

# IMPACTOS DAS RENDAS NÃO AGRÍCOLAS SOBRE AS DESIGUALDADES NO MEIO RURAL DA BAHIA, CEARÁ E PERNAMBUCO

ALAN FRANCISCO CARVALHO PEREIRA (PPGECON/UFPE)  
WELLINGTON RIBEIRO JUSTO (URCA)  
JOÃO RICARDO FERREIRA DE LIMA (EMBRAPA SEMIÁRIDO)

## Resumo

O meio rural nordestino apresenta elevada pobreza e forte concentração de renda, principalmente quando se analisa a população com fontes de renda exclusivamente vindas da agricultura. Nessa perspectiva, a literatura sugere que as rendas não agrícolas, presente nas famílias não agrícolas e pluriativas, apresentaram maior eficiência na diminuição dos níveis de pobreza e desigualdade nos rendimentos. O objetivo do presente trabalho é analisar os efeitos das rendas não agrícolas e da pluriatividade sobre os indicadores de pobreza, extrema pobreza e concentração de renda para as famílias agrícolas da Bahia, Ceará e Pernambuco. A metodologia *Propensity Score Matching* (PSM) empregada para tal fim, consiste na obtenção das diferenças entre os rendimentos das famílias não agrícolas e pluriativas para com as exclusivamente agrícolas e análise dos efeitos dessas diferenças sobre os indicadores *Foster-Greer-Thorbecke* (FGT) e índice de Gini. Os resultados obtidos mostram que a introdução das rendas não ligadas à agricultura tem efeito positivo na diminuição das desigualdades, principalmente quando se observa, as famílias agrícolas mais pobres dos três estados.

**Palavras-Chave:** Meio rural, Pobreza; Rendas não agrícolas; *Propensity Score*.

## Abstract

The rural northeastern area has high poverty and high concentration of income, especially when considering the population with only sources of income arising from agriculture. In this perspective, the literature suggests that non-farm incomes, present in non-agricultural and pluriactive families showed higher efficiency in reducing levels of poverty and income inequality. The objective of this study is to analyze the effects of non-agricultural incomes and pluriactivity on poverty indicators, poverty and extreme concentration of income for agricultural families of Bahia, Ceara and Pernambuco. The propensity score matching methodology (PSM) used for this purpose consists in obtaining the differences between the incomes of non-agricultural households and pluriactive towards exclusively agricultural and analysis of the effects of these differences on the Foster-Greer-Thorbecke indicators (FGT) and Gini index. The results show that the introduction of income not linked to agriculture has a positive effect on reducing inequalities, particularly when it's observed, the poorest farming families of the three states.

**Key-words:** Rural area, Poverty, non-agricultural incomes; Propensity Score.

**JEL:** C8. C10. D63. I30. R58.

## 1. Introdução

A elevada pobreza e a forte disparidade nos indicadores socioeconômicos para os residentes no meio rural se configuram como os principais obstáculos para o pleno desenvolvimento social sobre a ótica de abranger a população como um todo. Nesse sentido, a região Nordeste se destaca como a área geográfica onde a incidência da pobreza e os desequilíbrios trazidos por esse problema são mais intensos. A partir da década de 1970, a proporção de pobres cai em todas as regiões do Brasil, porém o Nordeste aumenta sua participação na pobreza rural nacional de 45,31% em 1970 para 64,51% em 2011 mesmo com os efeitos positivos do Plano Real, introduzido em 1994, e com os impactos das transferências de renda e previdência social nas áreas rurais, a partir da primeira metade dos anos 2000 (ROCHA, 2013).

No meio rural nordestino, separando a análise por tipo de família rural, as famílias com fontes de rendimento não ligadas à agricultura conseguiram, ao longo da primeira década deste século, diminuir os níveis de pobreza de forma mais eficiente. Nessa perspectiva, entre 2001 e 2012, a proporção de pobres caiu 3,91% e 1,42% ao ano para as famílias não agrícolas e pluriativas, respectivamente, enquanto que para as famílias exclusivamente agrícolas, a queda foi de apenas 0,26% ao ano (PEREIRA et al., 2014). Desse modo, os incentivos às atividades não agrícolas são defendidos como uns dos principais meios de superação da pobreza e melhoria das condições produtivas e sociais das famílias agrícolas de baixa renda.

Mariano e Neder (2006), Lima (2008) e Nascimento (2008), entre outros, argumentam que as rendas advindas das atividades não agrícolas. Principalmente no Nordeste, têm características de maior estabilidade, bem como menor vulnerabilidade em relação à sazonalidade da oferta dos produtos agropecuários, se comparadas com os rendimentos agrícolas. Outro argumento a favor de explicar a diminuição das desigualdades para as famílias agrícolas nordestinas com a introdução das atividades não agrícolas é que essas conseguem absorver, de forma mais direta, os resultados do crescimento econômico já que estão altamente relacionadas com o setor terciário, enquanto que as atividades agrícolas da região estão conectadas a uma agricultura familiar pouco diversificada e de baixo poder de agregar valor aos rendimentos (SCHNEIDER, 2014).

Sobretudo, devido à heterogeneidade no desenvolvimento econômico e social da região Nordeste, torna-se imprescindível levar em consideração as particularidades dos efeitos das rendas não agrícolas e da pluriatividade nas famílias rurais entre os estados que compõem a região tomando como base as diferenças no desenvolvimento econômico do meio rural desses estados (LIMA, SILVA e PEREIRA, 2013).

Assim, o objetivo deste presente estudo é analisar os efeitos das rendas não agrícolas e da pluriatividade sobre os indicadores de pobreza, extrema pobreza e concentração de renda para as famílias agrícolas da Bahia, Ceará e Pernambuco em 2014, principais economias nordestinas. A metodologia empregada para tal fim consiste na aplicação da metodologia *Propensity Score Matching (PSM)* para obtenção das diferenças entre os rendimentos das famílias não agrícolas e pluriativas para com as exclusivamente agrícolas e análise dos impactos dessas diferenças sobre os indicadores *Foster-Greer-Thorbecke (FGT)* e índice de concentração de Gini. Desta forma, esta pesquisa pretende contribuir adicionando a correção do problema do viés de seleção e utilizando os dados mais recentes disponíveis, buscando diminuir a lacuna relacionada ao número reduzido de estudos realizados considerando os efeitos diretos do trabalho não agrícola nos indicadores de pobreza e concentração de renda para as famílias rurais.

Este presente trabalho está dividido em quatro seções, além desta introdução. Na próxima será realizada uma revisão de literatura sobre pobreza, concentração de renda e como a incidência das rendas não agrícolas estão positivamente ligadas à melhoria desses

problemas. A terceira seção apresenta a metodologia empregada visando alcançar o objetivo pretendido. Na quarta seção, são abordados e discutidos os resultados empíricos. Por último, na seção cinco, são apresentadas as principais considerações finais.

## **2. Revisão de literatura**

Os temas que dizem respeito à pobreza ganharam uma maior relevância nos estudos ligados ao desenvolvimento econômico a partir do final do século XX, quando em algumas partes da Europa e em outros países desenvolvidos, observou-se que as questões relativas às desigualdades sociais em nichos da população não estavam sendo equacionadas mesmo levando em consideração os efeitos do crescimento econômico (CODES, 2008).

A pobreza de uma determinada população pode ser entendida como o não atendimento (ou atendimento de forma insatisfatória) de algumas necessidades básicas de parte dos indivíduos que a compõem. Sobre a perspectiva de insuficiência de renda, ser pobre é não ter meios monetários suficientes para realizar o consumo de bens necessários à subsistência ou, simplesmente, auferir renda inferior a uma linha de pobreza considerada apropriada para a manutenção de uma condição mínima de vida (ROCHA, 2006).

No meio rural nordestino, esse problema se torna mais acentuado devido à algumas características próprias da região: baixa precipitação pluviométrica; uma pauta produtiva de artigos agropecuários com inferior geração de valor agregado; pouca disponibilidade de terras produtivas e desequilíbrio na distribuição das mesmas, que afetam a maior parte das famílias rurais ligadas à agricultura de pequeno porte. Essas características associadas ao processo de mecanização e revolução produtiva, que ascenderam à posição relativa das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste em detrimento do setor agrícola familiar nordestino, fizeram com que surgissem parcelas da população rural dependentes de uma agricultura não desenvolvida e de forte incidência de problemas relacionados à manutenção de uma condição social, ou mesmo física, minimamente desejável (MARIANO e NEDER, 2006; SILVA JÚNIOR, 2006; HELFAND, MOREIRA e FIQUEIREDO, 2011).

Em relação à desigualdade de renda, esta diz respeito às deficiências quanto à distribuição dos rendimentos entre os indivíduos. Essas deficiências no Nordeste rural são resultados da diferenciação regional quanto à estrutura de investimentos em atividades agrícolas desconcentradas e que proporcionam maior estabilidade na agregação de valor às rendas familiares como ressaltado por Batista e Neder (2014). Desse modo, a produção agrícola nordestina se baseia em poucos produtos com alto valor agregado associados a processos de manejos e cultivos mecanizados que demandam um número reduzido de trabalhadores de maior qualificação. As discrepâncias quanto ao desenvolvimento produtivo e tecnológico também são uns dos fatores tidos como geradores da concentração de renda no meio rural, no sentido de acesso desigual às tecnologias por parte dos pequenos e grandes produtores (NASCIMENTO e CARDOZO, 2007).

A maior intensidade com que a desigualdade de renda atinge as famílias rurais é mais observada naquelas que não têm recursos financeiros e qualificação técnica para diversificar suas atividades e agregar valor aos rendimentos, ficando assim dependentes de uma agricultura voltada a atender apenas suas necessidades básicas de consumo; e de empregos sem qualificação (e, conseqüentemente, rendimentos inferiores). Por outro lado, as famílias que conseguem diversificar as fontes de renda podem se dedicar a outras atividades mais rentáveis e anularem parte desse efeito concentrador de renda como é o caso das famílias com rendas não agrícolas ou aquelas pluriativas (NEY e HOFFMANN, 2009).

O conceito de rendas não agrícolas diz respeito aos rendimentos advindos de atividades não ligadas à agricultura, por exemplo, empregos de vigilante, empregada doméstica, motorista, pedreiro ou ajudante para a construção civil, etc. A incidência dessas

atividades não agrícolas é resultado da estrutura de desenvolvimento das áreas rurais, bem como do processo de integralização e distribuição das indústrias e serviços que antes só eram oferecidos nos grandes centros urbanos conforme é discutido por Escher et al. (2014). Essas novas dinâmicas aliadas ao desenvolvimento tecnológico mudaram a configuração da oferta de mão de obra para outros setores produtivos não necessariamente ligados de maneira direta à produção agrícola. O conceito de pluriatividade engloba a situação em que alguns membros da família estão empregados em atividades agrícolas e outros trabalham em setores não agrícolas (LIMA; SILVA e PEREIRA, 2013).

Os efeitos dos rendimentos das atividades não agrícolas e da combinação dessas com rendas das atividades agrícolas, formando assim uma situação de pluriatividade, são defendidos por diversos autores como fonte estratégica para bloquear e, por vezes, superar a situação de pobreza e concentração de renda no meio rural. Carneiro (1995), Del Grossi, Graziano da Silva e Takagi (2001), Lima (2008), Schneider (2014) e MATTEI (2014) enfatizam que as rendas não agrícolas têm significância concreta na diminuição da pobreza em virtude de algumas características particulares desses rendimentos, entre elas:

- Elevação da renda da família, pois essas atividades não agrícolas, em sua essência, são diretamente relacionadas com o comércio e agroindústrias que dão maior valor agregado aos salários;
- Maior contribuição para geração de emprego no espaço rural, pois são atividades ligadas a setores de apoio à atividade agrícola e envolvem trabalhos que demandam baixa qualificação técnica como: empregadas domésticas, motoristas, seguranças, pedreiros e ajudantes, etc.;
- Estabilização dos rendimentos, contrastando com os efeitos sazonais na qual a agricultura está sujeita;
- Maior oferta desses trabalhos não agrícolas devido à crescente inserção de indústrias no meio rural. Indústrias essas de construção civil, processamento de produtos agrícolas, supermercados e outros estabelecimentos de varejo, etc.;
- Redução das migrações do campo para a cidade, além do estímulo aos mercados e desenvolvimento dos territórios rurais locais.

Na literatura internacional são inúmeros os trabalhos que analisam os efeitos das rendas não agrícolas e de políticas de incentivos a essas atividades sobre os indicadores de pobreza e desigualdade. Entre esses podem ser citados Adams (1999) analisando a diminuição da concentração de renda das famílias rurais do Egito; Lanjouw e Murgai (2008) que quantificam os efeitos das diferenças de rendimento trazidas pelas rendas não agrícolas sobre o acesso a serviços básicos na Índia; e, Zhu e Luo (2010) identificando a diversificação dos rendimentos trazida pelas atividades não agrícolas e pela combinação dessas com a agricultura para a diminuição da desigualdade entre as famílias rurais chinesas. Nesse sentido, esses autores argumentam que políticas voltadas ao incentivo e apoio a essas atividades não agrícolas teriam uma maior eficiência e facilidade de aplicação com o objetivo de diminuir a incidência de pobreza e dificuldade de sobrevivência e reprodução social para as famílias camponesas.

No Nordeste, a elevação da renda familiar com a introdução das rendas não agrícolas foi estimada em aproximadamente 59% por Lima (2008), com efeito de diminuição da proporção de pobres para menos da metade. Especificamente para o estado de Pernambuco, considerando o ano de 2014, Pereira, Lima e Justo (2015) estimam uma elevação da renda per capita da família agrícola em torno de 60% e diminuição na proporção de pobres em aproximadamente 22 pontos percentuais.

Para os efeitos sobre a concentração de renda no meio rural, Nascimento (2008) e Ney e Hoffmann (2009) destacam o fato das rendas não agrícolas, diferentemente das rendas exclusivamente agrícolas, serem negativamente correlacionadas com a posse da terra. Desse

modo, a agregação nos rendimentos é mais favorável às famílias mais desprovidas de terras, e, conseqüentemente, de menor renda, fazendo com que a distribuição melhore substancialmente.

Nesse sentido, é de amplo consenso que as etapas de melhoria nas condições de vida para as famílias rurais passam por políticas governamentais de estímulos às atividades não agrícolas. De acordo com o World Bank (2008), essas políticas devem se basear em uma maior integração e desconcentração dos mercados; aumento da produtividade; e, capacitação de mão de obra, etc. objetivando a manutenção e sustentação da agricultura familiar, tendo nas atividades não ligadas à agricultura, um suporte para manutenção da geração de renda considerando a esfera familiar como unidade principal.

### 3. Metodologia

As etapas metodológicas aplicadas na análise dos impactos das rendas não agrícolas sobre a pobreza e concentração de renda, consistem em estimar o efeito da introdução dessas atividades não agrícolas sobre os rendimentos das famílias agrícolas e, posteriormente, observar as mudanças nas medidas de pobreza e desigualdade com os novos rendimentos tratados com as variações obtidas *a priori*. A seguir, serão apresentados de maneira sucinta, os métodos executados para atender ao objetivo do presente trabalho.

#### 3.1. Variação da renda familiar com a introdução das atividades não agrícolas

Inicialmente considera-se uma família  $i$  residindo no meio rural de um dos três estados analisados e com pelo menos um membro empregado, excluindo desse modo, as famílias com todos os membros não ocupados. Essa família em questão pode ser exclusivamente agrícola, não agrícola ou pluriativa. Representam-se esses três tipos de família pelas variáveis *dummies*:  $D_0$ ,  $D_1$  e  $D_2$  que assumem valor 1 caso a família seja agrícola, não agrícola ou pluriativa, respectivamente. Considerando-se dois tipos de rendas vindas do trabalho no meio rural, excluindo as rendas de transferências ou programas sociais: renda agrícola, de trabalhos agrícolas, e renda não agrícola, dos trabalhos não agrícolas, dadas por  $R_0$  e  $R_1$ , respectivamente, a equação de renda dessa família  $i$  pode ser sintetizada pela expressão seguinte:

$$R_i = D_0R_0 + D_1R_1 + D_2(R_1 + R_0) \quad (1)$$

Assumindo que, em um primeiro momento, a família era exclusivamente agrícola e que passou a ter todos os seus membros empregados em setores não ligados à agricultura, ou seja, que se tornou não agrícola; ou considerando-se que essa mesma família passou a ter pelo menos um membro empregado em atividade não agrícola, tornando-se assim uma família pluriativa, a equação (1) pode ser desmembrada em duas partes para representar essas situações:

$$R_i = D_1R_1 + (1 - D_1)R_0 \quad (2)$$

$$R_i = D_2(R_1 + R_0) + (1 - D_2)R_0 \quad (3)$$

Para analisar a variação trazida por essas mudanças sobre a renda, é necessário medir a diferença total dos rendimentos dessa família agrícola quando ela passa a ser não agrícola ou quando passa a ser pluriativa, considerando as expressões a seguir:

$$\Delta R_i = D_1R_1 - (1 - D_1)R_0 \quad (4)$$

$$\Delta R_i = D_2(R_1 + R_0) - (1 - D_2)R_0 \quad (5)$$

Pode-se representar as equações (4) e (5) pelo valor esperado da diferença na renda da família  $i$ :

$$\Delta R_i = E(R_i - R_0 | D_i = 1) \quad (6)$$

Expandindo (6) para uma população total de  $n$  famílias, em uma análise geral, introduz-se o impacto médio ( $\delta R_{ij}$ ) das diferenças de renda das famílias não agrícolas ou pluriativas sobre um conjunto de  $j$  famílias exclusivamente agrícolas por:

$$\delta R_{ij} = E(R_{ij} - R_{0j} | D_i = 1) \quad (7)$$

Como não é possível observar a família  $i$  sendo não agrícola ou do tipo pluriativa e, no mesmo instante de tempo, exclusivamente agrícola, uma alternativa seria realizar a comparação das diferenças de renda entre dois grupos: um grupo formado por famílias não agrícolas ou famílias pluriativas, chamando-o de grupo de tratamento, e outro formado por famílias exclusivamente agrícolas, definido como grupo de controle. Ajustando a formulação apresentada por Duarte, Sampaio e Sampaio (2009), essa comparação é dada pela seguinte expressão:

$$\begin{aligned} & E(R_{ij} | D_i = 1) - (R_{0j} | D_i = 0) = \\ E(R_{ij} | D_i = 1) - E(R_{0j} | D_i = 1) + E(R_{0j} | D_i = 1) - (R_{0j} | D_i = 0) &= \\ = \delta R_{ij} + E(R_{0j} | D_i = 1) - E(R_{0j} | D_i = 0) & \end{aligned} \quad (8)$$

Em (8), o impacto médio dos rendimentos entre os grupos ( $\delta R_{ij}$ ) tem o viés de seleção  $E(R_{0j} | D_i = 1) - E(R_{0j} | D_i = 0)$  que representa, basicamente, os efeitos de características próprias desses dois grupos, como por exemplo: grau de escolaridade dos membros; se os indivíduos possuem ou não rendas de transferências; número de integrantes da unidade familiar, etc. A metodologia *Propensity Score Matching* desenvolvida por Rosenbaum e Rubin (1983), apresentada no tópico a seguir, reduz esse viés ao máximo.

### 3.2. *Propensity Score Matching (PSM)*

Na base da aplicação do *Propensity Score Matching* está o método *Matching* utilizado em grande parte por estudos que visam investigar o impacto de políticas públicas. Considerando um grupo de tratamento e outro de controle, como definidos anteriormente, o impacto médio de tratamento, ou seja, da participação de uma observação do grupo de controle no grupo de tratamento pode ser obtido equiparando as observações de cada grupo considerando um vetor  $X_m$  de características observáveis. Dessa forma, o problema do viés  $E(R_{0j} | D_i = 1) - E(R_{0j} | D_i = 0)$  pode ser diminuído ao máximo, pois na análise do *Matching*, a estrutura de comparação para o cálculo do impacto médio de participar ou não do grupo tratado considera as observações com características mais próximas dentre a amostra analisada.

Pela perspectiva do presente trabalho, se for possível comparar observações do grupo de tratamento com aquelas famílias exclusivamente agrícolas considerando a igualdade em todas as variáveis do vetor  $X_m$ , os dois grupos analisados compartilhariam das mesmas características observáveis e o viés de seleção, que influenciaria no fato da família ser ou não pertencente ao grupo de tratamento, seria eliminado como mostra a equação abaixo (ROSENBAUM e RUBIN, 1983):

$$E(R_{0j} | X_m, D_i = 1) - E(R_{0j} | X_m, D_0 = 1) = 0 \quad (9)$$

Dessa forma, o impacto médio das diferenças entre as rendas das famílias não agrícolas ou famílias pluriativas e as rendas das famílias exclusivamente agrícolas, apresentado em (8), pode ser reescrito sem o viés de seleção com base na função (9), a seguir:

$$\delta R_{ij} = E(R_{ij}|X_m, D_i = 1) - E(R_{0j}|X_m, D_0 = 1) \quad (10)$$

Para o cálculo desse impacto médio, toma-se a expectativa condicional da diferença dos rendimentos entre dois tipos de famílias, tendo como base a existência de observações no grupo de tratamento representado por  $D_i = 1$ . Dessa maneira, a comparação seria realizada truncando a quantidade de famílias do grupo de controle pelo número de  $j$  famílias do grupo de tratamento com características observáveis semelhantes introduzindo assim, o *Average effect of Treatment on the Treated (ATT)* ou Efeito Médio de Tratamento no Tratado dado por:

$$\tau = \{E[E(R_{ij}|X_m, D_i = 1) - E(R_{0j}|X_m, D_0 = 1)]|D_i = 1\} = (\delta R_{ij}|D_i = 1) \quad (11)$$

O fato de considerar a comparação das diferenças dos rendimentos do grupo de tratamento com o grupo de controle tem uma dificuldade central relacionada ao vetor de características  $X_m$ . Nesse ponto, quanto maior o número de variáveis consideradas no *Matching*, menor o número de observações utilizadas no cálculo do *ATT* devido à dificuldade de encontrar duas ou mais famílias com características semelhantes pertencentes a grupos diferentes. Essa dificuldade é superada considerando-se, em vez do vetor de características  $X_m$ , uma estimativa de probabilidade relacionada a esse vetor, dada por  $p(X_m)$ , definido como *Propensity Score*. Esse escalar associado ao conjunto de variáveis  $X_m$ , que representa a chance de participar ou não do grupo de tratamento, pode ser obtido considerando um modelo de resposta binária (BECKER e ICHINO, 2002). O modelo *logit* foi escolhido para aplicação no presente trabalho, como apresentado mais à frente.

Assim, o impacto das rendas das famílias não agrícolas e das famílias pluriativas deixaria de considerar a comparação entre as características das famílias do grupo de tratamento e controle, para considerar a comparação entre os *scores* de probabilidades relacionadas à família agrícola passar a ser do tipo não agrícola ou pluriativa, como representado abaixo:

$$p(X_m) = Pr(D_i = 1|X_m) = E(D_i|X) \quad (12)$$

A diferença média dos rendimentos, considerando essas probabilidades é dada por:

$$\delta R_{ij} = E(R_{ij}|p(X_m), D_i = 1) - E(R_{0j}|p(X_m), D_i = 1) \quad (13)$$

E em relação ao Efeito Médio de Tratamento no Tratado, esse pode ser reescrito como:

$$\tau = \{E[E(R_{ij}|p(X_m), D_i = 1) - E(R_{0j}|p(X_m), D_i = 1)]|D_i = 1\} = (\delta R_{ij}|D_i = 1) \quad (14)$$

Para o cálculo de  $\tau$  deve-se admitir duas hipóteses sobre  $p(X_m)$  observadas por Becker e Ichino (2002):

- **Hipótese 1** – Balanceamento das variáveis observadas antes do tratamento, ou seja, que a seleção da amostra de famílias utilizadas no pareamento seja independente das características observadas condicionais às probabilidades de ser do tipo não agrícola ou pluriativa, de maneira formal:

$$D_i \perp X_m | p(X_m) \quad (15)$$

• **Hipótese 2** – As rendas não agrícolas e agrícolas independem dos grupos considerados (tratamento e controle), dado o vetor de características observáveis:

$$R_0, R_1 \perp D_i | X_m \quad (16)$$

Para o cálculo do *ATT* foi escolhido o método de pareamento *Nearest-Neighbor Matching* (Vizinho comparável mais próximo) que considera a menor diferença entre os *scores* para um conjunto observações do grupo de tratamento e controle.

O número de vizinhos utilizadas no pareamento é de grande importância, pois é esse parâmetro que define a matriz de ponderação  $w_c$  utilizada no cálculo do *ATT* (DEHEJIA e WAHBA, 2002). A escolha do número de vizinhos foi estabelecida em 1. Escolher um número maior de vizinhos poderia tornar o cálculo de  $\tau$  vulnerável às variações das características familiares relacionadas às dinâmicas regionais ou locais de desenvolvimento econômico, bem como, às influências de políticas específicas para um conjunto de famílias semelhantes não sendo eficiente, dessa forma, na diminuição do viés de seleção.

A estimação do *ATT* pelo método *Nearest-Neighbor Matching* pode ser obtida de acordo com a seguinte função (BECKER e ICHINO, 2002):

$$\begin{aligned} \tau^{NNM} &= \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} \left( R_i^T - \sum_{j \in C} w_c R_{oj}^C \right) = \\ &= \frac{1}{N^T} \left( \sum_{i \in T} R_i^T - \sum_{i \in T} \sum_{j \in C} w_c R_{oj}^C \right) = \\ &= \left( \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} R_i^T - \frac{1}{N^T} \sum_{j \in C} w_j R_{oj}^C \right) \end{aligned} \quad (17)$$

Na qual,

$R_i^T$  são o conjunto de rendas per capita familiares do grupo tratado;

$R_{oj}^C$  são o conjunto de rendas per capita familiares do grupo de controle;

$N^T$  é o número de observações do grupo tratado; e,

$w_c$  é a matriz de ponderação para vizinhança, estabelecida no presente trabalho com todos os seus elementos iguais à 1.

### 3.3. Modelo *logit* e variáveis utilizadas

Na estimação do *score* de propensão ou *Propensity Score*,  $p(X_m)$ , foi utilizado o modelo de regressão logística ou simplesmente *logit*. Esse modelo é baseado na função de distribuição logística acumulada especificada, segundo Pindick e Rubinfeld (2004), da seguinte forma:

$$P_i = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_i X_i)}} \quad (18)$$

Após realizadas algumas manipulações algébricas sobre a expressão (18), o modelo *logit* pode ser estimado segundo Gujarati e Porter (2009) pela seguinte equação:

$$L = \ln \left( \frac{P_i}{1 - P_i} \right) = \beta_0 + \beta_i X_i + \varepsilon_i \quad (19)$$



Onde,

$P_i$  é a probabilidade de um evento ocorrer assumindo valores entre 0 e 1;

$\beta_i$  é o coeficiente angular estimado relacionado à  $i$ -ésima variável;

$X_i$  é o vetor de características da  $i$ -ésima família, correspondente ao vetor  $X_m$  definido anteriormente; e,

$\varepsilon_i$  é o termo de erro.

O *logit* estimado no presente trabalho permite obter o efeito de variáveis selecionadas sobre a probabilidade de uma família exclusivamente agrícola participar do grupo de tratamento, ou seja, ser do tipo não agrícola ou ser pluriativa. Assim, para cada estado foram estimados dois modelos: um modelo para a probabilidade de uma família agrícola ser não agrícola e outro relacionado à probabilidade de uma família agrícola passar a ser pluriativa, ambos dados pela seguinte expressão:

$$L = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 Idpeares + \hat{\beta}_2 Idpeares^2 + \hat{\beta}_3 Anosest + \hat{\beta}_4 Numcompfam + \hat{\beta}_5 Horas_trab1 + \hat{\beta}_6 Rend_trab1 + \hat{\beta}_7 Renpercap + \hat{\beta}_8 Transfer + \hat{\beta}_9 Razaodep + \hat{\beta}_{10} Contaprop + \hat{\beta}_{11} Empregados + \hat{\beta}_{12} Localmora + \hat{\beta}_{13} Regi_metrop + \hat{\varepsilon} \quad (20)$$

A seleção das variáveis utilizadas no modelo *logit* foi baseada nas características mais relevantes na determinação do tipo de família rural e discutidas em Lima (2008) e Escher et al. (2014). A variável dependente dos dois modelos para cada estado é uma *dummy*, assumindo o valor 1 se a família for não agrícola ou pluriativa. As variáveis explicativas utilizadas são descritas na Tabela 1, como se segue.

**Tabela 1** – Descrição das variáveis utilizadas no modelo *logit* para pareamento das observações.

Variáveis	Descrição
<i>Idpeares</i>	Idade média dos membros economicamente ativos entre 10 e 60 anos
<i>Idpeares<sup>2</sup></i>	Idade média dos membros economicamente ativos entre 10 e 60 anos, ao quadrado
<i>Anosest</i>	Média de anos de estudo para os membros com 10 anos ou mais de idade
<i>Numcompfam</i>	Número de componentes da família
<i>Horas_trab1</i>	Média de horas semanais trabalhadas na atividade principal por membro
<i>Rend_trab1</i>	Média do rendimento proveniente do trabalho principal por membro
<i>Renpercap</i>	Renda familiar per capita considerando todas as fontes
<i>Transfer</i>	<i>Dummy</i> para existência de renda do não trabalho assumindo 1 para sim e 0, caso contrário
<i>Razaodep</i>	<i>Dummy</i> para razão de dependência assumindo 1 para dependente e 0, caso contrário
<i>Contaprop</i>	<i>Dummy</i> para posição assumindo 1 para família do tipo conta própria e 0, caso contrário
<i>Empregados</i>	<i>Dummy</i> para posição assumindo 1 para família do tipo empregado e 0, caso contrário
<i>Localmora</i>	<i>Dummy</i> para local de moradia assumindo 1 para o rural agropecuário e 0, caso contrário
<i>Regi_metrop</i>	<i>Dummy</i> para área censitária assumindo 1 para região metropolitana e 0, caso contrário

Fonte: Elaborado pelos autores.

A variável *Idpeares* e *Idpeares<sup>2</sup>* foram incluídas visando captar o efeito do ciclo de vida dos membros sobre a probabilidade de estar empregado em atividade não agrícola, para esse efeito espera-se a forma de U invertido. *Anosest* foi incluída e calculada considerando o recorte de idade de 10 anos ou mais com efeito esperado positivo para o emprego fora da agricultura. Para o *Numcompfam*, o objetivo é considerar a influência positiva do número de componentes sobre a probabilidade de emprego em atividade não agrícola. A justificativa para *Horas\_trab1* é que quanto maior a média de horas trabalhadas na atividade principal, menor a disponibilidade de horas para emprego em outra atividade.

O efeito esperado para *Rend\_trab1* é positivo para o modelo não agrícola e negativo para o modelo de família pluriativa considerando, por hipótese, que a renda não agrícola é superior à exclusivamente agrícola; e que para uma família pluriativa, a diversificação, por parte dos membros, é uma opção para elevação da renda do trabalho principal, já inferior.

Para *Renpercap*, espera-se efeito positivo assumindo que famílias não agrícolas e pluriativas têm renda superior. Para a *dummy Transfer*, o efeito esperado sobre a probabilidade de ser não agrícola ou pluriativa é negativo para a presença de transferências considerando, por hipótese, a alta dependência das famílias agrícolas para com as aposentadorias rurais.

Na inclusão das variáveis *Razaodep*, *Contaprop* e *Empregados* espera-se efeito positivo, sendo considerando que a presença de dependentes, bem como a posição na ocupação leve a uma maior probabilidade de se observar empregos fora da agricultura, para aumento da renda considerando a primeira variável, e diversificação da mesma considerando a posição na ocupação. Para as variáveis geográficas *Localmora* e *Regi\_metrop* esperam-se efeitos opostos levando em consideração que estar residindo no meio rural mais distante seja relacionado negativamente com a probabilidade de se empregar em atividades não agrícolas e que residir no meio rural das regiões metropolitanas dos três estados tenha efeito positivo sobre a probabilidade dos membros da família encontrarem empregos não agrícolas.

### 3.4. Medidas de pobreza e concentração de renda

Para a análise da incidência da pobreza e extrema pobreza faz-se necessário a definição das linhas de pobreza que englobam tais conceitos. As linhas de pobreza e extrema pobreza foram estabelecidas em um meio e um quarto de salário mínimo de 2014 equivalentes à R\$ 362,00 e R\$ 181,00, respectivamente, tomando como referência o Decreto N° 6.135, de 26 de junho 2007 e a Lei n° 8.742, de 7 de dezembro de 1993 que definem as famílias consideradas pobres (ou em situação de vulnerabilidade) e em situação de extrema pobreza. Os níveis de pobreza e extrema pobreza foram estimados pelo índice de *Foster-Greer-Thorbecke (FGT)* que mostra os vários aspectos do fenômeno dado pela seguinte expressão:

$$\varphi(\alpha) = \frac{1}{nz^\alpha} \sum_{i=1}^q (z - \bar{y}_i)^\alpha \quad (21)$$

Na qual,

$q$  é o número de famílias abaixo da linha da pobreza;

$n$  é o tamanho da população analisada;

$z$  é a linha de pobreza; e,

$\bar{y}_i$  é a renda familiar per capita da  $i$ -ésima família da população.

Do índice de pobreza *FGT* podem ser derivados três indicadores com base na variação do parâmetro  $\alpha$  (FOSTER, GREER e THORBECKE, 1984):

- $\alpha = 0$  – Proporção dos pobres (P0), que mede o tamanho do número de pobres em relação à população total;
- $\alpha = 1$  – Hiato da pobreza (P1), que mede a intensidade da pobreza como um déficit de renda; e,
- $\alpha = 2$  – Severidade da pobreza (P2), que mostra quão desigual é a distribuição de renda entre os mais pobres da população estudada, dando uma maior relevância a esses últimos.

A concentração de renda será calculada por meio do índice de Gini, desenvolvido por Corrado Gini em 1912. Esse índice varia entre 0 e 1 e quanto mais próximo da unidade, mais desigual é a distribuição de renda da população analisada. Seguindo Hoffmann (1998), o índice de Gini é dado por:

$$G = \frac{2}{n^2 \bar{y}_i} \sum_{i=1}^n iy_i - \left(1 + \frac{1}{n}\right) \quad (22)$$

Em que,  
 $n$  é o tamanho da população analisada;  
 $y_i$  é a renda familiar total da  $i$ -ésima família da população; e,  
 $\bar{y}_i$  é a renda familiar per capita da  $i$ -ésima família da população.

### 3.5. Fonte de dados

Como base de dados foram utilizados os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o ano de 2014, já com as novas ponderações. A Pnad possui um desenho de amostragem complexa com estratificação, conglomerado, probabilidades desiguais de seleção e ajustes de pesos amostrais. Para as análises realizadas, admitiram-se os dados como IID (independentes e igualmente distribuídos). Desse modo foram levados em consideração os efeitos do plano amostral da Pnad sobre a construção de intervalos de confiança e estimação de níveis de significância.

## 4. Resultados e discussões

Na Tabela 2, inicia-se a discussão dos resultados com algumas estatísticas descritivas para as rendas per capita por tipo de família e para o meio rural dos estados como um todo. Nos três estados analisados, observa-se a elevação da renda familiar com a presença de rendas não agrícolas, seja via da pluriatividade, seja por meio do emprego de todos os membros em atividades não ligadas à agricultura. Esses primeiros resultados estão de acordo com as discussões de Schneider (2014) e Escher et al. (2014) que dão uma ideia do efeito positivo da introdução das atividades não agrícolas no que diz respeito à maior eficiência na agregação de valor aos rendimentos.

Para a Bahia, o número de famílias agrícolas é estimado em 552.877 com renda per capita de R\$ 426,70. As famílias não agrícolas são estimadas em 172.371 e têm renda per capita média de R\$ 591,36 sendo 38,58% superior às rendas exclusivamente agrícolas. Para as famílias pluriativas, estimadas em 226.837, a média do rendimento per capita é R\$ 628,95, sendo 47,39% e 6,35% superior às das famílias agrícolas e não agrícolas, respectivamente. No agregado rural, considerando os 3 tipos de famílias, a renda per capita média é R\$ 504,70, abaixo 14,65% e 19,75% das rendas per capita das famílias não agrícolas e pluriativas, respectivamente. Essa média é puxada para baixo devido à grande participação das famílias agrícolas, 58,07%, no total das famílias rurais baianas.

No Ceará, a renda per capita média considerando 590.965 famílias rurais é de R\$ 388,60. As famílias agrícolas, estimadas em 325.498, representam 55,07% do total da população e têm renda per capita média de R\$ 344,94, 11,23% inferior a estimativa para o meio rural como um todo. As famílias não agrícolas apresentam renda per capita média de R\$ 453,16, sendo 31,37% e 16,61% superior às respectivas estimativas para as famílias agrícolas e para o agregado rural. As famílias pluriativas têm renda per capita de R\$ 430,20 e representam um quantitativo de 129.419.

**Tabela 2** – Média, Erro Padrão Linearizado e Intervalo de Confiança da renda por tipo de família e para o meio rural agregado considerando a Bahia, Ceará e Pernambuco.

	Tipo de família	Observações	População (a)	Renda Média (R\$)	Erro Padrão Linearizado	Intervalo de Confiança (95%)	
BA	Agrícolas	732	552.877	426,70	26,24	373,82	479,57
	Não agrícolas	248	172.371	591,36	52,85	484,86	697,86
	Pluriativas	305	226.837	628,95	114,36	398,62	859,29
	Rural agregado	1.285	952.085	504,70	35,08	434,12	575,27

CE	Agrícolas	483	325.498	344,94	14,08	315,87	374,00
	Não agrícolas	236	138.048	453,16	18,09	415,97	490,35
	Pluriativas	196	127.419	430,20	30,15	367,97	492,43
	Rural agregado	915	590.965	388,60	11,81	364,32	412,88
PE	Agrícolas	312	224.609	383,38	24,03	333,78	432,99
	Não agrícolas	210	131.421	466,93	22,04	421,79	512,08
	Pluriativas	104	74.549	517,17	43,30	427,38	606,96
	Rural agregado	626	430.579	432,05	16,92	397,38	466,71

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da Pnad (2014).

Nota: (a) População estimada com base nos pesos amostrais considerando o desenho de amostra complexa da Pnad.

Em Pernambuco, a quantidade de famílias agrícolas é de 244.609 com renda per capita média de R\$ 383,38. As famílias pluriativas apresentam as maiores estimativas de rendimento com R\$ 517,17, sendo 25,86% superiores às das famílias agrícolas e 9,71% maiores que os rendimentos per capita das não agrícolas, igual à R\$ 466,93. Agregando os três tipos de famílias, num total de 430.579, com renda per capita de R\$ 432,05, o meio rural de Pernambuco segue o mesmo padrão da Bahia e Ceará com as famílias que têm a presença de não agrícola apresentando maiores rendimentos quando comparadas com aquelas dedicadas exclusivamente à agricultura.

Os efeitos dessas diferenças de rendimentos entre as famílias rurais dos três estados se refletem sobre os indicadores de pobreza e concentração de renda como observados pela Tabela 3. As famílias exclusivamente agrícolas apresentam estimativas dos indicadores *FGT* maiores que para as famílias não agrícolas e pluriativas e também maiores que para o meio rural agregado, ou seja, sem divisão por tipo de família com já apresentado por Helfand, Moreira e Figueiredo (2011). Os piores indicadores para esse tipo de família, considerando a linha de pobreza de meio salário mínimo, são encontrados no meio rural do Ceará, onde a proporção de pobres é estimada em 0,634; o déficit de renda ou hiato da pobreza é 0,355 e a severidade da pobreza é estimada em 0,236. As famílias agrícolas da Bahia e Pernambuco apresentam indicadores próximos, porém com maiores valores para o estado pernambucano onde os indicadores P0, P1 e P2 são de 0,595, 0,327 e 0,216, respectivamente.

As famílias não agrícolas apresentam as menores estimativas de pobreza para os indicadores *FGT* em todos os 3 estados. A proporção de pobres é estimada abaixo de 50% e menor que para o agregado rural mostrando o reduzido número de famílias não agrícolas pobres em relação ao total de famílias não agrícolas. Para a Bahia e Pernambuco, o hiato e a severidade da pobreza são calculados em menos da metade e menos de um terço, respectivamente, das estimativas para as famílias exclusivamente agrícolas. No Ceará, as famílias pluriativas apresentam uma alta proporção de pobres e maiores indicadores de hiato da pobreza e severidade da pobreza quando comparados com as não agrícolas significando, assim, que o componente relacionado às atividades agrícolas é tão vulnerável à incidência da pobreza que afeta fortemente os indicadores anulando os efeitos das rendas não agrícolas sobre a pobreza para essas famílias.

**Tabela 3** – Indicadores *FGT* (*Foster-Greer-Thorbecke*) para pobreza e extrema pobreza e índice de concentração de Gini para as famílias rurais da Bahia, Ceará e Pernambuco

UF	Tipo de família	Pobreza			Extrema Pobreza			Desigualdade
		P0	P1	P2	P0	P1	P2	Gini
BA	Agrícolas	0,573	0,301	0,193	0,320	0,136	0,076	0,474
	Não agrícolas	0,408	0,131	0,057	0,081	0,020	0,008	0,420
	Pluriativas	0,451	0,162	0,078	0,138	0,031	0,012	0,487
	Rural agregado	0,514	0,237	0,141	0,233	0,090	0,049	0,474
CE	Agrícolas	0,634	0,355	0,236	0,375	0,176	0,102	0,449
	Não agrícolas	0,469	0,184	0,090	0,132	0,036	0,015	0,359
	Pluriativas	0,557	0,220	0,115	0,201	0,059	0,027	0,359
	Rural agregado	0,579	0,286	0,176	0,281	0,118	0,065	0,426

PE	Agrícolas	0,595	0,327	0,216	0,363	0,156	0,090	0,454
	Não agrícolas	0,456	0,160	0,072	0,120	0,031	0,012	0,340
	Pluriativas	0,486	0,195	0,102	0,151	0,048	0,024	0,427
	Rural agregado	0,533	0,253	0,154	0,252	0,099	0,055	0,415

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da Pnad (2014).

Os indicadores FGT para a extrema pobreza, considerando  $\frac{1}{4}$  de salário mínimo, também são mais elevados para as famílias agrícolas nos 3 estados. Novamente as famílias agrícolas cearenses apresentam os piores indicadores de pobreza com P0, P1 e P2 estimados em 0,375, 0,176 e 0,102. Considerando P0 para a extrema pobreza nos 3 estados, esse indicador mostra que o maior número de famílias agrícolas pobres se concentra nos níveis mais baixos de renda, mostrando que a atividades agrícolas no Nordeste são fortemente relacionadas com uma situação de subsistência como descrito por Nascimento e Cardozo (2007) e Mattei (2014). Nas famílias pluriativas e não agrícolas nos estados analisados, os indicadores de pobreza melhoram significativamente, porém mais uma vez o componente agrícola é muito forte e sobrecarrega a proporção de pobres da extrema pobreza para as famílias pluriativas. Os baixos valores de P1 e P2 indicam que as famílias extremamente pobres com presença de rendas não agrícolas apresentam baixo déficit de renda.

Na desigualdade de renda medida pelo índice de Gini, a maior parta da concentração está relacionada com o componente agrícola, como pode se observar pelas altas estimativas para as famílias agrícolas e pluriativas da Bahia e Pernambuco. As famílias não agrícolas apresentam os menores indicadores de concentração de renda, como já era esperado devido à grande possibilidade de diversificação e superação dos efeitos concentradores, pela maior equidade nos rendimentos advindos dessas atividades, como destacado por Ney e Hoffmann (2009) e Batista e Neder (2014). As famílias pluriativas cearenses apresentam baixa concentração de renda em contraste com os elevados indicadores de proporção de pobres, isso pode estar relacionado ao fato das rendas vindas da agricultura no Ceará, apesar de baixas, não apresentam disparidade nos valores e, assim, não anulam os efeitos de desconcentração trazida pelas rendas não agrícolas.

Como apresentado na Tabela 3, os indicadores de pobreza, extrema pobreza e concentração de renda são relativamente menores para as famílias com a presença de atividades não agrícolas. Porém, uma análise baseada na simples diferença entre esses indicadores apresentaria um viés relacionado às características próprias dos três tipos de família rural considerados aqui e a aplicação da metodologia *Propensity Score Matching* objetiva superar esse problema visando uma comparação correta entre as famílias.

Na Tabela 4, são apresentados os coeficientes do modelo *logit* utilizado na estimativa do *Propensity Score* de uma família agrícola ser não agrícola ou ser pluriativa para cada estado. A interpretação dos coeficientes do modelo *logit* é deveras complexa, em virtude dos efeitos marginais dependerem não apenas do efeito da própria variável, mas também do efeito das demais variáveis bem como do ponto da distribuição em que se está avaliando. Contudo a importância dessa interpretação é deixada em segundo plano, já que os dois modelos estimados para cada estado são utilizados apenas para identificação dos vizinhos para pareamento e cálculo do *ATT*. Dessa forma, no presente trabalho será feita uma simples análise dos sinais dos coeficientes que são significativos para identificar se as variáveis selecionadas apresentam influência de acordo com o esperado para cada uma.

Na Bahia, Ceará e em Pernambuco, os coeficientes das variáveis *Idpeares*, sendo positivo e *Idpeares*<sup>2</sup>, sendo negativo, demonstram que as probabilidades de ser não agrícola ou pluriativa atingem um ponto de máximo e passam a decrescer com o aumento da média de idade dos membros. Dito de outra forma, a idade não tem um efeito marginal constante. A média de anos de estudo, assim como a renda per capita, tem influência positiva para o emprego em atividades não agrícolas com os sinais positivos de *Anosest* e *Renpercap*,

respectivamente. Para *Numcompfam*, quanto maior o número de componentes da família agrícola, menor a probabilidade de ser não agrícola, tendo um efeito positivo para a pluriatividade como era esperado.

Com o sinal negativo de *Horas\_trab1* para os dois modelos na Bahia e para as probabilidades de ser pluriativa no Ceará e em Pernambuco, quanto maior a média de horas trabalhadas na atividade principal de cada membro, menor a probabilidade de estar empregado em outros setores. A média de renda do trabalho principal de cada membro mostrou influência positiva na probabilidade de ser não agrícola nos três estados. Para a pluriatividade, *Rend\_trab1* se mostrou positivo no Ceará e em Pernambuco e não apresentou influência estatisticamente significativa na Bahia.

A presença de rendas não provenientes do trabalho na forma de transferências, e morar no rural mais distante, representadas por *Transfer* e *Localmora*, respectivamente, têm efeito negativos sobre a probabilidade da família agrícola ser não agrícola ou pluriativa. Por último, ser uma família do tipo conta própria ou do tipo empregada aumenta a probabilidade de ser não agrícola. Residir no meio rural das regiões metropolitanas tem efeito positivo na probabilidade de ser não agrícola nos três estados e pluriativa na Bahia, porém apresenta efeito negativo para a pluriatividade nas regiões metropolitanas de Recife e Fortaleza. Em relação à razão de dependência, seu coeficiente não se mostrou estatisticamente significativo para o modelo não agrícola no Ceará e pluriativa em Pernambuco, sendo que em todos os outros modelos os coeficientes foram significativos e com sinal positivo.

**Tabela 4** – Coeficientes do modelo *logit* para estimação do *score* de probabilidade de a família agrícola ser não agrícola e ser pluriativa

Variáveis	Bahia		Ceará		Pernambuco	
	Não agrícola	Pluriativa	Não agrícola	Pluriativa	Não agrícola	Pluriativa
<i>Idpeares</i>	0,09238*** (0,01692)	0,11552*** (0,01486)	0,03106* (0,02017)	0,03187* (0,01920)	0,00239* (0,0104)	0,09851*** (0,02816)
<i>Idpeares</i> <sup>2</sup>	-0,00107*** (0,00023)	-0,00134*** (0,00020)	-0,00059** (0,00027)	-0,00035** (0,00026)	-0,00043* (0,00031)	-0,00105*** (0,00039)
<i>Anosest</i>	0,17824*** (0,00916)	0,15092*** (0,00799)	0,18791*** (0,01093)	0,17638*** (0,01084)	0,18668*** (0,01099)	0,21229*** (0,01319)
<i>Numcompfam</i>	-0,55462*** (0,02887)	0,15052*** (0,01971)	-0,16768*** (0,03442)	0,45663*** (0,02857)	-0,19582*** (0,03207)	0,47181*** (0,03310)
<i>Horas_trab1</i>	-0,01168*** (0,00228)	-0,03560*** (0,00206)	0,00569* (0,00293)	-0,01745*** (0,00306)	0,03391*** (0,00283)	-0,00934*** (0,00336)
<i>Rend_trab1</i>	0,00311*** (0,00011)	-0,00008 (0,00006)	0,00387*** (0,00016)	-0,00028*** (0,00017)	0,00133*** (0,00011)	-0,00076*** (0,00009)
<i>Renpercap</i>	0,00195*** (0,00011)	0,00066** (0,00007)	0,00061*** (0,00017)	0,00272*** (0,00017)	0,00068*** (0,00014)	0,00166*** (0,00016)
<i>Transfer</i>	-0,43534*** (0,06652)	-0,02180 (0,06330)	-0,03185 (0,09270)	-0,86525*** (0,09874)	-0,20256* (0,07677)	-0,24132*** (0,11692)
<i>Razaodep</i>	0,32278*** (0,03602)	0,18366*** (0,02811)	0,05755 (0,04292)	0,15473*** (0,03841)	0,11576*** (0,04245)	-0,04416 (0,04732)
<i>Contaprop</i>	2,14161*** (0,08935)	2,81177*** (0,07356)	1,11118*** (0,09347)	1,68848*** (0,07570)	1,96597*** (0,12124)	2,53794*** (0,11373)
<i>Empregados</i>	2,62419*** (0,09114)	3,13041*** (0,07481)	2,29516*** (0,09870)	2,87915*** (0,07846)	2,51505*** (0,12614)	3,28270*** (0,12075)
<i>Localmora</i>	-0,75554*** (0,05218)	-0,20788*** (0,04818)	-2,44809*** (0,12125)	-0,11490*** (0,06034)	-1,08104** (0,07429)	-0,24270*** (0,09858)
<i>Regi_metrop</i>	2,51252*** (0,11265)	0,41231*** (0,12512)	0,57843*** (0,07983)	-0,01208*** (0,09041)	1,15295 (0,08993)	-0,22720*** (0,15765)
Constante	-1,72333*** (0,32893)	-6,41417*** (0,29064)	-2,62272*** (0,43235)	-4,72396*** (0,40896)	-3,89604*** (0,41238)	-8,66137*** (0,53384)
Nº. De observações	14.112	14.960	10.368	9.744	7.808	6.144
Prop > $\chi^2$	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
Pseudo R <sup>2</sup>	0,38550	0,27410	0,48600	0,35330	0,33620	0,32570

**Fonte:** Elaborado pelos autores com base nos dados da Pnad (2014).

**Nota:** Erro Padrão entre parênteses; \*\*\*, \*\* e \* indicam significância estatística de, respectivamente, 1%, 5% e 10%.

Após a estimação do *Propensity Score* pelo modelo *logit* realiza-se o pareamento das observações considerando o método *Nearest-Neighbor Matching*. Na Bahia, as diferenças de renda considerando o pareamento das famílias agrícolas com as não agrícolas e pluriativas foram estimadas em R\$ 170,65 e R\$ 183,88, respectivamente, sendo estatisticamente significativas. Essas duas diferenças de rendimento foram as maiores considerando os seis modelos de pareamento, mostrando assim que o não agrícola tem forte peso no aumento da renda das famílias rurais baianas.

No Ceará e em Pernambuco, o *ATT* estimado para as diferenças de renda entre as famílias agrícolas e não agrícolas foi de R\$ 168,30 e R\$ 130,26, respectivamente. Para o modelo considerando as famílias pluriativas, as diferenças entre as rendas pareadas são de R\$ 130,26 e R\$ 82,18 respectivamente para o Ceará e Pernambuco. O maior *ATT*, considerando a renda da família não agrícola, relativamente falando, é observado no meio rural do Ceará com a diferença representando 57,49% do rendimento per capita da família agrícola pareada. Para as famílias pluriativas, a maior diferença relativa para com os rendimentos das famílias exclusivamente agrícolas é observado no meio rural da Bahia, representando uma renda 46,14% superior.

**Tabela 5** – Efeito Médio de Tratamento no Tratado (*ATT*) considerando o método de *Nearest-Neighbor Matching* para as famílias agrícolas com base na probabilidade de ser do tipo não agrícola ou pluriativa

UF	Tipo de família	Tratamento		Controle		ATT (R\$)	Erro Padrão	t
		Obs.	Renda (R\$)	Obs.	Renda (R\$)			
BA	Não agrícola	4.704	590,75	10.256	420,10	170,65***	13,20	12,92
	Pluriativa	3.856	582,41		398,53	183,88***	12,06	15,25
CE	Não agrícola	3.712	461,03	6.656	292,73	168,30***	5,77	29,16
	Pluriativa	3.088	460,84		330,58	130,26***	11,98	10,87
PE	Não agrícola	3.312	468,57	4.496	338,07	130,50***	6,44	20,28
	Pluriativa	1.648	489,40		407,22	82,18***	10,82	7,6

**Fonte:** Elaborado pelos autores com base nos dados da Pnad (2014).

**Nota:** \*\*\*, \*\* e \* indicam significância estatística de, respectivamente, 1%, 5% e 10%.

Depois de realizado os seis pareamentos segue-se com a estimação dos efeitos desses *ATT's* sobre os indicadores de pobreza, extrema pobreza e concentração de renda. A estimação desses efeitos é realizada tratando os rendimentos das famílias agrícolas, utilizadas no pareamento, com o correspondente *ATT* calculado. Desse modo, por exemplo, das 10.256 famílias agrícolas pertencentes ao grupo de controle no estado da Bahia, 4.704 foram pareadas com suas correspondentes no grupo de tratamento, ou seja, essas famílias agrícolas têm *Propensity Scores* semelhantes às observações do grupo tratado, podendo ser consideradas aptas a se tornarem não agrícolas. Após a obtenção do Efeito de Tratamento sobre o Tratado de R\$ 170,65, como já apresentado acima, as rendas das 4.704 famílias foram ampliadas com esse *ATT*, e essas famílias foram devolvidas para o grupo de controle sendo recalculados os indicadores de pobreza e desigualdade para essas famílias agrícolas e para o meio rural como um todo, também considerando o tratamento das rendas agrícolas.

A Tabela 6 traz o impacto das diferenças considerando as rendas das famílias não agrícolas sobre a pobreza, extrema pobreza e concentração de renda nos três estados. Para a Bahia, considerando meio salário mínimo, o impacto do *ATT* não agrícola é de reduzir os indicadores FGT em 9,1%, para a proporção de pobres; 30,1%, para o hiato da pobreza, e 43,4%, para a severidade da pobreza. Considerando todas as famílias rurais, a diminuição dos indicadores P0 em 5,9%, P1 em 22,2% e P2 em 34,5% mostra que grande parte da pobreza rural da Bahia está ligada às famílias pobres agrícolas.

Para o índice *FGT* de extrema pobreza, os efeitos do tratamento se ampliam tanto para as famílias agrícolas quanto para o meio rural como um todo. O destaque vai para os indicadores P1 e P2 que apresentam as maiores quedas sendo um indício de que as rendas não agrícolas são mais importantes para os mais pobres da população, no sentido de diminuir o déficit de renda e severidade da pobreza.

O índice de Gini cai 13,3% nas famílias agrícolas tratadas e 7,7% no agregado rural mostrando que grande parte da concentração de renda no rural da Bahia é resultado da concentração dos rendimentos vindos da agricultura.

**Tabela 6** – Impacto do *ATT* considerando as rendas per capita das famílias não agrícolas sobre a pobreza, extrema pobreza e concentração de renda para as famílias agrícolas e para o meio rural agregado.

UF	Tipo de família	Pobreza			Extrema Pobreza			Desigualdade
		P0	P1	P2	P0	P1	P2	Gini
BA	Agrícolas	0,573	0,301	0,193	0,320	0,136	0,076	0,474
	Agrícolas ( $R_0^{NNM}$ )	0,521	0,211	0,109	0,158	0,054	0,026	0,412
	$\Delta i\%$	-9,1%	-30,1%	-43,4%	-50,5%	-60,3%	-66,4%	-13,0%
	Rural agregado	0,514	0,237	0,141	0,233	0,090	0,049	0,474
	Rural agregado ( $R_0^{NNM}$ )	0,484	0,185	0,092	0,140	0,042	0,019	0,438
	$\Delta i\%$	-5,9%	-22,2%	-34,5%	-40,2%	-52,9%	-60,4%	-7,7%
CE	Agrícolas	0,634	0,355	0,236	0,375	0,176	0,102	0,449
	Agrícolas ( $R_0^{NNM}$ )	0,524	0,206	0,104	0,136	0,049	0,023	0,352
	$\Delta i\%$	-17,4%	-42,1%	-56,1%	-63,7%	-72,2%	-77,1%	-21,6%
	Rural agregado	0,579	0,286	0,176	0,281	0,118	0,065	0,426
	Rural agregado ( $R_0^{NNM}$ )	0,518	0,204	0,103	0,149	0,048	0,022	0,372
	$\Delta i\%$	-10,5%	-28,8%	-41,5%	-46,8%	-59,1%	-66,1%	-12,7%
PE	Agrícolas	0,595	0,327	0,216	0,363	0,156	0,090	0,454
	Agrícolas ( $R_0^{NNM}$ )	0,498	0,177	0,077	0,108	0,016	0,004	0,358
	$\Delta i\%$	-16,3%	-45,6%	-64,2%	-70,1%	-89,9%	-95,8%	-21,2%
	Rural agregado	0,533	0,253	0,154	0,252	0,099	0,055	0,415
	Rural agregado ( $R_0^{NNM}$ )	0,483	0,175	0,082	0,119	0,026	0,010	0,366
	$\Delta i\%$	-9,5%	-30,8%	-47,0%	-52,7%	-73,7%	-82,0%	-12,0%

**Fonte:** Elaborado pelos autores com base nos dados da Pnad (2014).

**Nota:**  $R_0^{NNM}$  – Rendas per capita das famílias agrícolas tratadas com o *ATT* pelo método *Nearest-Neighbor Matching*;  $\Delta i$  – Variação percentual no indicador *i* considerando o tratamento das rendas per capita das famílias agrícolas.

No Ceará, a pobreza e extrema pobreza diminuem 17,4% e 63,7% para a proporção de pobres; 42,1% e 72,2% para o hiato da pobreza; e, 56,1% e 77,1% para a severidade da pobreza. Esses valores mostram que as rendas o *ATT* não agrícola têm efeitos ainda maiores para o meio rural do Ceará do que para a Bahia. A queda na proporção de pobres também é maior para esse estado como já era esperado considerando que o *ATT* não agrícola do Ceará é o maior entre os três estados. No agregado rural para a pobreza e extrema pobreza, P0 cai 10,5% e 46,8%; P1 é reduzido em 28,8% e 59,1%; e P2 diminui 41,5% e 66,1%, respectivamente. Mais uma vez chama-se atenção para o maior efeito das rendas não agrícolas sobre os mais pobres da população com a concentração de renda caindo 21,6% para as famílias agrícolas e 12,0% no meio rural como um todo. Essa melhoria na desigualdade de renda no meio rural do Ceará é a maior entre os três estados analisados.

Em Pernambuco observam-se os maiores efeitos das rendas não agrícolas para os mais pobres entre os três estados. Essa informação se traduz nas maiores quedas de P1 e P2 para a pobreza, e dos três indicadores *FGT* para a extrema pobreza. Mesmo não apresentando o maior *ATT* não agrícola, essas quedas acentuadas nos indicadores mostram que a maior parte da pobreza rural de Pernambuco se encontra ligado às famílias agrícolas mais pobres do estado. A queda na desigualdade de renda em 21,2% para as famílias agrícolas tratadas e 12,0% para o meio rural agregado corroboram com essa discussão já que esses valores são



próximos aos apresentados no Ceará que tem a maior redução na concentração de renda entre os três estados.

Na Tabela 7 são apresentados os impactos das diferenças de renda entre as famílias exclusivamente agrícolas e pluriativas. Entre os três estados analisados, as rendas das famílias pluriativas têm maior efeito sobre os indicadores *FGT* no meio rural da Bahia. Considerando as famílias agrícolas com rendas tratadas e o meio rural como um todo, a proporção de pobres cai 16,4% e 10,6%; o hiato da pobreza diminui 35,6% e 26,3%; e, a severidade da pobreza diminui 46,5% e 37,0%, respectivamente. Pernambuco têm os menores impactos, numa análise comparativa, do *ATT* da renda das famílias pluriativas para com as famílias agrícolas e para o meio rural do estado como um todo. Observa-se mais uma vez, que apesar de menores variações quando comparado com os efeitos do *ATT* não agrícola, a pluriatividade também tem maior peso na melhoria da pobreza para os mais pobres considerando maiores variações nos indicadores de déficit de renda e severidade da pobreza, para meio salário mínimo.

**Tabela 7** – Impacto do *ATT* considerando as rendas per capita das famílias pluriativas sobre a pobreza, extrema pobreza e concentração de renda para as famílias agrícolas e para o meio rural agregado

UF	Tipo de família	Pobreza			Extrema Pobreza			Desigualdade
		P0	P1	P2	P0	P1	P2	Gini
BA	Agrícolas	0,573	0,301	0,193	0,320	0,136	0,076	0,474
	Agrícolas ( $R_0^{NNM}$ )	0,480	0,194	0,103	0,163	0,055	0,026	0,406
	$\Delta i\%$	-16,4%	-35,6%	-46,5%	-49,2%	-59,3%	-66,3%	-14,3%
	Rural agregado	0,514	0,237	0,141	0,233	0,090	0,049	0,474
	Rural agregado ( $R_0^{NNM}$ )	0,460	0,175	0,089	0,142	0,043	0,019	0,433
	$\Delta i\%$	-10,6%	-26,3%	-37,0%	-39,1%	-52,0%	-60,3%	-8,6%
CE	Agrícolas	0,634	0,355	0,236	0,375	0,176	0,102	0,449
	Agrícolas ( $R_0^{NNM}$ )	0,554	0,254	0,141	0,231	0,073	0,035	0,378
	$\Delta i\%$	-12,6%	-28,6%	-40,1%	-38,3%	-58,2%	-65,2%	-15,8%
	Rural agregado	0,579	0,286	0,176	0,281	0,118	0,065	0,426
	Rural agregado ( $R_0^{NNM}$ )	0,535	0,230	0,124	0,202	0,062	0,029	0,387
	$\Delta i\%$	-7,6%	-19,6%	-29,6%	-28,2%	-47,7%	-55,8%	-9,2%
PE	Agrícolas	0,595	0,327	0,216	0,363	0,156	0,090	0,454
	Agrícolas ( $R_0^{NNM}$ )	0,574	0,279	0,164	0,312	0,094	0,042	0,422
	$\Delta i\%$	-3,6%	-14,5%	-24,3%	-14,1%	-39,8%	-53,9%	-7,1%
	Rural agregado	0,533	0,253	0,154	0,252	0,099	0,055	0,415
	Rural agregado ( $R_0^{NNM}$ )	0,522	0,228	0,127	0,225	0,067	0,030	0,399
	$\Delta i\%$	-2,1%	-9,8%	-17,8%	-10,6%	-32,6%	-46,1%	-3,9%

**Fonte:** Elaborado pelos autores com base nos dados da Pnad (2014).

**Nota:**  $R_0^{NNM}$  – Rendas per capita das famílias agrícolas tratadas com o *ATT* pelo método *Nearest-Neighbor Matching*;  $\Delta i$  – Variação percentual no indicador *i* considerando o tratamento da rendas per capita das famílias agrícolas.

Para a extrema pobreza, mais uma vez, os melhores resultados se encontram no meio rural da Bahia com variação em P0, P1 e P2 em -49,2%, -59,3% e -66,3%, respectivamente para as famílias agrícolas e -39,1%, -52,0% e -60,3% para o rural considerando todas as famílias. No Ceará e em Pernambuco, apesar dos menores impactos da pluriatividade sobre os indicadores de extrema pobreza, a variação mais elevada para este, quando comparado com a pobreza considerando meio salário mínimo, mostra que a combinação de atividades agrícolas e não agrícolas tem maior efeito relativo de diminuir a incidência da pobreza para as famílias mais pobres da população.

Em comparação com o *ATT* não agrícola, o menor efeito da pluriatividade mais uma vez, pode ser justificado considerando que o componente relacionado às rendas agrícolas é bastante vulnerável à incidência de pobreza e anula parcialmente os efeitos das atividades não agrícolas.

As maiores quedas no índice de Gini são observadas para o meio rural do Ceará com variação de -15,8% para as famílias agrícolas tratadas e -9,2% para o meio rural como um

todo. Na Bahia, as quedas no índice de Gini se aproximam das observadas para o estado cearense, mostrando que em ambos os estados a parte não agrícola das rendas é muito menos desigual do que as rendas relacionadas à atividade agrícola. Em Pernambuco, a concentração de renda cai 7,1% para as famílias agrícolas, considerando a diferença para com as rendas das famílias pluriativas, e 3,9% para o meio rural como um todo.

## 5. Considerações finais

Observou-se que as rendas das famílias não agrícolas e pluriativas são superiores nos três estados analisados, mostrando assim, a importância dos rendimentos provenientes de atividades não ligadas à agricultura na melhoria dos indicadores de pobreza e concentração de renda em concordância com a literatura.

O *ATT* da pluriatividade na Bahia, diferentemente do que ocorreu em Pernambuco ou no Ceará, tem um efeito mais intenso sobre os indicadores de pobreza do que a comparação realizada com o modelo não agrícola. Esse fato mostra que as rendas não agrícolas combinadas podem servir de suporte para adoção de políticas públicas que visem diminuir os indicadores de pobreza e melhorar a distribuição de renda no meio rural, bem como aumentar a eficiência dos agricultores do estado baiano. Levando em consideração o maior efeito para com as rendas das famílias não agrícolas, as famílias agrícolas do Ceará, por apresentarem os piores indicadores de pobreza, observam as maiores variações dos indicadores FGT para pobreza, extrema pobreza e concentração de renda pelo índice de Gini.

A partir das informações levantadas sobre indicadores de pobreza e concentração de renda no meio rural da Bahia, Ceará e Pernambuco em 2014, buscou-se contribuir com a redução da lacuna referente ao número reduzido de estudos que avaliam o impacto das rendas não agrícolas e pluriativas nestes indicadores. Assim, os resultados apontam que focar em políticas que incentivem estas atividades não agrícola tende a diminuir em grande magnitude a concentração de renda e melhorar substancialmente os indicadores de pobreza e extrema pobreza nestas áreas.

Por último, os efeitos das rendas não agrícolas, seja via pluriatividade, seja pelo emprego de todos os membros economicamente ativos em atividades não ligadas à agricultura, são maiores para as famílias mais pobres considerando as variações nos indicadores de hiato da pobreza e severidade da pobreza que são superiores aos da proporção de pobres nos três estados. Isso mostra que a introdução das atividades não agrícolas no meio rural impactam diretamente na melhoria da renda das famílias rurais menos capitalizadas melhorando assim, a abrangência dos resultados do desenvolvimento social almejado.

## Referências

ADAMS, R. H. **Non-farm income, inequality and land in rural Egypt**. Policy Research Working Paper, Nº. 2.178, Word Bank, 1999, 39 p.

BATISTA, H. R.; NEDER, H. D. **Efeitos do Pronaf Sobre a Pobreza Rural no Brasil (2001-2009)**. Revista de Economia e Sociologia Rural, Vol. 52, Nº. 1, 2014, p. 147-166.

BECKER. S. O; ICHINO. A. **Estimation of average treatment effects based on propensity scores**. The Stata Journal. Vol. 2, Nº. 4, 2002, p. 358-377.

BRASIL. **Lei Nº. 8.742. Lei Orgânica de Assistência Social (LOAS)**. Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil. Brasília, DF, 7 de dezembro de 1993.

BRASIL. **Decreto do poder executivo Nº. 6.135. Dispõe sobre o Cadastro Único para Programas Sociais do Governo Federal e dá outras providências.** Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil. Brasília, DF, 26 de junho de 2007.

CARNEIRO, M. J. **Pluriatividade: uma resposta à crise da exploração familiar?.** In: Anais do XVII PISA. Porto Alegre, RS, 1995, p. 50-58.

CODES, A. L. M. de. **A trajetória do pensamento científico sobre a pobreza: em direção a uma visão complexa.** Texto para Discussão nº 1332. Brasília, DF: IPEA, 2008, 30 p.

DEHEJIA, R. H; WAHBA, S. **Propensity Score Matching methods for nonexperimental causal studies.** The Review of Economics and Statistics, Vol. 84, Nº. 1, 2002, p. 151-161.

DEL GROSSI, M. E.; GRAZIANO DA SILVA, J.; TAKAGI, M. **Evolução da pobreza no Brasil, 1995/99.** Texto para Discussão, Instituto de Economia, UNICAMP, Vol. 1, 2001, p. 1-35.

DUARTE, G. B.; SAMPAIO, B.; SAMPAIO, Y. **Programa Bolsa Família: impacto das transferências sobre os gastos com alimentos em famílias rurais.** Revista de Economia e Sociologia Rural, Vol. 47, Nº. 4, 2009, p. 903-918.

ESCHER, F.; SCHNEIDER, S. SCARTON, L. M.; CONTERATO, M. A. **Caracterização da Pluriatividade e dos Plurirrendimentos da Agricultura Brasileira a partir do Censo Agropecuário 2006.** Revista de Economia e Sociologia Rural, Vol. 52, Nº. 4, 2014, p. 643-668.

FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. **A Class of Decomposable Poverty Measures.** Econometrica, Vol. 52, Nº. 3, 1984, p. 761-766.

GUJARATI, D. N.; PORTER D. C. **Basic Econometrics.** 5 ed. Nova York: McGraw-Hill, 2009, 922 p.

HELFAND, S. M.; MOREIRA, A. R. B.; FIGUEIREDO, A. M. R. **Explicando as diferenças de pobreza entre produtores agrícolas no Brasil: simulações contrafactuais com o censo agropecuário 1995-96.** Revista de Economia e Sociologia Rural, Vol. 49, Nº. 02, 2011, p. 391-418.

HOFFMANN, R. **Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza.** São Paulo: EDUSP, 1998, 204 p.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios PNAD.** Rio de Janeiro, RJ, 2014.

LANJOUW, P.; MURGAI, R. **Poverty Decline, Agricultural Wages, and Non-Farm Employment in Rural India 1983-2004.** Washington DC: The World Bank Policy Research Working Paper 4858, March 2008, 50 p.

LIMA, J. R. F. de. **Efeitos da pluriatividade e rendas não-agrícola sobre a pobreza e desigualdade rural na região Nordeste.** 2008. 157f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

LIMA, J. R. F.; SILVA, P. C. G.; PEREIRA, A. F. C. **Análise da evolução da pobreza nas famílias rurais agrícolas, pluriativas e não agrícolas nos estados da região Nordeste: 2001-2011.** In: Anais do 51º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – (SOBER). Belém, PA: UFPA, 2013.

MARIANO, J. L.; NEDER H. D. **Desigualdade de renda e pobreza entre Famílias no meio rural do Nordeste.** Economia e desenvolvimento, Vol. 5, Nº. 2, 2006, p. 221-242.

MATTEI, L. **Considerações Acerca de Teses Recentes sobre o Mundo Rural Brasileiro.** Revista de Economia e Sociologia Rural, Vol. 52, Nº. 1. 2014, p. 105-124.

NASCIMENTO, C. A. do. **Pluriatividade, pobreza rural e políticas públicas: Uma análise comparada entre Brasil e União Europeia.** Fortaleza, CE: Banco do Nordeste (BNB Teses e Dissertações, 11), 2008, 282 p.

NASCIMENTO, C. A. do.; CARDOZO, S. A. **Redes urbanas regionais e a pluriatividade das famílias rurais no Nordeste e no Sul do Brasil, 1992-1999 e 2001-2005.** Revista Econômica do Nordeste, Vol. 38, Nº. 34, out-dez, 2007, p. 637-658.

NEY, M. G.; HOFFMANN, R. **Educação, concentração fundiária e desigualdade de rendimentos no meio rural brasileiro.** Revista de Economia e Sociologia Rural, Vol. 47, 2009, p. 147-181.

PEREIRA, A. F. C.; ARAÚJO JÚNIOR, J. N.; MOREIRA, R. C.; ALMEIDA, J. A. G.; LIMA, J. R. F. **Análise da evolução da pobreza e concentração de renda nas famílias rurais agrícolas, não agrícolas e pluriativas dos estados nordestinos entre 2001 e 2012.** In: Anais do IX Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – (SOBER Nordeste). Caruaru, PE: UFPE, 2014.

PEREIRA, A. F. C.; LIMA, J. R. F.; JUSTO, W. R. **Impactos das rendas não agrícolas sobre os indicadores de pobreza Foster-Greer-Thorbecke (FGT) para as famílias rurais do estado de Pernambuco.** In: IV Encontro Pernambucano de Economia, Recife, PE, 2015.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D.L. **Econometric models and econometric Forecasts.** 4 ed. Nova York: McGraw-Hill, 2004, 524 p.

ROCHA, S. **Pobreza no Brasil – A Evolução de Longo Prazo (1970-2011).** In: XXV Fórum Nacional – Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES). Rio de Janeiro, RJ, 2013.

ROCHA, S. **Pobreza no Brasil: afinal, do que se trata?** 3ª edição. Rio de Janeiro: editora FGV, 2006, 190 p.

ROSENBAUM, P. R; RUBIN, D. B. **The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects.** Biometrika, Vol. 70, Nº. 1, 1983, p. 41-55.

SCHNEIDER, S. **Evolução e Características da Agricultura Familiar no Brasil.** Uruguai: ALASRU Nueva Epoca, Vol. 1, 2014, p. 21-52.

SILVA JÚNIOR, L. H. da. **Pobreza na População Rural Nordestina: Uma Análise de suas Características durante os Anos Noventa.** Revista do BNDES, Vol. 13, 2006, p. 275-290.

WORD BANK. **Agriculture for development.** World development report 2008. Washington: DC., 2008, 386 p.

ZHU, N.; LUO, X. **The impact of migration on rural poverty and inequality: a case study in China.** Agricultural Economics, Vol. 41, N° 2, 2010, p. 191-204.