a serviços públicos básicos. A adoção das linhas de pobreza absoluta justifica-se pelo fato de

que, no Brasil, a renda de amplos contingentes populacionais não é suficiente para garantir seu acesso a bens e serviços básicos.

De acordo com esses parâmetros (LP e LI) são pobres os indivíduos cuja renda familiar per capita é inferior ao valor que corresponderia ao necessário para atender a todas as necessidades básicas (alimentação, habitação, transporte, saúde, lazer, educação, etc.). Indigente, em contrapartida é aquele cuja renda familiar per capita é inferior ao valor necessário para atender tão somente às necessidades básicas de alimentação.

As linhas de pobreza utilizadas para a realização das regressões no presente trabalho foram buscadas nos trabalhos de ROCHA (1997) que estabeleceu 23 linhas de pobreza considerando a diversidade de custo de vida entre áreas urbanas e rurais, bem como entre as diversas regiões brasileiras. Elas foram escolhidas pelo fato de que as linhas de pobreza para as áreas rurais são específicas as características de cada região.

#### 4.2. Modelo Logit

No presente trabalho recorre-se ao uso do modelo logístico, uma vez que a variável dependente é uma variável dicotômica (*dummy*). A variável dependente é designada por “pobre”, e os pobres são separados segundo a renda, ou seja, se a renda é menor que o valor da linha de pobreza para a área rural específica, então, o indivíduo é classificado como pobre. Esta assume valor 1 para os domicílios pobres e valor zero para os não-pobres. O objetivo principal é de avaliar como se comporta a probabilidade de um indivíduo ser pobre no período entre 2001 e 2009 em função, principalmente das variações de educação (captadas pelas variáveis anos de estudo – “anosest”- e sabe ler e escrever – “sabeler”-) da área dos domicílios e de algumas variáveis de controle como idade, sexo, região, UF, posição da ocupação, etc.

Os modelos econométricos estimados não podem ser estimados pelo método convencional – MQO- uma vez que a relação funcional adotada para expressar a probabilidade de um domicílio ser pobre não é linear. Como a variável dependente é binária e, portanto, é limitada a um intervalo entre 0 e 1, uma das funções mais apropriadas é aquela denominada de “logit” ou logito, uma função bastante flexível e de fácil utilização. O modelo de regressão logística segue a seguinte forma:

$$\pi(x) = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x}} \quad (1)$$

Como esse modelo é não linear, são feitas algumas transformações para que ele possa ter propriedades desejáveis como as apresentadas pelo modelo de regressão.

A transformação  $g(x)$  que transforma o modelo *logit* num modelo linear nos seus parâmetros é a seguinte:

$$g(x) = \ln \left[ \frac{\pi(x)}{1 - \pi(x)} \right] = \beta_0 + \beta_1 x \quad (2)$$

Essa equação transformada em um modelo linear, para lidar com variáveis dependentes de resposta binária deve ser caracterizada por: a) a média condicional da equação de regressão deve ser formulada para estar entre zero e 1. Tem-se estabelecido que o modelo de regressão logística  $\pi(x)$  satisfaz essa restrição; b) a distribuição binomial, não a normal, descreve a distribuição dos erros e será a distribuição estatística na qual a análise é baseada; Com tudo isso sendo cumprido, o princípio que orienta uma análise usando regressão linear poderá orientar a regressão logística.

Segundo Homer e Lemeshow (1989), na regressão linear o método mais usado para estimação dos parâmetros  $\beta$  é o dos mínimos quadrados, no qual são determinados valores de  $\beta$  que minimizam a soma dos quadrados de desvios de valores observados de Y dos valores preditos, baseados no modelo. Quando o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MMQ) é utilizado em modelo com resultado dicotômico os estimadores não apresentam as propriedades estatísticas desejáveis. Para solucionar o problema é utilizado o método da máxima verossimilhança, que produz valores para os parâmetros desconhecidos que maximizam a probabilidade de obtenção dos conjuntos de dados observados.

Uma função de verossimilhança expressa a probabilidade dos dados observados como uma função de parâmetros desconhecidos e seus estimadores resultantes são aqueles que mais se aproximam do resultado. Para Meyer (1978), o método de máxima verossimilhança (MV) conduz a estimativas razoáveis para os dados dicotômicos. No que se refere aos testes de significância dos coeficientes das variáveis na regressão logística, aqueles seguem uma aproximação parecida com aquela usada na regressão linear, mas usa a função de verossimilhança para a variável resposta dicotômica.

Como já foi dito, os dados utilizados na análise econométrica provêm de uma amostra complexa, e para captar os efeitos desse tipo de amostra foi utilizado o comando “*svy logit*” do STATA. A investigação de dados de pesquisas com amostras complexas no STATA segue a mesma lógica da análise de dados padrão. Aplica-se normalmente a sintaxe padrão, contudo, não se pode esquecer de usar o comando “*svyset*” para definir as características do desenho amostral e o prefixo “*svyset*” dos comandos de estimação é dado apenas por “*svy*”.

Deve-se deixar claro, contudo, que as estimativas dos coeficientes obtidas através da consideração do desenho amostral não diferem daquelas obtidas a partir de um modelo que

considere os dados como obtidos por um processo de amostragem aleatória simples. Apenas os erros-padrão e com isso as estatísticas de teste se alteram. Assim, estima-se primeiramente cada modelo considerando a complexidade da amostra, através do comando “svy”, e então são estimados os mesmos modelos sem esse comando, ou seja, considerando uma amostra aleatória simples, com o objetivo de avaliar a capacidade preditiva dos modelos<sup>3</sup>. Pois, somente esse último método de estimação apresenta uma saída de resultados com as estatísticas de ajuste que possibilitam avaliar o modelo quanto a especificidade e sensibilidade.

A sensibilidade expressa a probabilidade condicional de o modelo prever corretamente um domicílio da amostra como pobre, dado que ele é realmente pobre. Já a especificidade é a probabilidade condicional do modelo prever um domicílio da amostra como sendo não pobre, dado que ele é não pobre. Todos os indicadores são importantes na medida em que os modelos *logit* não tem um correlato ao coeficiente de determinação ( $R^2$ )<sup>3</sup> que aparecem nos modelos de regressão linear. Nos modelos *logit* é através das estatísticas de ajuste que se pode avaliar o quanto o modelo está bem ou mal ajustado aos dados, levando-se em conta a sua capacidade preditiva.

## 5. RESULTADOS

Para avaliar a probabilidade de um indivíduo ser pobre no período de 2001 a 2009 foram estimadas três estruturas diferentes de modelos para cada uma das quatro regiões brasileiras. Em primeiro lugar estimou-se um modelo básico com a variável original “área” (Modelo 1), posteriormente, um modelo apenas para os proprietários de terra, sejam eles empregadores ou conta-própria, com o objetivo de avaliar o efeito da área de terra disponível pelo domicílio (Modelo 2). E, por último um modelo com variáveis de interação entre “ano” e “gênero”, “ano” e “área” tentando avaliar se efetivamente se alteram os efeitos de gênero e área sobre a probabilidade de pobreza no decorrer do período analisado (Modelo 3).

Vale lembrar que estes modelos foram executados considerando o desenho amostral complexo da PNAD, através do uso do comando “svy”, e sem essa consideração, ou seja, estimam-se os coeficientes considerando uma amostra aleatória simples. Isso é feito com o objetivo de obter estatísticas de ajuste dos modelos, uma vez que os modelos logísticos não possuem um  $R^2$ , como ocorre para as regressões lineares, informando o quão bem os dados se ajustam ao modelo. Estas estatísticas de ajuste (Log-Likelihood, AIC e BIC) são

---

<sup>3</sup> Para os modelos que não consideram o desenho amostral não serão apresentados os coeficientes, apenas as estatísticas de ajuste dos mesmos nas Tabelas 4 e 5.

demonstradas no final da análise na Tabela (5) separadamente. Para isso, é feito um corte na amostra, usando o comando “subpop”, já que o comando “svy” do Stata não aceita a opção convencional “if”.

A Tabela (1)<sup>4</sup> apresenta os resultados da estimativa do modelo geral (Modelo 1), do modelo para a sub-população que possui área de terra (Modelo 2) para as regiões Nordeste (NE) e para a região Sudeste (SE).

Nos Modelos 1 e 2 para o Nordeste e Sudeste, a maior parte das variáveis apresentou-se estatisticamente significativa ao nível de 5% para explicar a variação na probabilidade de ser pobre. Entre as variáveis não significativas estão as *dummies* anuais de 2002, 2003 e 2004 para a região Nordeste, e somente as *dummies* anuais de 2002 e 2003 para o Sudeste. A variável “área” também não apresenta significância estatística, mantendo essa característica nos quatro modelos, e algumas categorias da variável “ramos”.

É importante ressaltar que todos os coeficientes das *dummies* da variável “ano”, com exceção daqueles apontados acima, apresentaram valor negativo o que indica uma redução da probabilidade de ser pobre nos quatro modelos. Além disso, aqueles coeficientes aumentam em módulo, o que indica que a redução na probabilidade de ser pobre aumenta progressivamente com o passar dos anos se comparado ao ano base de 2001. Esta redução da probabilidade de pobreza, nessas duas regiões brasileiras, pode estar refletindo os efeitos dos programas governamentais de combate à pobreza e que tem forte presença, principalmente na região Nordeste.

A variável “gênero” também apresentou significância estatística para todos os modelos da Tabela (1). E, o valor do coeficiente apresentou coerência com relação ao suposto pela teoria, ou seja, os homens apresentaram menor probabilidade de pobreza que as mulheres (grupo de referência), apesar de que a proporção de mulheres inseridas como beneficiárias no programa de aposentadoria rural apresente aumentos crescentes ao longo dos anos 2000 indicando melhoria de renda para as mulheres idosas.

O coeficiente positivo da variável idade indica que um aumento na idade atua no sentido de aumentar a probabilidade de pobreza. E o coeficiente negativo de idade ao quadrado, que foi introduzida com o objetivo de captar a relação não linear entre idade e

---

<sup>4</sup> A interpretação dos coeficientes de um modelo Logit também é diferente dos modelos com variável dependente contínua. Para interpretar corretamente os coeficientes dos modelos, por exemplo, o coeficiente -0,280 (Modelo 1 – NE) para a variável explicativa ano.2005 significa que se comparado ao ano de 2001 (categoria de referência para a variável ano) há um decréscimo de 0,280 no logito e um correspondente decréscimo de 0,280 no *odd ratio* da pobreza ( $e^{-0,280} = 0,75$ ). O *odd ratio* é a relação probabilidade de ser pobre / probabilidade de não ser pobre. Isto significa que a probabilidade de ser pobre em 2005 é 25% menor que em 2001 quando se controla o efeito das demais variáveis explicativas. Para tornar a análise mais simples serão analisados apenas os sinais dos coeficientes e a significância estatística.

pobreza, indicou o oposto, ou seja, que um aumento da idade levaria a uma redução da probabilidade de ser pobre mantendo todas as outras características dos indivíduos iguais<sup>5</sup>. No que se refere à cor, os pretos, negros e indígenas apresentaram maior probabilidade de pobreza em relação ao grupo de referência para as regiões Nordeste e Sudeste e para os dois modelos de probabilidade.

Em relação à variável “sabeler” também foram encontrados valores significativos e o sinal também corresponde ao que era esperado em termos teóricos, ou seja, a probabilidade de ser pobre é menor quando o responsável pelo domicílios sabe ler. E, a variável razão de dependência apresentou-se bastante significativa e, mantendo constantes todas as outras variáveis que afetam a pobreza, um aumento da razão de dependência, ou seja, aumento do número de dependentes em relação ao chefe da família acarreta aumento na probabilidade de pobreza em todos os modelos da Tabela 1.



**Tabela 1: Modelo 1 (caso geral) e Modelo 2 (subpopulação com área > 0) para as regiões Nordeste e Sudeste**

Variáveis	Modelo 1 - NE	Modelo 2 - NE	Modelo 1 - SE	Modelo 2 - SE
ano.2002	-0.067	-0.105	-0.133	-0.242
ano.2003	0.069	0.021	-0.103	-0.307
ano.2004	-0.142	-0.087	-0.264**	-0.530**
ano.2005	-0.280***	-0.230*	-0.542***	-0.678***
ano.2006	-0.453***	-0.346**	-0.839***	-0.884***
ano.2007	-0.564***	-0.542***	-0.859***	-0.851***
ano.2008	-0.723***	-0.752***	-0.919***	-1.239***
ano.2009	-0.946***	-0.987***	-1.207***	-1.483***
gênero	-0.476***	-0.645***	-0.443***	-0.527***
idade	0.172***	0.188***	0.195***	0.281***
idade2	-0.002***	-0.003***	-0.003***	-0.004***
cor.2	-0.513*		0.046	
cor.4	-0.401		0.235	
cor.6	-0.492		-0.823	
cor.8	-0.384		0.346	
sabeler	-0.366***	-0.384***	-0.380***	-0.642***
area	-0.001	-0.001	-0.005	-0.005
posocup.2	0.197		(empty)	
posocup.3	0.286		0.139	
posocup.4	1.261***		0.999***	
posocup.6	0.325		0.234	
posocup.7	1.799***		1.338***	
posocup.9	1.412***		0.914***	
posocup.10	-0.281*	-1.643***	-1.094***	-2.050
posocup.11	2.138***		1.740***	
posocup.12	2.375***		4.774***	
posocup.13	2.004***		2.151***	
ramos.2	-0.435***		-0.653***	
ramos.3	-0.334***		-0.633***	
ramos.4	-0.811***		-0.727***	
ramos.5	-0.851***		-0.640***	
ramos.6	-0.850***		-0.733***	
ramos.7	-1.133***		-1.275***	
ramos.8	-1.040***		-0.455*	
ramos.9	-0.876***		-0.594**	
ramos.10	-0.554*		-0.343	
ramos.11	-0.455**		-0.320	
ramos.12	-0.701***		-0.779*	
ramos.13	-0.070		1.117*	
razaodep	0.953***	0.797***	1.189***	1.132***
cor2.2		0.201		
cor2.3		0.139**		0.438***
Constante	-4.133***	-3.391***	-6.058***	-6.805***
n	55997	57510	21494	22555

Fonte: Elaboração própria a partir das PNADs 2001-2009.

Legenda para o nível de significância dos testes: \* p<.05; \*\* p<.01; \*\*\* p<.001

A Tabela (2) apresentada em seguida descreve as estimativas dos coeficientes para os Modelos 1 e 2 das regiões Sul e Centro-Oeste. Não foram encontrados coeficientes

estatisticamente significativos para nenhuma variável da região Centro-Oeste, enquanto que para a região Sul praticamente todos os coeficientes são significativos e, seguiram o sinal esperado.

Como observado para as regiões Nordeste e Sudeste, se comparado ao ano base de 2001 observa-se uma progressiva redução na probabilidade de pobreza ao longo dos anos 2003 e 2009 também para a região Sul. Um fato importante a ser notado nestes modelos é que para essa região, a variável área passa a ser significativa. Na região Sul isso pode estar ocorrendo devido ao fato de que existe um grande número de estabelecimentos agropecuários que mantêm o sistema de produção baseado na agricultura familiar, assim, mesmo pequenas propriedades de terra apresentam grande importância, permitindo acréscimos na renda familiar, ou seja, mesmo as pequenas áreas de terra são importantes e geram grande efeito sobre a probabilidade de pobreza.

Além disso, a variável que capta o efeito da educação, ou seja, sabe ler e escrever apresentou-se, como nos modelos anteriores, altamente significativas, ressaltando o efeito da educação em reduzir a probabilidade de pobreza, mantidas as demais variáveis fixas.

**Tabela 2: Modelo 1 (caso geral) e Modelo 2 (subpopulação com área > 0) para áreas rurais das regiões Sul e Centro-Oeste**

Variáveis	Modelo 1 - SU	Modelo 2 - SU	Modelo 1 - CO	Modelo 2 - CO
ano.2002	-0.255	-0.231	-0.064	-0.143
ano.2003	-0.459**	-0.475*	-0.017	-0.091
ano.2004	-0.468**	-0.531*	-0.394	-0.807
ano.2005	-0.618***	-0.637**	-0.147	-0.095
ano.2006	-0.919***	-0.823***	-0.671	-0.528
ano.2007	-1.044***	-1.128***	-0.997	-1.179
ano.2008	-1.275***	-1.353***	-1139	-1.558
ano.2009	-1.531***	-1.267***	1216	0.675
gênero	-0.474***	-0.889***	-0.518	-0.553
idade	0.188***	0.209***	0.193	0.236
idade2	-0.003***	-0.003***	-0.003	-0.003
cor.2	-1.505***		-1.443	0.26
cor.4	-0.946*		-1.295	0.341
cor.6	-2.175		-1.680	
cor.8	-0.903*		-1.219	
sabeler	-0.636***	-0.809***	-0.405	-0.477
area	-0.020***	-0.023***	-0.004	-0.005
posocup.2	(empty)		(empty)	
posocup.3	-0.298		1.089	
posocup.4	1.366***		1.234	
posocup.6	0.113		1.326	
posocup.7	2.054***		2.695	
posocup.9	1.553***	(base)	1.809	(base)
posocup.10	-0.449	-1.777***	-0.163	-1.935
posocup.11	2.034***		2948	
posocup.12	2.476**		3.821	
posocup.13	2.388***		2.906	
ramos.2	-0.252		-0.394	
ramos.3	-0.599***		-0.274	
ramos.4	-1.147***		-0.741	
ramos.5	-0.966***		-0.944	
ramos.6	-1.161***		-0.939	
ramos.7	-1.225***		-1.121	
ramos.8	-0.988**		-0.599	
ramos.9	-0.693*		-1.222	
ramos.10	-0.446		-0.748	
ramos.11	-0.766*		0.341	
ramos.12	-0.889**		-0.146	
ramos.13	0.102		(empty)	
razaodep	1.041***	0.945***	1.209	1.018
cor2.2	(empty)	0.260		
cor2.3	0.760***	0.341		
Constante	-4.880***	-5.219***	-4.950	-5279
n	19946	21015	11609	12112

Fonte: Elaboração própria a partir das PNADs 2001-2009.

Legenda para o nível de significância dos testes: \* p<.05; \*\* p<.01; \*\*\* p<.001

Os Modelos (3), que incluem as interações, são descritos na Tabela (3) na sequência. Quando se inclui variáveis de interação com as variáveis de tempo, no presente caso, “ano” o objetivo é captar se o efeito da primeira variável se altera com o passar do tempo, ou seja, avaliar se houve alteração do efeito da área e do gênero sobre a probabilidade da pobreza ao longo dos anos em questão.

A partir dos dados abaixo se pode inferir que as variáveis de interação “intgênero\_ano” e “intarea\_ano” não apresentaram significância estatística.

**Tabela 3: Modelos com interação das variáveis - áreas rurais das regiões Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste**

Variáveis	Modelo 3 - NE	Modelo 3 - SE	Modelo 3 - SU	Modelo 3 - CO
ano.2002	-0.102	-0.162	-0.312	-0.124
ano.2003	-0.000	-0.162	-0.575**	-0.142
ano.2004	-0.246**	-0.353**	-0.645***	-0.583
ano.2005	-0.419***	-0.662***	-0.854***	-0.399
ano.2006	-0.627***	-0.991***	-1.215***	-0.988
ano.2007	-0.775***	-1.042***	-1.403***	-1.381
ano.2008	-0.971***	-1.134***	-1.700***	-1.588
ano.2009	-1.447***	-1.359***	-1.041**	0.697
gênero	-32.357*	-28465	-56.651	-61.335
intgenero_ano	0.016*	0.014	0.028	0.030
idade	0.172***	0.195***	0.188***	0.193
idade2	-0.002***	-0.003***	-0.003***	-0.003
cor.2	-0.514*	0.067	-1.509***	-1448
cor.4	-0.403	0.257	-0.952*	-1.300
cor.6	-0.491	-0.810	-2.200	-1.708
cor.8	-0.385	0.367	-0.909*	-1.223
sabeler	-0.367***	-0.382***	-0.637***	-0.405
intarea_ano	-0.000	-0.000	-0.000***	-0.000
posocup.2	0.200	(empty)	(empty)	(empty)
posocup.3	0.284	0.145	-0.292	1.102
posocup.4	1.260***	0.998***	1.365***	1.231
posocup.6	0.343	0.259	0.151	1.353
posocup.7	1.817***	1.365***	2.077***	2.728
posocup.9	1.411***	0.913***	1.551***	1.807
posocup.10	-0.281*	-1.093***	-0.449	-0.160
posocup.11	2.138***	1.741***	2.034***	2.945
posocup.12	2.378***	4.772***	2.483***	3.811
posocup.13	2.003***	2.150***	2.369***	2.921
ramos.2	-0.434***	-0.653***	-0.251	-0.393
ramos.3	-0.336***	-0.635***	-0.602***	-0.279
ramos.4	-0.810***	-0.727***	-1.148***	-0.735
ramos.5	-0.852***	-0.641***	-0.971***	-0.948
ramos.6	-0.843***	-0.727***	-1.139***	-0.931
ramos.7	-1.133***	-1.275***	-1.225***	-1.119
ramos.8	-1.041***	-0.458*	-0.998**	-0.605
ramos.9	-0.877***	-0.601**	-0.692	-1.241
ramos.10	-0.579*	-0.372	-0.485	-0.788
ramos.11	-0.458**	-0.322	-0.773	0.333
ramos.12	-0.701***	-0.782*	-0.885**	-0.146
ramos.13	-0.068	1.121*	0.097	(empty)
razaodep	0.953***	1.189***	1.040***	1.209
Constante	-3.510***	-5.511***	-4.144***	-4.157
n	55997	21494	19946	11609

Fonte: Elaboração própria a partir das PNADs 2001-2009.

Legenda para o nível de significância dos testes: \* p<.05; \*\* p<.01; \*\*\* p<.001

As tabelas seguintes (Tabela 4 e Tabela 5) foram transcritas com o objetivo de avaliar a capacidade preditiva dos modelos. Pode-se perceber, através da Tabela 4, que os modelos estimados para a região Nordeste são os que apresentam a maior sensibilidade e especificidade. Contudo, é possível observar que todos os modelos apresentaram um

percentual de acertos da previsão superior à 72%, o que indica que os modelos tiveram boa capacidade preditiva.

**Tabela 4: Critérios de capacidade preditiva dos modelos *Logit***

MODELO	SENSIBILIDADE	ESPECIFICIDADE	PERCENTUAL DE ACERTOS
MODELO1_NE	63.3	83.53	75.51
MODELO2_NE	65.86	77.88	72.72
MODELO3_NE	65.83	77.82	72.72
MODELO1_SE	32.57	96.61	85.45
MODELO2_SE	29.05	96.68	85.18
MODELO3_SE	29.4	96.54	85.12
MODELO1_SU	20.55	98.36	89.17
MODELO2_SU	16.03	98.44	87.62
MODELO3_SU	16.03	98.55	87.3
MODELO1_CO	29.48	96.36	84.2
MODELO2_CO	35.8	94.18	81.15
MODELO3_CO	30.36	96.31	84.32

Em contrapartida, a partir da Tabela 5, pode-se concluir que o Modelo 2, ou seja, o modelo estimado apenas para a amostra que possui área de terra é o modelo que melhor se ajusta aos dados segundo os critérios de informação apresentados.

**Tabela 5: Critérios de ajuste dos modelos *Logit***

Modelo	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
MODELO1_NE	55997	-37604.14	-27971.72	42	56027.44	56402.63
MODELO2_NE	22023	-15018.36	-11579.22	20	23198.44	23358.43
MODELO3_NE	22023	-15018.36	-11578.89	21	23199.79	23367.78
MODELO1_SE	21494	-9943.341	-7445.77	40	14971.54	15290.56
MODELO2_SE	4940	-2252.395	-1676.124	18	3382.248	3505.34
MODELO3_SE	4940	-2252.395	-1672.315	19	3382.629	3506227
MODELO1_SU	19946	-7241.584	-5495.82	40	11071.64	11387.67
MODELO2_SU	8833	-3506.229	-2818.255	19	5674.509	5809.148
MODELO3_SU	8833	-3506.229	-2818.143	20	5676.285	5818.01
MODELO1_CO	11609	-5954.724	-4558.841	39	9195.681	9482.703
MODELO2_CO	3907	-2158.036	-1704.054	20	3448.108	3573.518
MODELO3_CO	3907	-2158.036	-1703.205	21	3448.41	3580.091

## 6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A partir de um modelo Logit, utilizado para avaliar a evolução da probabilidade da pobreza rural entre os anos de 2001 e 2009 nas quatro regiões brasileiras, foi possível perceber que, com exceção da região Centro-Oeste, houve uma progressiva redução da probabilidade de um domicílio ser pobre ao longo do período 2003-2009, principalmente. Além disso, a variável explicativa que representa a educação, ou seja, a variável sabe ler e escrever apresentou-se altamente significativa para todos os modelos, e indicaram que um aumento na educação tem o poder de reduzir a probabilidade de pobreza rural. Isto corrobora

a hipótese levantada no início do trabalho, ou seja, de que a educação é uma variável relevante quando se busca menores taxas de pobreza rural no Brasil.

Em suma, os resultados do presente trabalho vão ao encontro de resultados obtidos em vários outros estudos correlatos. Por exemplo, Hoffmann e Kageyama (2006) avaliaram a evolução do Índice de Gini e da renda domiciliar per capita, com base nas PNAds de 1992 a 2004 para o Brasil como um todo e, separadamente, para áreas urbanas e rurais. Nesse estudo aqueles autores mostraram que ocorreu um crescimento relativamente mais forte da renda em áreas rurais, assim como uma queda mais acentuada da desigualdade. E puderam perceber ainda que, em particular para o período entre 1998 e 2004, houve um crescimento pró-pobre nas áreas rurais, o mesmo não ocorrendo nas áreas urbanas, onde a renda média chegou a cair mais de 9%. E, Rocha (2006), também mostrou que ao longo do período a queda tanto na pobreza como na indigência foi relativamente mais acentuada nas áreas rurais.

Mais uma vez, a redução da probabilidade de pobreza, observada para as três regiões brasileiras, pode ter ocorrido, principalmente, pela mudança de perfil nas políticas direcionadas ao meio rural brasileiro a partir dos anos 2000. Ou seja, aquelas políticas deixaram de apresentar, exclusivamente, um perfil produtivista tal como observado pelas políticas de crédito rural que buscavam apenas maiores taxas de crescimento da produção sem se preocupar com a desigualdade e condição social da população rural que não estava inserida no padrão de produção capitalista, baseado na grande propriedade e exploração da força de trabalho desqualificada do campo. Além das políticas de distribuição de renda como Bolsa Família, que afetaram de forma positiva as regiões menos favorecidas do país, em especial o Nordeste.

## REFERÊNCIAS

- BARROS, R.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R.. Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. *Econômica: revista do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFF*, v. 8, n.1, p. 117-47, 2006.
- HOFFMANN, R. Mensuração da desigualdade e da pobreza no Brasil, in: Henriques, R.(Org.), *Desigualdade e pobreza no Brasil*, IPEA, p. 81-107. Rio de Janeiro, 2000.
- HOFFMANN, R., KAGEYAMA, A. A trajetória da pobreza no Brasil – 1992-2004 Instituto de Economia: Campinas-SP, 2006.
- HOMER, D. W.; LEMESHOW JR., S. - *Applied Logistic Regression*, John Wiley & Sons, New York, 1989.

- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Indicadores Sociais: Relatório 1979. Rio de Janeiro: IBGE, 1979. Disponível em: <<http://www.ibge.com.br>>.
- IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, Microdados, 2001-2009.
- JENKINS, S.P. POVDECO: Estimation and interpretation of measures of inequality, poverty, and social welfare using Stata. Institute for Social and Economic Research University of Essex, Colchester CO4 3SQ, U.K, 2006.
- LADERCHI, R., SAITH, R., STEWART, F. Everyone agrees we need poverty reduction, but not what this means: does this matter? Paper for WIDER Conference on Inequality, Poverty and Human Well-being, Helsinki, 2003.
- LAMARQUE, Gilles. *L'exclusion*. Paris, P. U. F, 1995.
- LOPES, H. M.; MACEDO, P. B. R.; M. A. F. Indicador de Pobreza: Aplicação de Uma Abordagem Multidimensional ao Caso Brasileiro. Rio de Janeiro: IPEA, 2003. (Texto de Discussão n° 223).
- MACHADO, K. M. Pobreza como insuficiência de renda: vantagens e limitações de sua utilização. Conjuntura & Planejamento, Salvador-BA, N°.155, p.30-35, Abr./Jun. 2007. Disponível em: <<http://www.sei.ba.gov.br>>.
- MATTEI, L. Pobreza Rural: Um Fênomeno Histórico-Estrutural Relacionado à Estrutura Agrária do País. Observatório de Políticas Públicas para a Agricultura. Artigos OPPA, N°. 41, Jan. 2012.
- MEYER, P. L. – Probabilidade: Aplicações à Estatística; tradução do Prof. Ruy de C. B. Lourenço Filho. Rio de Janeiro, Livros Técnicos e Científicos, 1978.
- NEDER, H.D., SILVA, J.L. Pobreza e distribuição de renda em áreas rurais: uma abordagem de inferência. Revista de Economia e Sociologia Rural – RER. Vol. 42, N°. 03, p. 469-486, Jul/Set 2004. Disponível em <<http://www.scielo.br>>.
- RAVALLION, Martin. Poverty lines in theory and practice. LSMS. Working Paper, Washington, DC, n. 133, p. 1-35, 1998.
- ROCHA, S. Pobreza e Indigência no Brasil: Algumas evidências empíricas com base na Pnad 2004. Nova Economia. Vol. 16. N°.2. Belo Horizonte May/Aug. 2006. Disponível em: <<http://www.scielo.br>>
- ROCHA, S. Do consumo observado à linha de pobreza. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, Vol.. 27, N°. 2, p. 313-352, Ago. 1997.
- SEN, Amartya K. Resources, values and development. Oxford. BrasilBlackwell, 1984.
- ZIMMERMANN, Clovis Roberto. Desafios à Implantação do Direito à Alimentação no Brasil. In Democracia Viva. Rio de Janeiro: IBASE, 2008.



## **EDITORIAL**

**FACE – Faculdade de Administração,  
Ciências Contábeis e Ciências  
Econômicas**

**Curso de Ciências Econômicas**

**Direção FACE**

Prof. Moisés Ferreira da Cunha

**Vice-Direção FACE**

Prof. Mauro Caetano de Souza

**Coordenação do Curso de Ciências  
Econômicas**

Prof. Sandro Eduardo Monsueto

**Endereço**

Campus Samambaia, Prédio da FACE –  
Rodovia Goiânia/Nova Veneza, km. 0 –  
Caixa Postal 131, CEP 74001-970, Goiânia  
– GO.

Tel. (62) 3521 – 1390

**URL**

<http://www.face.ufg.br/eco>

**NEPEC – Núcleo de Estudos e Pesquisas  
Econômicas**

**Coordenação**

Prof. Sérgio Fornazier Meyrelles Filho

**TEXTO PARA DISCUSSÃO DO  
CURSO DE CIÊNCIAS  
ECONÔMICAS DA UFG**

**Coordenação e Equipe de Editoração**

Prof. Sandro Eduardo Monsueto

Barbara Christina Carrijo

Roberta Teodoro Santos

**Colaborador Externo**

Prof. Luciano Martins Costa Póvoa – UNB

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos que contam com a participação de pesquisadores do NEPEC. As opiniões contidas nesta publicação são de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não representando necessariamente o ponto de vista do NEPEC ou da FACE/UFG. É permitida a reprodução, desde que citada a fonte.