

# DIFERENCIAIS DE RENDIMENTOS ENTRE ATIVIDADES AGRÍCOLAS E NÃO AGRÍCOLAS NO MEIO RURAL NORDESTINO

Marcos Paulo Mesquita da Cruz<sup>1</sup>  
Vitor Hugo Miro Couto Silva<sup>2</sup>  
Robério Telmo Campos<sup>3</sup>  
Celina Santos de Oliveira<sup>4</sup>  
Arley Rodrigues Bezerra<sup>5</sup>

## RESUMO

O meio rural brasileiro passou por diversas transformações que atualmente colaboram para as novas maneiras de produção e modernização do trabalho no campo. A questão indagada no presente trabalho é se esses novos hábitos laborais contribuem tanto para a geração de rendimentos como para a sustentação de famílias rurais, proporcionando a ampliação de perspectivas econômicas e sociais. Em resposta a esse problema, objetiva-se estimar os diferenciais de rendimentos entre as atividades agrícolas e não agrícolas no meio rural nordestino brasileiro. Os dados utilizados são provenientes da PNAD (2015) e os modelos usados foram Blinder-Oaxaca e RIF Regression. Constatou-se que as atividades não agrícolas geram rendimentos maiores quando comparadas com as agrícolas. De todas as variáveis utilizadas na amostra, a escolaridade é a que explica melhor o fato de as atividades não agrícolas auferirem rendimentos superiores ao das agrícolas, sendo os Estados de Alagoas, Ceará e Piauí os que mais contribuem para a concentração de renda na Região. Por fim, comprova-se a importância das atividades não agrícolas para o desenvolvimento do meio rural nordestino brasileiro.

## DIFFERENTIALS OF INCOME BETWEEN ACTIVITIES AGRICULTURAL AND NON AGRICULTURAL IN THE RURAL ENVIRONMENT NORTHEAST

**Palavras-chave:** Atividades Não Agrícolas e Agrícolas; Rendimentos; Nordeste; Meio Rural e Desenvolvimento.

## ABSTRACT

The Brazilian rural environment underwent several transformations that currently collaborate for the new ways of production and modernization of work in the field. The question asked in the present study is whether these new labor habits contribute both to income generation and to the support of rural families, providing a broader economic and social perspective. In response to this problem, the aim is to estimate income differentials between agricultural and non-agricultural activities in the Brazilian Northeast. The data used come from the PNAD

<sup>1</sup> Contador. Mestre em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará (UFC/PPGER). Email: marcos\_paulo\_mesquita@hotmail.com

<sup>2</sup> Economista. Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia Rural, Universidade Federal do Ceará (UFC) e doutor em Economia pela (UFC/CAEN). E-mail: vitormiro@gmail.com

<sup>3</sup> Agrônomo. Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia Rural, Universidade Federal do Ceará (UFC) e doutor em Economia pela (UFPE/PIMES). E-mail: roberio@ufc.br

<sup>4</sup> Economista. Pós-Doutoral no Mestrado Acadêmico em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará (UFC/PPGER). E-mail: oli.celina@gmail.com

<sup>5</sup> Economista. Professor da Universidade Federal Rural de Pernambuco (UFRPE) e doutor em Economia pela (UFC/CAEN). E-mail: arleyrb@hotmail.com



(2015) and the models used were Blinder-Oaxaca and RIF Regression. It can be seen that non-agricultural activities generate higher yields when compared to agricultural ones. Of all the variables used in the sample, schooling is the one that best explains the fact that non-agricultural activities earn higher incomes than agricultural ones, with the states of Alagoas, Ceará and Piauí contributing the most to income concentration in the Region. Finally, we prove the importance of non-agricultural activities for the development of rural Brazilian northeastern.

**Keywords:** Non-Agricultural and Agricultural Activities; Income; Northeast; Rural Environment and Development.

## 1 INTRODUÇÃO

No decorrer de muitos anos o setor agrícola brasileiro caracterizou-se pela preocupação na geração e complementação de renda, no entanto, a partir do século XX atentou-se pelas transformações mais profundas do que em períodos anteriores, em razão da execução e modernização das novas estruturas produtivas na agricultura (FIGUEIREDO et. al., 2008).

Para Ferreira (2010), a modernização da agricultura brasileira consiste na incorporação de novos padrões tecnológicos no espaço rural como forma de integrar as famílias e/ou agricultores a novas formas de racionalidade produtiva. As atividades não agrícolas despontam como uma alternativa de fonte de rendimentos no campo, pois muitas famílias dependiam, exclusivamente, destas atividades caracterizadas como agrícolas (CRUZ et al., 2018).

Para Souza, Penha e Santos (2014), no período mencionado foi muito comum à tomada de decisão, no meio rural, por membros da família, de mudar do ramo das atividades agrícolas para as atividades não agrícolas. Dentre as atividades não agrícolas praticadas no meio rural brasileiro, o "turismo rural" ganhou importância nos últimos anos, pela capacidade de gerar renda e contribuir de forma significativa para o desenvolvimento rural (WBATUBA; DEPONTI; BERMANN, 2015).

As atividades do segmento industrial, de redes de comunicação e do comércio evidenciam-se como ocupações mais atrativas do que as atividades tradicionalmente agrícolas, porém, atividades outras como o empreendedorismo, por exemplo, não demonstra-se rentável devido maior dificuldade no seu desenvolvimento em áreas rurais (CRUZ et al., 2018).

Neste contexto, as atividades não agrícolas se apresentam como opção de geração de renda para o Nordeste, pois esta região se apresenta como a de maiores contrastes quando comparada com as demais e continua sendo a região do País com maior concentração de renda (MIRO; FRANCA, 2016; RUSSO; PERRÉ; ALVES,

2016; CAMPOS et al., 2018). Como reflexo dessas disparidades regionais, os rendimentos médios dos estados do Nordeste são bem inferiores aos dos demais estados do Brasil, colocando-se bem abaixo de um salário mínimo (FIGUEIREDO, et. al., 2008).

Cruz et al. (2018) afirmam que dos residentes nas áreas rurais do Brasil, os que se dedicam as atividades não agrícolas e agrícolas e residem no Nordeste apresentaram percentuais de 39% e 37%, respectivamente. Deste modo, o Nordeste, além de apresentar maior população rural, soma o maior número de trabalhadores agrícolas e não agrícolas do País.

Diante da relevância das atividades não agrícolas para o desenvolvimento do meio rural brasileiro, esse estudo pretende contribuir com a literatura ao mensurar e analisar o diferencial de rendimentos entre as atividades agrícolas e não-agrícolas dos trabalhadores rurais que vivem e moram na zona rural do Nordeste. A hipótese levantada é a que as atividades não agrícolas possibilitam rendimentos médios superiores àqueles proporcionados pelas atividades agrícolas.

A análise aqui proposta fundamenta-se na estimação do diferencial de rendimentos e na decomposição deste diferencial aplicando o tradicional método de Oaxaca-Blinder, aliado com a estimação quantílica dos diferenciais RIF Regression, conforme a metodologia proposta por Firpo, Fortin e Lemieux (2009). A aplicação destes métodos permite a identificação de quais fatores explicam as diferenças ao longo de toda a distribuição de rendimentos, e uma melhor qualificação destes.

O trabalho está dividido em cinco seções, além da introdução. Na próxima seção faz-se a abordagem da teoria que relaciona à modernização agrícola brasileira com o surgimento das atividades rurais no campo, a pluriatividade e o rendimento familiar na área rural nordestina. Em seguida, na seção 3, apresenta-se a metodologia, com a descrição da base de dados e dos modelos utilizados. Na quarta seção, encontram-se os resultados e faz-se a discussão dos mesmos e, por fim, apresentam-se as conclusões e referências.

## **2 REVISÃO DE LITERATURA**

Inicialmente, aborda-se a modernização da agricultura brasileira, explicando as alterações estruturais da agricultura e a distinção das atividades rurais. Em seguida,

é apresentado o contexto da pluriatividade, evidenciando a relação, especificamente, com a região Nordeste e o rendimento familiar na área rural.

## **2.1 Modernização Agrícola Brasileira: A Agricultura e as Atividades Rurais**

A agricultura brasileira passou por algumas fases dentro do seu processo evolutivo desde o período colonial a sua modernização que ocorreu com a chamada “revolução verde” em meados da década de 1970. Cada uma dessas fases teve sua importância dentro do cenário econômico brasileiro<sup>6</sup>.

De acordo com Balsan (2006), emergiram na década de 1970, com o processo de modernização da agricultura, novos objetivos e formas de exploração agrícola, determinando transformações tanto na pecuária, quanto na agricultura. Como consequências desse processo surgiram alguns efeitos sociais e econômicos sofridos pela população envolvida com as atividades rurais.

Com as novas maneiras de exploração e o decorrente aumento da produtividade do trabalho no campo, observa-se uma redução acentuada da mão-de-obra ocupada nas atividades agrícolas e, em contrapartida, um forte crescimento das ocupações não agrícolas entre a população rural na década de 90 (DEL GROSSI; GRAZIANO DA SILVA; PEREIRA; CAMPANHOLA, 2001).

A transformação das atividades agrícolas está interligada pela mescla com aquelas de natureza não agrícola. Destaca-se a mudança relevante para o funcionamento do mercado de trabalho e que provavelmente também esteja contribuindo para reforçar a escassez relativa de mão de obra na área rural (BUAINAIN; DEDECCA, 2008).

A dinâmica do mercado de trabalho no meio rural e na agricultura propriamente dita é fortemente condicionada pela presença de uma parcela importante de ocupações não remuneradas, associadas a uma estrutura caracterizada basicamente pela produção para subsistência ou autoconsumo (BUANAIN; DEDECCA, 2008).

---

<sup>6</sup> Foram três fases importantes: o ciclo da cana-de-açúcar (XVI-XIX) foi uma das fases de maior desenvolvimento econômico, porque foi à base da economia colonial com a parte maior do comércio sendo feito com o mercado europeu. O ciclo da mineração teve sua importância para agricultura uma vez que essa atividade deslocou o centro da economia para sul-sudeste. A outra fase relevante para a evolução da agricultura brasileira foi o ciclo do café que teve início no século XIX, pois este produto foi o grande motor da economia brasileira até inclinar-se no ano de 1929 com a crise internacional (DOSSA, 2014).

De acordo com Maia e Sakamoto (2014), as atividades agrícolas ainda absorvem um número importante de pessoas, seja como produtores rurais ou como trabalhadores que obtêm seu rendimento da atividade agrícola. Observa-se a diversificação das fontes de rendimento familiar e a contribuição para a geração de empregos.

## **2.2 Pluriatividade, Região Nordeste e o Rendimento Familiar na Área Rural**

A investigação e conceituação de pluriatividade no Brasil são recentes e apenas na década de 1990 que se viu sua importância, pois, este estudo, tal como nos demais países, surgiu da observação de que o agricultor necessitava de fonte de rendimento alternativa complementar a atividade agrícola. Procedeu-se a análise de que muitos trabalhadores rurais possuíam uma segunda ocupação de emprego em jornadas reduzidas em atividades não agrícolas (SCHNEIDER, 2009).

A primeira fase de trabalhos sobre a dupla atividade foi iniciada na Europa na década de 1980 com os “colonos operários” (SEYFERTH, 1984, 1987). A segunda etapa compreende um momento em que muitas ideias e princípios foram executados na Europa, abrindo diálogo da relação dos agricultores com as atividades não agrícolas e como se desenvolveu no contexto social rural<sup>7</sup>.

O terceiro momento, compreende o final da década de 1990 até o momento atual, e fundamenta-se pelos estudos em pluriatividade a partir da definição de Fuller (1990), que a entende como consequência da dinâmica produtiva das famílias e a relação com a estrutura agrária (BRUN; FULLER, 1991).

Na literatura nacional<sup>8</sup> observa-se que tanto a concentração na análise da combinação de atividades na agricultura familiar e seus efeitos sobre as economias locais como o conceito de pluriatividade vieram acompanhados de discussões dos temas rurais, urbanos, do meio rural e de identidade social.

Portanto, a pluriatividade no meio rural brasileiro surgiu como alternativa de geração de rendimento dos que moram e trabalham no campo; e, como uma opção a mais para essas pessoas que durante muito tempo ficaram dependentes das

---

<sup>7</sup> No Brasil, os diálogos a respeito do contexto social rural repercutiram com os estudos de Schneider (1994, 1999), Sacco dos Anjos (1995), Carneiro (1996) e Neves (1995, 1997), entre outros.

<sup>8</sup> Os principais estudos desta fase sobre a pluriatividade foram os de Carneiro (1998), Kageyama (1998), Sacco dos Anjos (2003) e Schneider (2003).

atividades agropecuárias como forma de auferir seus rendimentos monetários (CAMPOS et al., 2018).

O impulso decisivo ao estudo da pluriatividade decorreu no instante em que se desenvolveram pesquisas sobre as mudanças no mercado de trabalho rural no Brasil, pois o crescimento das atividades não agrícolas evidenciou-se como novas alternativas de ocupação da força de trabalho no campo (SCHNEIDER, 2009).

Para Maia e Sakamoto (2014), as duas regiões com maiores contrastes de atividades e emprego de mão de obra são Centro Oeste e Nordeste. A primeira com atividades agropecuárias modernas, de alta produtividade e relações mais formais de contratação da mão de obra. A segunda caracterizada pelo trabalho informal, não remunerado e associado à pequena produção para o autoconsumo.

Estudos recentes mostram que existem discriminações entre as regiões brasileiras, pois o Nordeste continua sendo a região do País com maior concentração de renda. A educação mostrou ser a variável mais importante na explicação da desigualdade de rendimentos na área rural nordestina (MANSO et al., 2006; ARAUJO et al., 2008; CARDOSO, 2013; MIRO; FRANCA, 2016; RUSSO; PERRÉ; ALVES, 2016; CAMPOS et. al., 2018).

Campos et al. (2018) constataram que, no geral, os resultados mostraram que há diferenças de rendimentos a favor das atividades não agrícolas quando comparadas com as agrícolas, ou seja, tratando-se do meio rural, as atividades não agrícolas, em média, produziram rendimentos maiores do que as agrícolas. No Brasil, as famílias que desenvolveram algum tipo de atividade agrícola receberam, em média, R\$ 198,16 a menos relativamente às famílias com ocupações não agrícolas (CRUZ et al., 2018).

Em perspectiva de análise global, as evidências apontam que a renda gerada de atividades não agrícolas representa, em média, 42% da renda rural na África, 32% na Ásia, 40% na América Latina e 44% na Europa Oriental (OWUSU; ABDULAI; ABDULL-RAHMAN, 2011).

### **3 METODOLOGIA**

Nesta seção, são apresentados a base de dados e os modelos econométricos para a investigação dos diferenciais de rendimento na região nordestina no ano de 2015.

### 3.1 Base de Dados

Neste estudo foram utilizados dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), relativas ao ano de 2015, disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Com a finalidade de alcançar os objetivos propostos e contribuir para a literatura que trata do assunto, fez-se necessário realizar alguns filtros dentro da amostra. Depois de feito todos os ajustes, a amostra totalizou 8.616 observações relativas a indivíduos residentes e ocupados na área rural do Nordeste no ano de 2015 e foram empregados os seguintes filtros: i) idade entre 18 e 65 anos; ii) pessoas com carteiras de trabalho distribuídas entre as que trabalham por conta própria e os empregadores, sendo as demais descartadas; iii) apenas casais sem filhos e casais e mães com todos os filhos menores de 14 anos; iv) e a condição de o indivíduo residir na área rural nordestina. O objetivo do último filtro é excluir da amostra indivíduos que residam também na área urbana. De resto, para todas as estimativas observadas foram considerados os pesos de amostragem e de estratificação, em razão do plano de amostra completo da PNAD.

A Tabela 1 mostra as variáveis utilizadas para garantir que o modelo assimile o efeito dos diferenciais de rendimento entre atividades agrícolas e não agrícolas na região nordestina.

Tabela 1 – Descrição e as estatísticas descritivas das variáveis de resultados e das variáveis explicativas utilizadas no modelo para o Brasil, 2015

	Descrição	Obs.	Média	Desv.Pad.
<b>Variável de Resultado</b>				
Lnrendimentomensal	logaritmo do rendimento mensal familiar rural.	8616	6,0487	0,9891
<b>Variáveis Explicativas</b>				
Ativ. Agrícola		8616	0,6095	0,4878
Escolaridade	Anos de Estudo	8616	5,2589	4,3505
Gênero	1 se o indivíduo for do sexo masculino, 0 caso contrário.	8616	0,6269	0,4836
pes_ref	Pessoa de referência da família.	8616	0,4823	0,4997
Alagoas	1 se o indivíduo estiver localizado no estado do Alagoas, 0 caso contrário.	8616	0,0420	0,2006
Bahia	1 se o indivíduo estiver localizado no estado da Bahia, 0 caso contrário.	8616	0,2318	0,4219
Ceará	1 se o indivíduo estiver localizado no estado do Ceará, 0 caso contrário.	8616	0,1434	0,3505

Maranhão	1 se o indivíduo estiver localizado no estado do Maranhão, 0 caso contrário.	8616	0,1671	0,3731
Paraíba	1 se o indivíduo estiver localizado no estado da Paraíba, 0 caso contrário.	8616	0,0580	0,2338
Pernambuco	1 se o indivíduo estiver localizado no estado do Pernambuco, 0 caso contrário.	8616	0,1137	0,3175
Piauí	1 se o indivíduo estiver localizado no estado do Piauí, 0 caso contrário.	8616	0,1065	0,3085
Rio Grande do Norte	1 se o indivíduo estiver localizado no estado do Rio Grande do Norte, 0 caso contrário.	8616	0,0465	0,2106
Sergipe (base) <sup>9</sup>	1 se o indivíduo estiver localizado no estado do Sergipe, 0 caso contrário.	8616	0,0910	0,2873
Branco	1 se o indivíduo for branco, 0 caso contrário.	8616	0,2131	0,4095
Carta	Empregado com carteira de trabalho assin.	8616	0,1090	0,3116
Conta própria	Conta própria.	8616	0,3174	0,4655
Empregador	Empregador.	8616	0,0084	0,0916
sem_fil	Casal sem filhos.	8616	0,1657	0,3718
fil_men14	Casal e Mãe com filhos menores de 14 anos.	8616	0,2585	0,4378
rural_exturb	Rural - Aglomerado rural de extensão urb.	8616	0,0233	0,1509

Fonte: Elaborado pelos autores, com base nos dados da PNAD (2015).

Apresentam-se as estatísticas referentes às variáveis em estudo, tais como número de observações, média e desvio padrão. Observa-se que 63% da mão de obra rural são do sexo masculino e que a média de estudo na área rural nordestina é inferior a 5,5 anos de escolaridade, ou seja, muitos indivíduos não chegam a concluir o ensino fundamental. Na região nordestina, o Estado da Bahia destaca-se por ser o que detém o maior número de famílias rurais com média de 23%.

Para a variável de resultado, foram utilizados os rendimentos do trabalho em logaritmo, com o intuito de se verificar quanto do rendimento do trabalho é influenciado pelas atividades agrícolas e não agrícolas no meio rural nordestino.

Tomando-se por base o grande número de trabalhadores rurais fora das atividades do campo, mas trabalhando em outras atividades no meio rural, buscou-se identificar esse efeito no Nordeste brasileiro. Segundo Brandão Neto (2004), um ponto de grande importância para a realização de uma pesquisa em nível nacional é a informação do contingente populacional do espaço amostral da pesquisa e o conhecimento territorial do país.

<sup>9</sup> Foi escolhido esta região como base para o desenvolvimento do modelo estudado.

Como o propósito do presente trabalho é analisar o diferencial salarial entre trabalhadores rurais relacionando-os com a composição de seus rendimentos entre atividades agrícolas e não agrícolas, optou-se por utilizar o rendimento mensal familiar rural essencialmente do trabalho rural, uma vez que em propriedades rurais familiares o rendimento da família provém de atividades desenvolvidas no campo sob a forma de mais diversas atividades.

Dada essas informações e com aplicação do modelo de regressão é possível verificar o comportamento da região, e como é influenciada pelas variáveis estudadas.

### 3.2 Modelos Econométricos

A estratégia empírica adotada nesta pesquisa procura investigar os diferenciais de rendimentos entre as atividades agrícolas e não agrícolas no meio rural nordestino.

Os determinantes salariais são estudados e tomam por ponto de partida a equação de rendimentos de Mincer (1974), escrita como:

$$\ln Y_i = \alpha + \beta_i X_i + \mu_i \quad (1)$$

Em que:  $Y$  é o salário do trabalhador  $i$ ;  $\alpha$  é uma constante;  $\beta$  é um vetor que contém os parâmetros de inclinação e o intercepto relacionado às variáveis explicativas,  $X$ ;  $\mu$  é o termo de erro que contém também características não observáveis.

Nessa perspectiva, o diferencial médio de salários entre atividades não agrícolas e agrícolas poderia ser analisado a partir da inclusão de uma variável *dummy* referente a esses grupos. Contudo, não teria como analisar se a diferença de rendimentos é derivada de características produtivas que diferem os trabalhadores em atividades não agrícolas dos agrícolas.

Para tanto, métodos de decomposição contrafactual são aplicados, com o objetivo de analisar minuciosamente os determinantes do diferencial salarial (FRIO; FONTES, 2017). Com o passar do tempo, outros métodos foram elaborados para abordagens quantílicas, com o objetivo de analisar as diferenças ao longo de toda distribuição salarial e não apenas em relação à média (FIRPO; FORTIN; LEMIEUX, 2010).

No decorrer deste trabalho, desenvolve-se o método de decomposição *Oaxaca-Blinder* combinado com o método *RIF-Regression* que é usado para distribuições quantílicas incondicionais. Este arranjo de modelos facilita observar de

maneira complexa o diferencial salarial entre atividades não agrícolas e agrícolas para cada *quantil* de distribuição, decompondo estas disparidades entre os fatores observáveis e os não observáveis e analisar como cada variável influencia os resultados.

### 3.2.1 Decomposição *Blinder-Oaxaca*

A decomposição de *Blinder-Oaxaca*, originada de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), consiste em encontrar quais fatores são determinantes no diferencial salarial, conforme equação (1), entre as atividades não agrícolas e atividades agrícolas que são denotadas por A e B, respectivamente.

A diferença das esperanças médias salariais é dada por:

$$R = E(Y_A) - E(Y_B) = E(X_A)' \beta_A - E(X_B)' \beta_B \quad (2)$$

Sabe-se que  $Y_n = X_n' \beta_n + \varepsilon_n$ . Aplica-se a esperança, logo:

$$E(Y_n) = E(X_n' \beta_n + \varepsilon_n) = E(X_n' \beta_n) + E(\varepsilon_n) = E(X_n)' \beta_n, \text{ pois } E(\varepsilon_n) = 0.$$

Para identificar a contribuição das diferenças de grupo nos preditores para a diferença geral de resultado, a equação (2) pode ser reorganizada, por exemplo, como segue:

$$R = [E(X_A) - E(X_B)]' \beta_B + E(X_B)' (\beta_A - \beta_B) + [E(X_A) - E(X_B)]' (\beta_A - \beta_B) \quad (3)$$

Esta é uma decomposição “tripla”, ou seja, a diferença de resultado é dividida em três partes:

$$R = E + C + I$$

O primeiro termo equivale à parte do diferencial que é devida a diferenças de grupo nos preditores (o “efeito de dotações”).

$$E = [E(X_A) - E(X_B)]' \beta_B$$

O segundo componente mede a contribuição das diferenças nos coeficientes (incluindo as diferenças entre os interceptores).

$$C = E(X_B)' (\beta_A - \beta_B)$$

O terceiro termo é um termo de interação que explica o fato de que diferenças em dotações e coeficientes existem simultaneamente entre os dois grupos.

$$I = [E(X_A) - E(X_B)]' (\beta_A - \beta_B)$$

A decomposição (3) é formulada do ponto de vista do Grupo B. Ou seja, as diferenças de grupo dos preditores são ponderadas pelos coeficientes do Grupo B para determinar o efeito das dotações (E). Em outras palavras, o componente E mede

a mudança esperada no resultado médio do Grupo B, se o Grupo B tiver níveis de previsão do Grupo A. Da mesma forma, para o segundo componente (C), as diferenças nos coeficientes são ponderadas pelos níveis de previsão do Grupo B. Ou seja, o segundo componente mede a mudança esperada no resultado médio do Grupo B, se o Grupo B tiver os coeficientes do Grupo A. Naturalmente, o diferencial pode ser expresso analogamente do ponto de vista do Grupo A, produzindo a decomposição reversa "tripla" (JANN, 2008).

$$R = [E(X_A) - E(X_B)]' \beta_A + E(X_A)' (\beta_A - \beta_B) - [E(X_A) - E(X_B)]' (\beta_A - \beta_B) \quad (4)$$

Agora, o "efeito dotações" corresponde à mudança esperada do resultado médio do Grupo A, se o Grupo A tivesse níveis de previsão do Grupo B. O "efeito dos coeficientes" quantifica a mudança esperada no resultado médio do Grupo A, se o Grupo A tivesse coeficientes do Grupo B (JANN, 2008).

Uma decomposição opcional que é proeminente na literatura de discriminação resulta do conceito de que há alguns vetores de coeficientes não discriminatórios que devem ser usados para determinar a contribuição das diferenças nos preditores. Considerando uma matriz de coeficientes  $\beta^*$  e substituindo o valor n por A e B, rearranjando a equação (2), tem-se que:

$$R = [E(X_A) - E(X_B)]' \beta^* + [E(X_A)' (\beta_A - \beta^*) + E(X_B)' (\beta^* - \beta_B)] \quad (5)$$

Esta expressão tem uma decomposição "dupla", ou seja, mostra que a diferença de resultado é dividida e dá origem a duas interpretações, sendo:

$$R = Q + U \quad (6)$$

em que o primeiro componente é o diferencial de resultado que é "explicado" por diferenças de grupo dos preditores (o "efeito de quantidade").

$$Q = [E(X_A) - E(X_B)]' \beta^*$$

E, o segundo refere-se à parte "não explicada". Este último é geralmente atribuído à discriminação, mas é importante reconhecê-lo para também capturar todos os efeitos potenciais das diferenças entre variáveis não observadas.

$$U = E(X_A)' (\beta_A - \beta^*) + E(X_B)' (\beta^* - \beta_B)$$

A parte "não explicada" em (5) pode ser algumas vezes decomposta. Sejam  $\beta_A = \beta^* + \delta_A$  e  $\beta_B = \beta^* + \delta_B$  com  $\delta_A$  e  $\delta_B$  como vetores de parâmetros de

discriminação específicos do grupo (discriminação positiva ou negativa, dependendo do sinal).  $U$  pode, então, ser expresso como:

$$U = E(X_A)' \delta_A - E(X_B)' \delta_B \quad (7)$$

isto é, o componente não explicável do diferencial pode ser subdividido em uma parte

$$U_A = E(X_A)' \delta_A$$

que mede a discriminação a favor do Grupo A e uma parte correspondente a

$$U_B = -E(X_B)' \delta_B$$

que quantifica a discriminação contra o Grupo B<sup>10</sup>. Novamente, no entanto, essa interpretação depende da suposição de que não há preditores não observados relevantes.

A estimativa dos componentes das três decomposições (3) e (4) é simples (JANN, 2008). Sejam  $\hat{\beta}_A$  e  $\hat{\beta}_B$  as estimativas dos mínimos quadrados para  $\beta_A$  e  $\beta_B$ , obtidas separadamente das duas amostras específicas do grupo. Além disso, considere o uso do grupo no modo  $X_A$  e  $X_B$  como estimativas para  $E(X_A)$  e  $E(X_B)$ . Com base nessas estimativas, as decomposições (3) e (4) são computadas como:

$$\hat{R} = \bar{Y}_A - \bar{Y}_B = (\bar{X}_A - \bar{X}_B)' \hat{\beta}_B + \bar{X}'_B (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) + (\bar{X}_A - \bar{X}_B)' (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) \quad (8)$$

e

$$\hat{R} = \bar{Y}_A - \bar{Y}_B = (\bar{X}_A - \bar{X}_B)' \hat{\beta}_A + \bar{X}'_A (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) - (\bar{X}_A - \bar{X}_B)' (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) \quad (9)$$

A determinação dos componentes da decomposição dupla (5) está mais envolvida, porque é necessária uma estimativa para o vetor  $\beta^*$  de coeficientes não discriminatórios. Várias sugestões foram feitas na literatura. Por exemplo, pode haver razão para supor que a discriminação seja direcionada apenas para um dos grupos, de modo que  $\beta^* = \beta_A$  ou  $\beta^* = \beta_B$ . Novamente, assumamos que o Grupo A é do sexo masculino e o Grupo B é do sexo feminino. Se, por exemplo, a discriminação salarial for direcionada apenas contra as mulheres e não houver discriminação (positiva) de homens, então se pode usar  $\hat{\beta}_A$  como uma estimativa para  $\beta^*$  e calcular a decomposição (5) como:

$$\hat{R} = (\bar{X}_A - \bar{X}_B)' \hat{\beta}_A + \bar{X}'_B (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) \quad (10)$$

se não houver discriminação de mulheres, mas apenas discriminação (positiva) de homens, a decomposição é

$$\hat{R} = (\bar{X}_A - \bar{X}_B)' \hat{\beta}_B + \bar{X}'_A (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) \quad (11)$$

<sup>10</sup>  $U_A$  e  $U_B$  têm interpretações opostas. Um valor positivo para  $U_A$  reflete discriminação positiva do Grupo A; um valor positivo para  $U_B$  indica discriminação negativa do Grupo B.

Muitas vezes, no entanto, não há razão específica para assumir que os coeficientes de um ou outro grupo sejam não discriminativos. Além disso, os economistas argumentaram que a subvalorização de um grupo vem acompanhada de uma supervalorização do outro, por exemplo, Cotton (1988) e Reimers (1983) propõem, usar os coeficientes médios sobre ambos os grupos como uma estimativa para o vetor de parâmetro não discriminatório, isto é,

$$\hat{\beta}^* = 0,5\hat{\beta}_A + 0,5\hat{\beta}_B \quad (12)$$

Similarmente, Cotton (1988) sugere ponderar os coeficientes pelos tamanhos de grupo  $n_A$  e  $n_B$ , resultando em,

$$\hat{\beta}^* = \frac{n_A}{n_A+n_B}\hat{\beta}_A + \frac{n_B}{n_A+n_B}\hat{\beta}_B \quad (13)$$

Além disso, com base em derivações teóricas, Neumark (1988) defende o uso dos coeficientes de uma regressão agrupada sobre ambos os grupos como uma estimativa para  $\beta^*$ .

### 3.2.2 RIF- Regression

Em busca do objetivo proposto pelo trabalho, seria muito difícil comparar as médias de rendimentos entre os que trabalham ou não em atividades rurais, pois seria necessário que os trabalhadores se vinculassem a grupos com particularidades de seleção mais homogêneas. O modelo de regressão da Recentered Influence Function (RIF) se ajusta a uma distribuição estatística de interesse (quantil, variância ou gini) da distribuição marginal de  $y$ .

Desse modo, o método de regressão RIF fornece uma maneira simples de realizar decomposições detalhadas para qualquer estatística de distribuição para a qual uma função de influência pode ser calculada. O procedimento pode ser prontamente usado no contexto da diferença salarial ou mudanças na faixa interquartil no contexto de mudanças na desigualdade salarial.

Uma regressão de RIF é semelhante a uma regressão padrão, exceto que a variável dependente,  $Y$ , é substituída pela função de inflexão (recente) da estatística de interesse (FIRPO; FORTIN; LEMIEUX, 2009).

Considere IF ( $y;v$ ), a função de influência correspondente a um salário observado  $y$  para a estatística de distribuição de interesse  $v(F_Y)$ . A função de

influência recentrada é definida como a soma da estatística da distribuição e a sua função de influência, ou seja:

$$\text{RIF}(y; v) = vF_Y + \text{IF}(y; v), \quad (14)$$

de modo que ela se agrega às estatísticas de interesse

$$\left( \int \text{RIF}(y; v) \cdot dF(y) = v(F_Y) \right). \quad (15)$$

Na sua forma mais simples, a abordagem pressupõe que a expectativa condicional do RIF  $(Y;v)$  pode ser modelada como uma função linear das variáveis explicativas,

$$E[\text{RIF}(Y; v)|X] = X\gamma + \varepsilon \quad (16)$$

Os parâmetros  $\gamma$  podem ser estimados por OLS (Ordinary Least Squares), pois se assume implicitamente que a função de influência recentrada é linear nas covariáveis,  $X$ , que pode, contudo, incluir uma ordem superior ou não linear de transformações das covariáveis originais.

Se a suposição de linearidade parece inadequada em aplicações particulares, sempre se pode recorrer a um método de estimação mais flexível.

Além disso, OLS é conhecido por produzir a função linear de covariáveis que minimiza o erro de especificação (FIRPO; FORTIN; LEMIEUX, 2007). O estimador RIF – OLS para  $m_\tau(x)$  é

$$\hat{m}_{\tau, \text{RIF} - \text{OLS}}(x) = x^T \cdot \hat{\gamma}_\tau, \quad (17)$$

Em que  $\gamma_\tau$ , é também o estimador para o derivada  $\frac{dm_\tau(x)}{d(x)}$ . O coeficiente de projeção do vetor estimado é simplesmente

$$\hat{\gamma}_\tau = \left( \sum_{i=1}^N X_i \cdot X_i^T \right)^{-1} \cdot \sum_{i=1}^N X_i \cdot \widehat{\text{RIF}}(Y_i; \hat{q}_\tau). \quad (18)$$

Percebe-se que o estimador RIF-OLS está intimamente conectado a uma probabilidade do modelo linear para  $1\{Y \leq q_\tau\}$ . Os coeficientes de projeção  $\gamma_\tau$  (exceto para a constante) são iguais aos coeficientes em um modelo de probabilidade linear dividido pelo fator de ressalva  $f_Y(q_\tau)$  (FIRPO; FORTIN; LEMIEUX, 2007).

Os estimadores para UQPE ( $\tau$ ) e ( $\pi_i$ ) ( $\tau$ ) são

$$\widehat{UQPE}_{RIF-OLS}(\tau) = \hat{\gamma}_\tau, \tag{19}$$

$$\hat{\pi}_{l,RIF-OLS} = \hat{\gamma}_\tau^T \cdot \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N (l(X_i), -X_i). \tag{20}$$

No caso do *quantil*, a função de influência **IF** ( $Y, Q_\tau$ ) é dado por  $\frac{(\tau - \pi\{Y \leq Q_\tau\})}{f_Y(Q_\tau)}$ , em que  $\pi\{\cdot\}$  é uma função de indicador,  $f_Y(\cdot)$  é a densidade da distribuição marginal de  $Y$ , e  $Q_\tau$  é a população  $\tau$ -*quantil* da distribuição incondicional de  $Y$  (MIRO; FRANCA, 2016).

Como resultado, RIF ( $Y; Q_\tau$ ) é dada simplesmente por  $y$ , enquanto o  $\tau$ -ésimo *quantil*, é uma equação para  $Q_\tau + \mathbf{IF}(Y, Q_\tau)$  que pode ser reescrita como:

$$RIF(y, Q_\tau) = Q_\tau + \frac{(\tau - \pi\{y \leq Q_\tau\})}{f_Y(Q_\tau)} = c_{1,\tau} \cdot \pi\{y > Q_\tau\} + c_{2,\tau}, \tag{21}$$

em que  $c_{1,\tau} = \frac{1}{f_Y(Q_\tau)}$  e  $c_{2,\tau} = Q_\tau - c_{1,\tau} \cdot (1 - \tau)$ . Exceto para as constantes  $c_{1,\tau}$  e  $c_{2,\tau}$ , o RIF para uma *quantil* é simplesmente uma variável indicador  $\pi\{Y \leq Q_\tau\}$  para identificar se a variável de resultado é menor ou igual ao *quantil*  $Q_\tau$ . Usando a terminologia até então apresentada, pode-se obter uma regressão linear de  $\pi\{Y \leq Q_\tau\}$ , sendo  $X$  a distribuição de regressão estimada e  $y = Q_\tau$ . Supondo que os coeficientes das regressões de quantil incondicionais para cada grupo sejam:

$$\hat{\gamma}_{g,\tau} = \left( \sum_{i \in G} X_i \cdot X_i^T \right)^{-1} \cdot \sum_{i \in G} \widehat{RIF}(Y_{gi}; Q_{g,\tau}) \cdot X_i, \quad g = A, B \tag{22}$$

pode-se escrever o equivalente à decomposição para qualquer quantil incondicional como:

$$\hat{\Delta}_0^\tau = \bar{X}_B (\hat{\gamma}_{B,\tau} - \hat{\gamma}_{A,\tau}) + (\bar{X}_B - \bar{X}_A) \hat{\gamma}_{A,\tau} \tag{23}$$

$$\hat{\Delta}_0^\tau = \hat{\Delta}_S^\tau + \hat{\Delta}_X^\tau \tag{24}$$

Por sua vez, o termo  $\hat{\Delta}_X^\tau$  pode ser reescrito por meio da soma da contribuição de cada covariável,

$$\hat{\Delta}_X^\tau = \sum_{k=1}^K (\bar{X}_{Bk} - \bar{X}_{Ak}) \hat{\gamma}_{Ak,\tau}. \tag{25}$$

Ou seja, os elementos detalhados do efeito de composição podem ser calculados da mesma forma que para a média. Da mesma forma, os elementos detalhados dos efeitos da estrutura salarial podem ser computados, mas, como no caso da média, estes também estarão sujeitos ao problema do grupo omitido (FIRPO; FORTIN; LEMIEUX, 2010).

Com isso, observa-se que a linearização oferece algumas vantagens, entre elas, é que não precisa avaliar o impacto global em todos os pontos da distribuição e se preocupar com a monotonicidade, obtendo uma regressão simples, que é fácil de interpretar. Como resultado, a decomposição resultante é independente do caminho.

Em contrapartida, como muitos outros métodos, as regressões de RIF assumem a invariância da distribuição condicional (ou seja, nenhum efeito de equilíbrio geral). Além disso, uma questão prática legítima é o quão boa é a aproximação. Para variáveis dependentes, como pontuação de teste, pode ser um ponto qualquer. Mas, na presença de consideráveis movimentos (geralmente exibidos na distribuição de salários), é aconselhável estimar as estimativas de densidade e comparar seus valores em torno dos quantis de interesse.

Logo, em equações de rendimentos, observa-se que a regressão quantílica condicional provê estimativas do retorno de características individuais de forma que esse retorno é variável entre os indivíduos de acordo com o quantil condicional ao qual ele pertence e, enquanto, nas regressões quantílicas incondicionais estimam-se os efeitos de pequenas mudanças em uma característica dos indivíduos em cada quantil da distribuição, o que permite avaliar o efeito sobre uma variável gama de estatística de distribuição dos rendimentos (FOURNIER; KOSKE, 2012).

## **4 RESULTADOS E DISCUSSÃO**

Nesta seção, são apresentados inicialmente os resultados do modelo *Blinder-Oaxaca* e, em seguida, os resultados do modelo *RIF-Regression*.

### *4.1 Modelo Blinder-Oaxaca*

A primeira análise empírica constitui-se na decomposição dos rendimentos das atividades não agrícolas e agrícolas, utilizando-se o modelo de *Blinder-Oaxaca*. A Tabela 2 apresenta as diferenças salariais em duas partes, a primeira referente ao componente explicado pelas características e a segunda pelo componente não explicado pelos quantis.

Observa-se na Tabela 2 que as atividades não agrícolas proporcionam rendimentos maiores em relação às atividades agrícolas e percebe-se que tem uma tendência ao aumento da diferença de renda entre essas atividades conforme o aumento de cada percentual de quantil. Pode-se citar como exemplo, o quantil (0,10)

no qual a média do logaritmo do rendimento mensal familiar *per capita* é de 4,94 para atividades não agrícolas e de 2,62 para atividades agrícolas, apresentando um diferencial de rendimento de 232% entre os grupos.

Com relação às diferenças de rendimentos entre os dois grupos de atividades (não agrícolas e agrícolas), há uma diferença em favor de atividades não agrícolas em todos os quantis, sendo que a maior diferença (3,18) ocorre no quantil 90% da distribuição amostral, enquanto a menor (2,32) verifica-se no quantil 10% da mesma distribuição. Observa-se também que quanto maior é o quantil, maior é essa diferença, com exceção do quantil 75%. Para os quantis analisados, tanto a média do logaritmo do rendimento mensal familiar *per capita* para as atividades não agrícolas como as médias agrícolas têm uma taxa de crescimento positiva.

A parte correspondente às características, para o quantil 0,10, equivale a 14% da diferença dos rendimentos encontrada entre os grupos, ou seja, é devida entre os fatores explicados como escolaridade, pessoa referência da família e cor; enquanto a parte correspondente aos coeficientes representa 86%, sendo esta advinda de fatores não explicados pelas características.

O efeito característica reflete o aumento médio no logaritmo do rendimento mensal familiar *per capita* das atividades não agrícolas, caso elas apresentassem as mesmas características das atividades agrícolas.

O quantil 0,25 apresenta resultados similares ao quantil 0,10 entre a parte relativa às características e os coeficientes. Todavia, verificam-se diferenças de desigualdades de rendimentos entre os grupos, pois o quantil 0,25 apresenta um diferencial de rendimento de 2,85, com percentual de 54%.

Para o quantil 0,50, observa-se que ocorre mudança significativa em relação aos dois anteriores quando se comparam os componentes explicados e não explicados por quantil, sendo de 6% e 94%, respectivamente. Supõe-se que esta diferença seja em função do aumento de pessoas com maior renda *per capita*, pois conforme se aumenta o quantil o resultado apresenta-se com maior significância.

Tabela 2 - Quantis referentes à decomposição do modelo *Blinder-Oaxaca* para os grupos de atividades não agrícolas e agrícolas no Nordeste, 2015.

	Quantil									
	0,1	%	0,25	%	0,5	%	0,75	%	0,9	%
Atividade não Agrícola	4,937379*** (0,0463358)		5,828358*** (0,033894)		6,534118*** (0,0210706)		6,685764*** (0,0238862)		7,133502*** (0,032757)	
Atividade Agrícola	2,622221*** (0,0364185)		2,977767*** (0,0385039)		3,429798*** (0,0417215)		3,793822*** (0,0460523)		3,949359*** (0,0468429)	
Diferença	2,3115158*** (0,04448)	100 %	2,850591*** (0,0512968)	100%	3,104320*** (0,0467403)	100%	2,891942*** (0,0518784)	100%	3,184143*** (0,0571601)	100%
Características	0,3149405*** (0,0470217)	14%	0,3413016*** (0,0346427)	12%	0,1975506*** (0,0210334)	6%	0,201674*** (0,0241143)	7%	0,2885798*** (0,0329428)	9%
Coeficientes	2,000218*** (0,0694265)	86%	2,50929*** (0,0559483)	88%	2,90677*** (0,0486056)	94%	2,690268*** (0,0534069)	93%	2,895563*** (0,0617269)	91%

Fonte: PNAD (2015), elaboração própria.

O erro padrão está entre parênteses.

Níveis de significância:

\*\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$ , \* $p < 0,1$ .

Por sua vez, para o quantil 0,75, observa-se a variação entre as características e os coeficientes com valores de 7% e 93%, respectivamente, sendo semelhante ao quantil 0,90 que apresenta valores de 9% e 91%, respectivamente. Percebe-se que os quantis 0,50, 0,75 e 0,90 apresentaram comportamentos semelhantes com a redução da proporcionalidade da variável explicada em função da não explicada pelas características.

Ao se analisar o trabalho de Campos *et al.* (2018), que estudou as características de atividades agrícolas e não agrícolas no Brasil, observa-se que os rendimentos obtidos foram inferiores aos observados na média nacional em qualquer quantil; que as atividades não agrícolas superaram em rendimentos as atividades agrícolas; que as variações percentuais não se divergiram tanto; a variação relevante aconteceu no quantil 0,50; as características explicativas revelam em um percentual maior para o País e os coeficientes, que são as informações não explicativas, são maiores para o Nordeste; e na diferença, a queda do crescimento foi no quantil (0,75), enquanto Campos *et al.* (2018) constatou no quantil (0,50).

Quanto à contribuição individual das variáveis, a educação foi a variável que mais contribuiu para o aumento da diferença de rendimento entre os grupos de quantis, sendo todas estatisticamente significantes em nível de confiança de 95% (Tabela 3). Para o quantil 0,10, a escolaridade é responsável por explicar 38% do diferencial do logaritmo do rendimento mensal familiar per capita, enquanto a escolaridade explicada representa 17% do diferencial entre os grupos. Portanto, constata-se que foi a diferença educacional que mais contribuiu para a desigualdade dos salários dos trabalhadores em atividades não agrícolas e agrícolas.

A variável carteira assinada se mostrou também importante para explicar o diferencial de rendimento mensal familiar e, nos grupos, essa variável apresentou sinal positivo.

De modo geral, na análise dos estados, as variáveis trabalhar por conta própria, gênero, cor e pessoa referência da família não apresentaram forte poder explicativo para os diferenciais de rendimentos entre os grupos. Tais variáveis, principalmente gênero e cor, são comumente analisadas na literatura de desigualdade de rendimento. Contudo, considerando os grupos atividades não agrícolas e agrícolas, as referidas variáveis não foram relevantes para o diferencial de renda.

Tabela 3 – Contribuição dos grupos das variáveis na decomposição de *Blinder-Oaxaca* para os grupos de atividades não agrícolas e agrícolas no Nordeste, 2015

	Quantil																			
	0,1		0,25		0,5		0,75		0,9											
	Caracteristic	Coeficientes	Característica	Coeficientes	Característica	Coeficientes	Característica	Coeficientes	Caracteristic	Coeficientes										
Escolarida	0,3952	17%	0,4875	21%	0,3174	11%	0,3955	14%	0,1460	5%	0,2291	7%	0,2154	7%	0,3055	11%	0,3375	11%	0,4507	14%
Gênero	-	-7%	-	-16%	-	-4%	-	-28%	-	-1%	-	-42%	-	-1%	-	-44%	-	-1%	-	-39%
Pes_Ref.	-	-1%	0,1009	4%	-	-1%	0,0954	3%	-	-1%	-	-1%	-	-1%	-	0%	-	-1%	0,0755	2%
Maranhão	-	0%	0,1924	8%	-	0%	0,2104	7%	0,0013	0%	0,1620	5%	0,0008	0%	0,1680	6%	0,0012	0%	0,1644	5%
Piauí	0,0086	0%	0,0861	4%	0,0028	0%	0,1233	4%	0,0008	0%	0,0958	3%	-	0%	0,0995	3%	-	0%	0,1129	4%
Ceará	-	0%	0,0858	4%	0,0039	0%	0,1341	5%	0,0001	0%	0,1180	4%	-	0%	0,1215	4%	-	0%	0,1150	4%
Rio G. Nor.	0,0146	1%	0,0345	1%	0,0108	0%	0,0373	1%	0,0032	0%	0,0253	1%	0,0037	0%	0,0249	1%	0,0056	0%	0,0361	1%
Paraíba	0,0005	0%	0,0291	1%	0,0004	0%	0,0363	1%	-	0%	0,0232	1%	-	0%	0,0249	1%	-	0%	0,0261	1%
Pernambuc	0,0086	0%	0,0955	4%	0,0016	0%	0,0642	2%	-	0%	0,0409	1%	-	0%	0,0391	1%	-	0%	0,0504	2%
Alagoas	0,0005	0%	0,0400	2%	0,0007	0%	0,0526	2%	0,0002	0%	0,0372	1%	0,0002	0%	0,0373	1%	0,0001	0%	0,0316	1%
Bahia	-	-1%	0,1044	5%	-	0%	0,1113	4%	0,0025	0%	0,0471	2%	0,0005	0%	0,0625	2%	0,0018	0%	0,0967	3%
Branco	-	0%	0,0098	0%	0,0013	0%	0,0283	1%	-	0%	0,0128	0%	-	0%	0,0195	1%	-	0%	0,0331	1%
Carta	0,0589	3%	-	-4%	0,1240	4%	-	-4%	0,0930	3%	-	-5%	0,0624	2%	-	-8%	0,0423	1%	-	-6%
Conta	0,0240	1%	-	-39%	0,0151	1%	-	-33%	-	0%	-	-31%	-	0%	-	-35%	-	0%	-	-36%
Empregado	0,0021	0%	-	0%	0,0034	0%	-	0%	0,0020	0%	-	-1%	0,0038	0%	-	-1%	0,0064	0%	-	-1%
Sem filhos	0,0016	0%	-	-1%	-	0%	0,0069	0%	0,0003	0%	0,0028	0%	0,0000	0%	0,0082	0%	0,0013	0%	-	0%
Fil_men14	-	0%	-	-3%	0,0003	0%	-	-3%	-	0%	-	-3%	-	0%	-	-4%	-	-1%	-	-5%
rural_extur	0,0256	1%	0,0007	0%	0,0238	1%	0,0007	0%	0,0089	0%	0,0003	0%	0,0120	0%	0,0001	0%	0,0213	1%	0,0011	0%
Constante			2,2171	96%			3,1375	110%			4,6684	150%			4,4173	153%			4,4380	139
TOTAL		14%		86%		12%		88%		6%		94%		7%		93%		9%		91%

Fonte: PNAD 2015. Elaboração própria.

Sendo assim, os resultados encontrados confirmam a perda de rendimento dos trabalhadores em atividades agrícolas em relação aos trabalhadores em atividades não agrícolas, quando comparados nos estados nordestinos. Fatores não explicados contribuem, em geral, com mais de 86% do diferencial de rendimento entre atividades não agrícolas e agrícolas. Contudo, o nível de educação médio destaca-se como sendo a característica principal para a contribuição de desigualdade de rendimentos entre os grupos.

Comparando-se com a literatura sobre o tema, verifica-se que a região Nordeste contribui para o decréscimo do rendimento médio nacional e a educação é a variável com maior efeito multiplicador para o aumento de renda (MANSO et al., 2006; ARAUJO et al., 2008; CARDOSO, 2013; MIRO; FRANCA, 2016; RUSSO; PERRÉ; ALVES, 2016; CAMPOS et al., 2018).

#### *4.2 Modelo RIF-Regression*

Em sequência foram estimadas regressões RIF para o salário médio e quantis da distribuição de rendimentos para as atividades não agrícolas e atividades agrícolas, na região nordestina. Os coeficientes estimados para estas regressões estão de acordo com a expressão (22) e são apresentados na Tabela 4. Observa-se que os coeficientes estimados revelaram os efeitos esperados, tanto quanto a média dos salários como no decorrer dos quantis incondicionais formulados no modelo de estimação.

Miro e Franca (2016) entenderam que para algumas dessas variáveis, os efeitos não são constantes ao longo da distribuição, o que justifica a análise por regressões quantílicas, além de estabelecer resultados diferentes entre os grupos estudados.

Constatou-se na Tabela 4 que o coeficiente estimado, para o nível de escolaridade, expressa que o retorno educacional apresentou padrão de crescimento positivo para as atividades agrícolas conforme o acréscimo dos quantis na regressão. Porém, as atividades não agrícolas mostraram um maior rendimento do salário médio entre as duas atividades na progressão dos quantis.

No que tange o coeficiente gênero, observa-se que o sexo masculino, nas duas atividades, ganhou uma proporção maior se comparado ao feminino na sequência quantílica e, ao mesmo tempo, uma relação inversa com o quantil, ou seja, tem-se

uma tendência à redução do rendimento do salário médio com o avanço do quantil na análise para as atividades agrícolas e oscilações ao longo das atividades não agrícolas.

No que se referem aos estados do Nordeste, Piauí, Ceará e Alagoas mostraram-se como os que possuem as maiores concentrações de rendimentos da região. Para Miro e Franca (2016) todos os coeficientes da região Nordeste apresentaram valores negativos, tanto para atividades não agrícolas como agrícolas, e tendem a ser positivos com o acréscimo dos quantis. Então, conclui-se que os três estados são os que mais influenciaram para o Nordeste figurar como a região de maior concentração de rendimentos do País.

Tabela 4 – Contribuição dos grupos das variáveis na equação de rendimentos RIF para os grupos de atividades não agrícolas e agrícolas no Nordeste

	Quantil									
	0,1		0,25		0,5		0,75		0,9	
	Ativ. Agríc.	Ativ.ñ. Agríc.	Ativ. Agríc.	Ativ.ñ. Agríc.	Ativ. Agríc.	Ativ.ñ. Agríc.	Ativ. Agríc.	Ativ.ñ. Agríc.	Ativ. Agríc.	Ativ.ñ. Agríc.
Escolaridade	0,0167708*	0,1043607***	0,0237403***	0,0786727***	0,0165101***	0,0248698***	0,020711***	0,0453543***	0,0184277***	0,0805833***
	(0,009232)	(0,0111853)	(0,0073194)	(0,0065199)	(0,0053559)	(0,0015983)	(0,055921)	(0,003087)	(0,004451)	(0,0067245)
Gênero	1,067196***	1,318791***	1,170965***	0,8998553***	0,6713038***	0,1210501***	0,3962035***	0,2642619***	0,2114657***	0,2974611***
	(0,1334036)	(0,1049473)	(0,0888779)	(0,0625633)	(0,0487686)	(0,0147899)	(0,0421074)	(0,0256609)	(0,0293343)	(0,0500322)
Pes_Ref.	0,1118	0,3394423***	0,1091079	0,3312794***	0,0857698**	0,1007891***	0,1715032***	0,2039951***	0,0890282***	0,3245687***
	(0,0707864)	(0,0916265)	(0,0577697)	(0,0577976)	(0,0411918)	(0,0142162)	(0,041961)	(0,0272106)	(0,0308363)	(0,0541988)
Maranhão	-0,2455669*	0,2718016	0,286824***	0,2180516*	-0,0948605	0,058692**	0,0071063	0,0845951*	0,0630389	0,0667534
	(0,1262282)	(0,1864088)	(0,1032134)	(0,1153658)	(0,0737355)	(0,0265182)	(0,0737232)	(0,0496592)	(0,0571227)	(0,0988466)
Piauí	-1,393572***	-0,4954287**	-1,236011***	-0,1337032	0,4102224***	-0,0033634	-0,2122727***	0,1052341*	-0,1081962*	0,02394506**
	(0,1822004)	(0,2315411)	(0,1212453)	(0,1283762)	(0,078625)	(0,0288444)	(0,0766283)	(0,0544545)	(0,0554418)	(0,1129878)
Ceará	-0,1866156	-0,0894939	-0,310326***	0,1491255	-0,1791816**	0,0361194	-0,1762127**	0,002392	-0,0596298	-0,0365775
	(0,1280316)	(0,1963033)	(0,1130015)	(0,1132819)	(0,0838033)	(0,0258474)	(0,0811822)	(0,0466789)	(0,0608752)	(0,089356)
Rio G. Nor.	0,2714802***	0,5698117***	0,0152469	0,4046127***	0,1687189	0,0815702**	0,3153197***	0,100715	0,0257903	0,1737373
	(0,1045284)	(0,2067113)	(0,1349869)	(0,1398922)	(0,1088762)	(0,0324015)	(0,1197716)	(0,0628699)	(0,092402)	(0,1278339)
Paraíba	0,0130	0,1264488	-0,1416156	0,1453721	0,1688092	0,0408636	0,2784164**	0,0800664	0,0850682	-0,0332303
	(0,1510813)	(0,2256944)	(0,1436265)	(0,1379439)	(0,1082237)	(0,0341911)	(0,1190895)	(0,0627546)	(0,0921265)	(0,1149026)
Pernambuc	-0,0074049	0,4958729***	0,1336819	0,2216828*	0,2282627***	0,0238465	0,2432858***	-0,0369024	0,0338424	-0,0760492
	(0,1259197)	(0,1845111)	(0,1064023)	(0,1177264)	(0,084341)	(0,0271055)	(0,0885549)	(0,0493348)	(0,066928)	(0,094402)

**Tabela 4-** continuação

Alagoas	-0,0564386 (0,1506429)	0,3749655* (0,227932)	-0,2568152* (0,1431993)	0,4802314*** (0,1406318)	-0,1936277* (0,101183)	0,0756959 (0,0358156)	-0,0766716 (0,0972369)	0,1006501 (0,0712791)	-0,0115855 (0,0794304)	-0,0238161 (0,130834)
Bahia	0,186857** (0,0956594)	0,3021044* (0,1826429)	0,1615002* (0,0873296)	0,2904043*** (0,110305)	0,2279731*** (0,0686202)	0,0560919 (0,0253351)	0,228541*** (0,0715849)	0,0871839 (0,0462005)	0,0200439 (0,0529616)	0,0708196 (0,0891632)
Branco	0,0299 (0,0806789)	0,0016838 (0,0986816)	0,0487993 (0,0651149)	0,1080959* (0,0615117)	0,075084 (0,0487433)	0,0252013 (0,0153592)	0,0867855* (0,051892)	0,0474146 (0,0302339)	0,0577143 (0,0392514)	0,1010876* (0,0608278)
Carta	0,0794 (0,0500171)	0,1780825** (0,0730837)	0,3988024*** (0,0603322)	0,5535457*** (0,0518262)	0,8280852*** (0,0474801)	0,3250261*** (0,0141018)	1,706907*** (0,0559239)	0,1322405*** (0,0365833)	0,6865011*** (0,0828278)	-0,0097638 (0,0692869)
Conta própria	-0,5069977*** (0,0621805)	-0,8855894 (0,1237752)	-0,4694440*** (0,0575867)	-0,6989971*** (0,0722077)	-0,3154407*** (0,0443769)	-0,1821070*** (0,0171299)	-0,2895863*** (0,0468028)	0,0045179 (0,0282205)	-0,0194983 (0,0312421)	0,0454712 (0,0544971)
Empregado	-0,2311 (0,2425261)	0,2146766* (0,128799)	0,0793809 (0,1819368)	0,4310393*** (0,1402245)	0,1520443 (0,1796021)	0,131656** (0,0622814)	0,5923827*** (0,2264624)	0,4652603*** (0,1395108)	0,9053091*** (0,2103278)	0,9641415*** (0,3596864)
Sem filhos	-0,0454 (0,0938278)	-0,1417 (0,127714)	-0,0221191 (0,0740397)	0,436244 (0,0747239)	-0,0036829 (0,0524396)	0,0161748 (0,0186763)	0,0152037 (0,0538006)	0,0416635 (0,0362873)	-0,0035919 (0,0409152)	-0,0801664 (0,0703155)
Fil_men14	-0,0774 (0,0771914)	-0,0832 (0,096693)	-0,0552614 (0,0611618)	-0,0013888 (0,0610543)	0,0078844 (0,0452746)	-0,003488 (0,0151752)	0,0030039 (0,0476177)	-0,0556059* (0,0288624)	-0,0231524 (0,0358431)	-0,2433374*** (0,0561091)
rural_extur	0,2303 (0,1944448)	0,3555392*** (0,1349349)	0,4017329** (0,18477778)	0,3094938*** (0,101539)	0,874318*** (0,1286342)	0,0347373 (0,0277811)	1,865759*** (0,1059129)	0,0879293 (0,0569019)	-0,3151825*** (0,0536903)	0,2443418** (0,1247529)
Constante	3,889351*** (0,1630891)	3,517986*** (0,2116008)	4,358265*** (0,1210568)	4,624108*** (0,1245552)	5,263313*** (0,0789397)	6,371069*** (0,0270629)	5,896814*** (0,075286)	6,220867*** (0,0435473)	6,387666*** (0,0546783)	6,427166*** (0,0821553)
Observação	3069	3265	3069	3265	3069	3265	3069	3265	3069	3265
R <sup>2</sup>	0,1351	0,1373	0,2003	0,2133	0,1859	0,2863	0,2503	0,1188	0,0866	0,0755

Fonte: PNAD 2015. Elaboração própria.

Outro dado importante que qualifica essa afirmação são os índices de Gini dos Estados do Piauí, Ceará e Alagoas que são 0,542, 0,560 e 0,530, respectivamente (IBGE, 2017). O Nordeste detém também a maior quantidade de famílias rurais e com menor média de logaritmo do rendimento mensal familiar *per capita* entre os trabalhadores rurais, registrando o valor de 5.265 (RUSSO; PERRÉ; ALVES, 2016).

Os Estados de Pernambuco, Maranhão e Paraíba são os que possuem eventual concentração de rendimentos entre as atividades agrícolas e não agrícolas, mas de maneira menos acentuada. É interessante ressaltar os índices de Gini desses estados não se apresentaram tão baixos, sendo de 0,557, 0,538 e 0,563, respectivamente.

Os Estados do Rio Grande do Norte e Bahia foram os que demonstraram a melhor distribuição de rendimentos da região Nordeste, conforme resultados desse estudo. Destaca-se que ambos possuem índices de Gini elevados de 0,529 e 0,599, respectivamente<sup>11</sup>.

No que se refere à cor, pode-se considerar que a atividade agrícola tende a aumentar seu valor entre as variáveis analisadas conforme a progressão dos quantis, ou seja, a cor branca apresenta mudanças significativas entre os quantis, entretanto, para a atividade não agrícola ocorreram oscilações no prolongamento dos quantis. Destacam-se os valores próximos do quantil 0,25 com o quantil 0,90.

Para a variável carteira de trabalho, em ambos os grupos de atividades, os quantis se apresentaram positivos (exceto o quantil 0,90 para as atividades não agrícolas). As atividades agrícolas são crescentes ao longo do prolongamento dos quantis, enquanto as atividades não agrícolas resultam em decréscimo a partir do quantil 0,50.

No que se refere a variável trabalho por conta própria, para ambos os grupos de atividades, os quantis apresentaram tendência para maiores valores positivos ao longo de sua progressão, mas as atividades agrícolas mostraram sinais negativos em toda a sua distribuição, enquanto as atividades não agrícolas até o quantil (0,50) e as demais positivas.

---

<sup>11</sup> Para mostrar as mudanças que aconteceram com o Índice de Gini ao longo desses últimos 5 anos, aqui estão os estados do Nordeste com seus índices nos anos de 2013 (IPEADATA) e 2017 (IBGE), respectivamente: Alagoas (0,474 - 0,530); Bahia (0,559 - 0,599); Ceará (0,487 - 0,560); Maranhão (0,545 - 0,538); Paraíba (0,514 - 0,563); Pernambuco (0,463 - 0,557); Piauí (0,566 - 0,541); Rio Grande do Norte (0,521 - 0,529); e Sergipe (0,562 - 0,558).

Em referência ao empregador, para os grupos de atividades agrícolas, observa-se crescimento dos valores com o aumento dos quantis. Demonstra-se que, com o aumento da renda e da progressão dos quantis, a variável empregador oscila entre as atividades agrícolas e não agrícolas quanto aos retornos financeiros.

Campos *et al.* 2018, em seus estudos, observou que o quantil (0,10) tem sinal negativo para a variável empregador, atribuindo essa situação ao fato de haver prejuízo na contratação de algum colaborador ou quando o empregador não possui recursos para estes fins.

## 5 CONCLUSÕES

Partindo-se do objetivo da pesquisa de analisar o diferencial de rendimentos entre as atividades agrícolas e não agrícolas praticadas no meio rural nordestino, inicialmente foram utilizadas as decomposições de *Blinder-Oaxaca* e de *RIF-Regression* para uma amostra de microdados da PNAD de 2015.

Assim, de acordo com o modelo de *Blinder-Oaxaca*, constata-se que quanto maior for o quantil maior é a diferença de rendimento das atividades não agrícolas em relação às agrícolas, a exceção do quantil (75%), que mostrou uma redução na diferença quando se aumenta o quantil de 50% para 75%. No geral, conclui-se que há uma diferença de rendimento para maior a favor das atividades não agrícolas. Ou seja, tratando-se de meio rural, as atividades não agrícolas, em média, produzem rendimentos maiores em relação às agrícolas, sendo a variável escolaridade a que melhor explica essa diferença.

Outra constatação importante da aplicação do modelo *Blinder-Oaxaca* é quanto à parte não explicada da diferença de rendimentos entre atividades não agrícolas e agrícolas que se apresentou bastante alta. Este percentual chega a 86% em relação às características observáveis, enquanto a parte explicada corresponde a apenas 14%. Observa-se uma variação com a elevação percentual do progresso dos quantis até o quantil de 90% com valores que chegam a 91% para a parte não explicada e apenas 9% para a parte explicada.

Por meio das regressões RIF, constata-se que o coeficiente escolaridade proporciona maior rendimento médio para as atividades não agrícolas relativamente as agrícolas, ou seja, a escolaridade é a variável que melhor explica o diferencial de rendimentos entre as duas atividades, já constatado pelo modelo de *Blinder-Oaxaca*.

Os Estados de Piauí, Ceará e Alagoas mostraram-se como de maiores concentrações de rendimentos da Região. Conclui-se, portanto, que foram os estados que mais influenciam para o Nordeste figurar como a região do País de maior concentração de renda. Os estados de Pernambuco, Maranhão e Paraíba são os que detêm menos acentuada concentração de rendimentos entre as atividades agrícolas e não agrícolas. Os Estados do Rio Grande do Norte e Bahia foram os que mostraram melhores distribuições de rendimentos da região Nordeste.

As regressões de RIF para as demais variáveis da amostra, tais como gênero, carteira assinada e conta própria explicaram também a diferença de rendimentos entre atividades não agrícolas e agrícolas, porém de maneira menos destacáveis. Observa-se que os rendimentos e a influência da escolaridade nos rendimentos dos estados da região Nordeste são menores se comparados aos resultados encontrados para a média nacional.

Por fim, a escolaridade apresenta-se como a variável determinante do diferencial de rendimentos em favor das atividades não agrícolas quando comparadas com as agrícolas. Daí a importância destas atividades para o desenvolvimento do meio rural nordestino brasileiro, visto que, este estudo pode auxiliar futuras pesquisas que pretendam comprometer-se com políticas públicas voltadas para a geração de emprego e crescimento da atividade econômica nas regiões.

### **Agradecimentos**

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001, por meio de Bolsa de Mestrado.

### **REFERÊNCIAS**

ARAUJO, J.A.; FEITOSA, D.G.; BARRETO, F.A.F. Determinantes da desigualdade de renda em áreas rurais do Nordeste. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 17, n. 04, p. 65-82, out./dez. 2008.

BALSAN, R. Impactos decorrentes da modernização da agricultura brasileira. **Campo - Território: Revista De Geografia Agrária**, Uberlândia, v. 01, n. 02, p. 123-151, ago. 2006.

BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **Journal of Human Resources**, Madison, v. 8, n. 4, p. 436-455, Autumn, 1973.

BRANDÃO NÉTO, J. M. Como se faz pesquisa de opinião pública. **Revista Eletrônica PRPE**, Recife, ano 2, fev. 2004.

BRASIL. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua**, 2016 - Índice de Gini. IBGE, 2017. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 05 set. 2018.

BRUN, A.; FULLER, A. **Farm Family Pluriactivity in Western Europe**. United Kingdom: The Arkleton Research , 1991. 76 p.

BUAINAIN, A. M.; DEDECCA, C. S. Introdução: emprego e trabalho na agricultura brasileira. In: BUAINAIN, A. M.; DEDECCA, C. S. (Coord.).

MIRANDA, C.; TIBURCIO, B. (Org.). **Emprego e Trabalho na Agricultura Brasileira**, Brasília, DF: IICA, 2008. p. 19-60.

CARDOSO, J. G. **Pluriatividade e políticas públicas na região Nordeste e Sul do Brasil nos anos 1990 e 2000**: trajetórias e desafios. 2013. 209 f. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-graduação em Economia, Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2013.

CARNEIRO, M. J. Pluriatividade no campo: o caso francês. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, São Paulo, v. 11, n. 32, p. 89-105, nov. 1996a.

CARNEIRO, M. J. **Camponeses, agricultores e pluriatividade**. Rio de Janeiro: Contra Capa, 1998. 228 p.

CAMPOS, R. T.; CRUZ, M. P. M.; FILHO, J. C.; SILVA, V. H. M. C; ARAÚJO, J. A. Diferenciais de rendimento entre atividades agrícolas e não agrícolas. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL (SOBER), 56, 2018. Campinas. **Anais...** Campinas: Sober, 2018.

COTTON, J. On the Decomposition of Wage Differentials. **The Review of Economics and Statistics**, New York, v. 70, n. 02, p. 236-243, may. 1988.

CRUZ, N. B.; CAMPOS, R. T ; COSTA, E. M. ; ARAÚJO, J. A. Efeitos das ocupações não agropecuárias sobre a renda e as horas de trabalho em zonas rurais do Brasil. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL (SOBER), 56, 2018. Campinas. **Anais...** Campinas: Sober, 2018.

DEL GROSSI, M. E. ; GRAZIANO DA SILVA, J. ; PEREIRA, C. F. ; CAMPANHOLA, C. Diferencial de renda entre ocupações no meio rural brasileiro. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, (SOBER), 39, 2001. Recife. **Anais...** Recife: Sober, 2001.

DOSSA, D. Evolução da agricultura brasileira e seus reflexos no espaço agrário no Brasil. **MCA Consultores Agrofloretais**, 2014. Disponível em: <<http://www.mcagroflorestal.com.br>>. Acesso em 18 set. 2018.

FERREIRA, H.O. Modernização da agricultura brasileira e seus reflexos no espaço agrário no Brasil. **NetSaber – Artigos**, 2010. Disponível em: <<http://artigos.netsaber.com.br>>. Acesso em: 10 set. 2017.

FIGUEIREDO, Nayana. M.; *et al.* Diferencial de salários no meio rural brasileiro: uma aplicação da decomposição de Oaxaca. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL (SOBER), 46, 2008. Rio Branco. **Anais...** Rio Branco: Sober, 2008.

FIGUEIREDO, Nelly. M. S.; *et al.* Sobre a queda da pobreza e da desigualdade no agrícola/rural brasileiro: uma análise exploratória entre 1992 e 2006. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL (SOBER), 46, 2008. Rio Branco. **Anais...** Rio Branco: Sober, 2008.

FIRPO, S.; FORTIN, N.; LEMIEUX, T. Decomposing Wage Distributions using Recentered Influence Functions Regressions, mimeo, **University of Columbia**, jun. 2007.

FIRPO, S.; FORTIN, N.; LEMIEUX, T. Unconditional quantile regressions. **NBER Technical Working Papers**, Cambridge, v. 77, n. 3, p. 953-973, May. 2009.

FORTIN, N.; LEMIEUX, T.; FIRPO, S. Decomposition methods in economics. **NBER Working Papers Series**, Cambridge, n. 16045, June, 2010.

FOURNIER, J.; KOSKE, I. Less income inequality and more growth-Are they compatible? Part 7. The drivers of labour earnings inequality-An analysis based on conditional and unconditional quantile regressions. **OECD Economics Department Working Papers**, Paris, n. 930, jan., 2012.

FRIO, G. S.; FONTES, L. F. C.; Diferenças salariais de raça entre 2002 e 2014 no Brasil: Evidências de uma decomposição quantílica. In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL (ANPEC/SUL), 20., 2017, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: Anpec/Sul, 2017.

FULLER, A. M. From Part Time Farming to Pluriactivity: a decade of change in rural Europe. **Journal of Rural Studies**, London, v. 06, n. 04, p.361-373, dec. 1990.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – Ipeadata. Dados macroeconômicos e regionais, 2013. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em 6 nov. 2017.

JANN, B. The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. **The Stata Journal**, Zurich, v. 08, n. 04, p. 453-479, may. 2008.

KAGEYAMA, A. Pluriatividade e ruralidade: aspectos metodológicos. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 2, n.03, p. 515-551, jul./set. 1998.

MAIA, A. G.; SAKAMOTO, C. S. A nova configuração do mercado de trabalho agrícola brasileiro. *In*: BUAINAIN, A. M. et al. (Ed.). **O mundo rural no Brasil do século 21**: a formação de um novo padrão agrário e agrícola. Brasília, DF: Embrapa, 2014. p. 591-620.

MANSO, C. A; BARRETO, F. A; TEBALDI, E. **O desequilíbrio regional brasileiro**: novas perspectivas a partir das fontes de crescimento “pro-pobre”. Fortaleza: Caen, 2006.

MINCER, J.; *Schooling, Experience, and Earnings*, National Bureau of Economic Research, **Distributed by Columbia University Press**, New York, 1974.

MIRO, V. H.; FRANCA, J. M. S. Decompondo o diferencial regional de salários entre sudeste e nordeste: Uma aplicação da abordagem quantifica incondicional. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 47, n. 03, p. 109-129, jul./set. 2016.

NEUMARK, D. Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination. **The Journal of Human Resources**, New York, v. 23, n. 03, p. 279-295, sum. 1988.

NEVES, D.P. Agricultura familiar e mercado de trabalho. **Revista Estudos Sociedade e Agricultura**, Rio de Janeiro, n. 08, p. 07-25, abr. 1997.

NEVES, D.P. Agricultura familiar: questões metodológicas. **Revista Reforma Agrária**, Campinas, n. 25, p. 21-37, maio/dez. 1995.

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International Economic Review**, Philadelphia, v. 14, n. 3, p. 693-709, Oct. 1973.

OWUSU, V.; ABDULAI, A.; ABDULL-RAHMAN, S. Non-farm work and food security among farm households in Northern Ghana. *Food Policy*, Amsterdã, v. 36, n. 02, p. 108-118, apr. 2011.

REIMERS, C. W. Labor Market Discrimination Against Hispanic and Black Men. **The Review of Economics and Statistics**, New York, v. 65, n. 04, p. 570-579, nov. 1983.

RUSSO, L. X.; PERRÉ, J. L.; ALVES, A. F. Diferencial de rendimento entre trabalhadores rurais e urbanos: uma análise para o Brasil e suas regiões. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA (ANPEC), 44, 2016, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: Anpec, 2016.

SACCO DOS ANJOS, F. **Agricultura familiar em transformação**: os colonos-operários de Massaranduba (SC). Pelotas: UFPEL, 1995. 170 p.

SACCO DOS ANJOS, F. Agricultura familiar, pluriatividade e desenvolvimento rural no Sul do Brasil. **Cadernos de Ciência & Tecnologia**, Brasília, v. 20, n. 03, p. 561-564, set./dez. 2003.

SCHNEIDER, S. A pluriatividade no meio rural brasileiro: características e perspectivas para investigação. In: GRAMMONT, H. C. e MARTINEZ VALE, L. (Orgs.). **La pluriactividad en el campo latinoamericano**. Quito/Equador: Editora Flacso – Serie FORO, 2009. v. 01, p. 132-161.

SCHNEIDER, S. **A pluriatividade na agricultura familiar**. Porto Alegre, UFRGS, 2003. 252 p.

SCHNEIDER, S. **Agricultura familiar e Industrialização**. Porto Alegre, UFRGS, 2ª Edição, 1999. 205 p.

SCHNEIDER, S. O desenvolvimento agrícola e as transformações da estrutura agrária nos países do capitalismo avançado: a pluriatividade. **Revista Reforma Agrária**, Campinas, v. 24, n. 03, p. 106-132, set./dez. 1994.

SEYFERTH, G. Aspectos da proletarização do campesinato no Vale do Itajaí (SC): os colonos operários. In: LOPES, J. S. L (Org.). **Cultura e identidade operária: aspectos da cultura da classe trabalhadora**. São Paulo, Marco Zero, 1987.

SEYFERTH, G. Camponeses ou operários? O significado da categoria colono numa situação de mudança. **Revista do Museu Paulista**, São Paulo, v. 29, Nova Série, 1984.

SOUZA, J. A. N.; PENHA, T. A.M.; SANTOS, R. A. V. Construindo uma economia rural não agrícola no nordeste: emprego, determinantes e políticas. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 19, 2014, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: Anpec, 2014.