

Emprego rural não agrícola (ERNA) no Brasil: evidências recentes a partir da decomposição salarial

Nicole Rennó Castro

Professora na Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ/USP). Pesquisadora associada ao CEPEA/Esalq-USP.

Email: renno.nicole@cepea.org.br

Alexandre Nunes de Almeida

Professor na Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ/USP).

Email: alex.almeida@usp.br

Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros

Professor titular na Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ/USP). Coordenador do CEPEA/Esalq-USP.

Email: gscbarro@usp.br

Adriana Ferreira Silva

Docente na Faculdade de Administração, Ciências Contábeis e Ciências Econômicas (FACE/UFG) e Pesquisadora associada ao CEPEA/Esalq-USP.

Email: adsilva@ufg.br

Resumo

O principal objetivo desse estudo é avaliar os potenciais de ganhos decorrentes da participação em empregos rurais não agrícolas (ERNA) no Brasil rural a partir dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua. *Probits* binominais e multinominais para probabilidade de participação no mercado de trabalho, equações mincerianas de rendimentos com correção de Heckman e procedimentos de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) e de Firpo, Fortin e Lemieux (2018) para as decomposições dos diferenciais salariais são empregados em dados de 2017 e 2018. Os resultados mostram de que não há um prêmio salarial significativo entre empregos na agropecuária e empregos não agrícolas de baixos rendimentos no meio rural, ao contrário, sobretudo para os primeiros cinco quantis mais baixos da distribuição salarial, parece haver um prêmio em favor da agropecuária. Ademais, do diferencial significativo existente frente aos empregos não agrícolas de alto rendimento, a maior parte parece estar relacionada às características da mão de obra – de capital humano, demográficas e do trabalho –, que por sua vez diferem sistematicamente entre os grupos.

Palavras-chave: agropecuária; economia rural não agrícola; mercado de trabalho; rendimentos

Abstract

The main purpose of this study is to assess the potential gains from participation in rural non-agricultural employment (RNAE) in rural Brazil today. We used the microdata from the National Household Sample Survey from 2012 to 2018. Binomial and multinomial probits for probability of participation in the labor market, Mincerian equations with Heckman correction and Oaxaca (1973) and Blinder (1973) and Firpo, Fortin and Lemieux (2018) procedures for the decompositions of wage differentials were used. We found evidence that there is no significant wage premium comparing jobs in agriculture and non-agricultural low-income jobs in rural areas, on the contrary, especially for the first five lowest quantiles of the wage distribution, there seems to be a premium in favor of agriculture. Furthermore, most of the significant differential existing in relation to high-income non-agricultural jobs seems to be related to the characteristics of the workforce – human capital, demographic, and labor characteristics –, which in turn differ systematically between groups.

Key words: agriculture; rural non-agricultural employment; labor market; earnings

Área:

JEL: J2; J43; C25

1. Introdução

Os ganhos de produtividade da agropecuária brasileira refletiram um conjunto de mudanças no processo de produção, baseado em avanços tecnológicos, aumentos no uso capital e alterações no trabalho realizado no meio rural (BARROS; CASTRO, 2021; MAIA; SAKAMOTO, 2014; BUAINAIN et al., 2013). Com isso, ainda que a atividade agropecuária se mantenha como o centro dinâmico das atividades realizadas no meio rural, sua representatividade na geração de riqueza e emprego vem cedendo espaço a atividades não agropecuárias, ou seja, aquelas não vinculadas de forma direta às práticas como cultivo, colheita e criação de animais (CHRISTIAENSEN; RUTLEDGE; TAYLOR, 2020).

Sob a ótica do emprego, dados do IBGE (2020) mostram que a parcela de residentes rurais na Economia Rural Não Agrícola (ERNA) – emprego de membros de domicílios rurais no setor não agrícola – saltou de 41,5% em 2012 para 47,5% em 2018. Com isso, dos 10,91 milhões de residentes rurais em 2018, 5,18 milhões (ou 47,5%) atuaram na ERNA e 5,72 milhões, na agricultura (IBGE, 2020). Em 2012, dos 11,92 milhões de residentes rurais, 4,95 milhões (ou 41,5%) atuavam no setor não agrícola.

O aumento recente da participação dos empregos não agrícolas sobre o total no meio rural esteve associado sobretudo à redução da população ocupada (PO) na agropecuária, segundo mostram os dados do IBGE (2020). A queda da PO agropecuária refletiu a inviabilidade econômica de pequenos estabelecimentos agropecuários, com conseqüente intensificação e concentração da produção, assim como a modernização do setor com substituição de trabalho por capital e o surgimento de oportunidades urbanas em algumas regiões (MAIA; SAKAMOTO, 2014; BUAINAIN et al., 2013).

Se por um lado o setor agropecuário brasileiro, com seus ganhos intensos de produtividade, destaca-se sobre o Produto Interno Bruto (PIB) e a balança comercial (CEPEA, 2022); por outro, o papel da ERNA, ao longo do processo de modernização agropecuária, também surgiu como alternativa para ampliar a renda, reduzir a pobreza e aumentar do bem-estar entre trabalhadores e pequenos produtores que não são absorvidos parcial ou totalmente pela agricultura “dentro da porteira” modernizada (SAKAMOTO; NASCIMENTO; MAIA, 2016; HAGGBLADE et al. 2010; JONASSON; HELFAND, 2010; LIMA; PIACENTI, 2009; LIMA; SANTOS, 2009).

As mudanças viabilizadas por este cenário, e os reflexos das atividades não agrícolas no meio rural, já foram alvo de estudos no Brasil. Entre os principais achados estão questões de gênero e da escolaridade que se constituem como determinantes significativos para trabalhadores se inserirem na ERNA (JONASSON; HELFAND, 2010; MESQUITA et al., 2010; SAKAMOTO; NASCIMENTO; MAIA, 2016). Outros estudos demonstraram que fatores relacionados à demanda por trabalho, como tamanho do mercado regional e custos de transação (como a distância em relação aos mercados e centros urbanos), também são relevantes para determinar a probabilidade de trabalhadores do meio rural exercerem empregos não agrícolas (JONASSON; HELFAND, 2010; SAKAMOTO; NASCIMENTO; MAIA, 2016). Não obstante, a escolha de um agricultor sobre ofertar sua mão de obra no mercado não agrícola dependerá não apenas dos ganhos econômicos deste mercado, mas também dos custos de oportunidade provenientes do trabalho dentro da sua propriedade (ALMEIDA; BRAVO-URETA, 2019).

Estudos no Brasil também apontam que a pobreza é sempre menor entre aqueles que participam de atividades não agrícolas (LIMA; PIACENTI, 2009; LIMA; SANTOS, 2009; JONASSON; HELFAND, 2010; SAKAMOTO; NASCIMENTO; MAIA, 2016). Todavia, as atividades não-agrícolas acabam contribuindo para aumentar a desigualdade de renda rural, já que as famílias relativamente mais pobres (com menos capital humano e terra) se engajam em atividades com produtividades e rendimentos relativamente menores (NEY; HOFFMANN, 2008).

Apesar das importantes contribuições supracitadas, ainda há lacunas, divergências e perspectivas diferentes a serem exploradas. Com o objetivo de avaliar os potenciais de ganhos decorrentes do engajamento em ERNA no Brasil rural, esse estudo utiliza os recentes microdados trimestrais da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD-C) de 2017 e de 2018 para: i) estimar os determinantes da inserção em ERNA, e ii) avaliar os diferenciais de salários entre o setor agrícola e o não agrícola no meio rural.

Uma das principais contribuições do presente estudo é explorar análises de forma discriminada em atividades não agrícolas de baixo e alto rendimento, seguindo Jonasson e Helfand (2010). A adoção dessa estratégia empírica é de grande relevância para a compreensão do atual contexto da renda do trabalho no meio rural brasileiro e, portanto, para a auxiliar na formulação de políticas que atendam os Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS) da ONU 2030, que perpassam aspectos sobre erradicação da pobreza, redução de desigualdade e trabalho decente e crescimento econômico. Uma linha investigativa adotada também consiste aferir como os rendimentos no ERNA variam conforme a atividade econômica exercida e que parte relevante das ocupações acaba ocorrendo em atividades não agrícolas com rendimentos menores ou próximos ao médio da agropecuária, fazendo um contraponto com parte da literatura internacional.

Alvarez (2020) destaca que uma questão central para o entendimento do tema em estudo está na compreensão da permanência de grandes contingentes de trabalhadores na agropecuária mesmo diante da existência de um diferencial salarial em favor dos demais setores – característica que marca países em desenvolvimento (ALVAREZ, 2020). O presente estudo parte da hipótese que atualmente não há, no meio rural brasileiro, um prêmio salarial significativo para a inserção no setor não agrícola, visto que, para famílias mais pobres, que têm maior incentivo para buscar o ERNA, essa inserção acaba ocorrendo, pelas características da oferta e da demanda de trabalho, em atividades não agrícolas de baixos rendimentos.

Destaca-se que a análise do período recente adotado pelo estudo é de extrema relevância pois, além de abarcar anos de piora nos indicadores de pobreza e desigualdade do país (BANCO MUNDIAL, 2019), os mercados de trabalho agrícola e rural passaram por importantes transformações, com quedas substanciais no contingente de ocupados na agropecuária a partir de 2005 (MAIA; SAKAMOTO, 2014; BUAINAIN et al., 2013).

O restante do estudo é organizado da seguinte forma: a próxima seção apresenta brevemente os principais pontos da literatura sobre a ERNA e a seção 3 descreve a metodologia – as bases de dados, as definições assumidas e estratégias empíricas adotadas. A seção 4 apresenta e discute os resultados, seguida das conclusões e recomendações de políticas baseadas nas evidências encontradas.

2. Literatura sobre o ERNA

O papel do emprego rural não agrícola como estratégia de geração de renda fora do campo em países em desenvolvimento tem recebido atenção crescente desde os anos 1990 (JONASSON; HELFAND, 2010). A literatura, internacional e no Brasil, é bastante vasta em buscar compreender quais são os determinantes das oportunidades de ERNA e o quanto o ERNA pode reduzir, por exemplo, a pobreza das famílias rurais (HAGGBLADE et al, 2010).

No entanto, análises com foco na lacuna salarial entre atividades não agrícolas de baixo e alto rendimento ainda são limitadas, e esse é um aspecto fundamental para compreensão da dinâmica da ERNA. Isso porque, o ingresso de uma família na economia rural não agrícola depende tanto dos incentivos encontrados quanto da capacidade dessa família ascender. Por um lado, os incentivos podem se referir a fatores de atração da ERNA, como a possibilidade de obter rendimentos mais altos, ou de expulsão da agropecuária, quando da insuficiência da renda agrícola; por outro lado, mesmo com fortes incentivos, a capacidade da família rural ascender para ocupações mais bem remuneradas no setor não agrícola pode ser limitada, por exemplo, pela falta da capital humano ou de demanda de trabalho na localidade (NEY, HOFFMANN, 2008; REARDON et al., 1998). Neste cenário, famílias de menor renda, que têm maior incentivo para buscar a ERNA, têm menor capacidade de ingresso em empregos não agrícolas de maiores rendimentos, enquanto famílias de maior renda, que têm menor incentivo para sair da agropecuária, têm maior capacidade de ascensão e acabam ingressando na ERNA devido a fatores de atração (NEY, HOFFMANN, 2008). Essa heterogeneidade nos incentivos e possibilidades explicita a relevância da análise de forma discriminada em atividades não agrícolas de baixo e alto rendimento, como o presente estudo faz, seguindo Jonasson e Helfand (2010).

Uma questão central para o entendimento do tema em estudo diz respeito ao que está por trás da permanência de grandes contingentes de trabalhadores na agropecuária mesmo diante da existência de um diferencial salarial em favor dos demais setores, característica que marca os países em desenvolvimento (ALVAREZ, 2020). No Brasil, em 2018, 9,3% da população ocupada estava na agropecuária e, entre os

residentes rurais, 52,5%; no mesmo ano, o rendimento médio mensal na agropecuária representou 59% do rendimento médio mensal no país (IBGE, 2020).

Alvarez (2020) discute duas possibilidades, com implicações políticas distintas. A primeira delas refere-se à existência de barreiras que limitam o movimento da mão de obra entre os setores, impedindo que o trabalhador agropecuário busque o prêmio salarial na economia não agrícola – mais especificamente, um problema de má alocação induzido por fricções de mobilidade e, portanto, falhas do mercado. Nesse caso, políticas que visassem amenizar o efeito dessas barreiras, de forma a permitir realocações dos trabalhadores, teriam ganhos potenciais. A segunda possibilidade, não mutuamente exclusiva, refere-se ao diferencial na qualificação dos trabalhadores rurais da agropecuária. Tal possibilidade levaria a assumir que trabalhadores da agropecuária são sistematicamente diferentes (ex., menor escolaridade) daqueles que atuam nos setores não agrícolas. Nesse caso, a existência do diferencial setorial de rendimentos por si só não é evidência da possibilidade de ganhos salariais mediante uma realocação e há a necessidade de investimentos que aumentem o estoque de capital humano do trabalhador rural agropecuário, por exemplo (HAGGBLADE et al. 2010; ALVAREZ, 2020). Tais possibilidades também podem atuar de forma distinta entre grupos de trabalhadores, novamente, sendo importante discriminar a análise em atividades não agrícolas de baixo e alto rendimento.

A maior parte dos estudos aplicados sobre a questão centra-se no lado da oferta de trabalho. No Brasil, já foi amplamente demonstrada a relevância de características pessoais observáveis como determinantes da probabilidade de inserção em ERNA – evidenciando a existência de diferença sistemática entre os grupos no mecanismo de seleção. Ferreira e Lanjouw (2001), com dados da PNAD de 1996, identificaram que a probabilidade de engajamento é crescente com o nível de escolaridade, sobretudo para atividades não agrícolas com maiores rendimentos. Jonasson e Helfand (2010), com dados censitários de 2000, trouxeram evidências semelhantes no que tange ao capital humano, e também encontraram probabilidade expressivamente maior de engajamento para mulheres. Mesquita et al. (2010), com dados da PNAD de 2008, corroboraram os resultados para capital humano e gênero.

O trabalho de Jonasson e Helfand (2010) destacou aspectos importantes quanto à demanda de trabalho e custos de transação. Os autores identificaram que a proximidade do domicílio de economias mais dinâmicas e o grau de urbanização do município afetam positivamente a probabilidade de ingresso em ERNA. Sakamoto, Nascimento e Maia (2016) também demonstraram a importância da proximidade das áreas urbanas e da região geográfica para a probabilidade de ERNA. Tais estudos evidenciam a relevância de barreiras na contenção do fluxo de trabalhadores entre setores.

Sobre a relação entre ERNA e ganhos de rendimento ou redução da pobreza e desigualdade no rural, há mais divergências entre os resultados. Para o Brasil, Jonasson e Helfand (2010) encontraram retornos positivos e crescentes à escolaridade no ERNA e prêmios salariais para diferentes grupos, como os trabalhadores por conta própria, empregadores e empregados com carteira assinada, frente ao emprego informal, e para os homens, frente às mulheres; já para as variáveis locacionais, não se identificou relação significativa com os rendimentos em ERNA. Lima e Santos (2009) mostraram que as rendas não agrícolas reduziram a pobreza no Nordeste Rural entre 2003 e 2005, e Lima e Piacenti (2009) mostraram que as rendas não agrícolas contribuíram para a redução da pobreza na região Sul em 2005. Sakamoto, Nascimento e Maia (2016) identificaram rendimentos domiciliares médios superiores entre as famílias não agrícolas e as pluriativas¹, quando comparado aos rendimentos de famílias agrícolas com características semelhantes.

3. Metodologia

3.1. Base de dados e definições

Esse estudo analisa o período recente por meio dos microdados trimestrais da PNAD-Contínua. Trata-se de uma pesquisa domiciliar amostral, implantada em 2011 e realizada pelo IBGE, com abrangência

¹ Famílias rurais que conciliam, entre seus membros, atividades agrícolas e atividades não agrícolas, no interior ou fora de um determinado estabelecimento produtor (SAKAMOTO; NASCIMENTO; MAIA, 2016).

em todo território nacional. Essa pesquisa tem vantagens, como observar aspectos sazonais do mercado de trabalho e por abarcar um período mais recente. Ademais, foi observada considerável melhora na acurácia das informações coletadas ao nível de representatividade da amostra, principalmente para áreas rurais, em relação as pesquisas anteriores (IBGE, 2014).

Conceitualmente, adota-se a definição de emprego rural não agrícola (ERNA) de Reardon, Berdegue e Escobar (2001). Entende-se por ERNA o emprego de membros de domicílios rurais no setor não agrícola. A definição de emprego segue a descrição apresentada na PNAD-C, em que são consideradas como ocupadas na semana de referência as pessoas que, nesse período, trabalharam pelo menos uma hora completa em trabalho remunerado ou sem remuneração direta em ajuda à atividade econômica de membro do domicílio ou parente que reside em outro domicílio, ou, ainda, as que tinham trabalho remunerado do qual estavam temporariamente afastadas na semana de referência. Essa definição envolve as seguintes posições na ocupação: empregado; conta própria; empregador ou trabalhador familiar auxiliar².

É igualmente importante destacar que a definição adotada pelo presente estudo para a renda gerada fora da propriedade agrícola inclui aquelas obtidas em todas as atividades econômicas remuneradas que não a agricultura e não inclui rendimentos recebidos por agricultores que exercem algum tipo de trabalho parcial em outras propriedades agrícolas (HAGGBLADE et al., 2010).

Toda a análise empírica considera como recorte amostral as pessoas residentes no meio rural no Brasil nos anos de 2017 e de 2018.

3.2. Estratégia empírica

A análise dos determinantes da inserção em ERNA seguiu duas abordagens. A primeira, por meio da estimação de um *probit* binominal, considera o ERNA como um todo, e a segunda, seguindo o proposto em Jonasson e Helfand (2010), utiliza um *probit* multinomial e desagrega o setor não agrícola em: 1) baixo rendimento (ERNAbaixo) e 2) alto rendimento (ERNAalto).

Os modelos são baseados no pressuposto de que, se a variável endógena e latente, V , superar um valor limite, V^* , o indivíduo ingressa no setor não agrícola – caso contrário, se mantém na agropecuária. Embora não observável, assume-se que V seja determinada por um conjunto de variáveis explicativas (JONASSON; HELFAND, 2010). No caso da análise específica aqui pretendida, a variável latente pode ser entendida como o salário esperado no ERNA, com o valor limite representando o rendimento na agropecuária (JONASSON; HELFAND, 2010).

Nesse sentido, para o indivíduo i , a probabilidade de ingresso no ERNA (P_i) é modelada como a probabilidade de que V exceda V^* , ou, de que $v_i = V_i - V_i^* > 0$. Considerando que v_i é uma função linear de um vetor de variáveis explicativas, X_i , com ε como resíduo i.i.d. e sendo $F(.)$ a função de distribuição acumulada de ε , tem-se que a probabilidade individual de participação em ERNA é dada por (1):

$$P_i = \text{PROB}(X_i\beta_j \geq -\varepsilon_i) = F(X_i\beta_j) \quad (1)$$

sendo o vetor X composto por j variáveis explicativas. No caso do *probit* multinomial, a diferença é que há três possibilidades de ocupação: 1) agropecuária; 2) ERNAbaixo e; 3) ERNAalto. A definição entre ERNAbaixo e ERNAalto segue Jonasson e Helfand (2010). Ou seja, o trabalhador foi considerado como atuando em ERNAalto se seu rendimento médio mensal por hora trabalhada foi superior ao rendimento médio por hora dos empregados assalariados na agropecuária do estado em questão e considerado como atuando em um ERNAbaixo caso contrário. Jonasson e Helfand (2010) utilizaram essa definição, mas considerando a média municipal.

A

Tabela 1 apresenta a descrição das variáveis dependentes e explicativas utilizadas nas análises empíricas e as estatísticas descritivas utilizando os fatores de expansão da amostra. Especificamente na

² Indivíduos que trabalham apenas para próprio consumo ou próprio uso não são considerados como ocupados.

estimação das equações de participação, foram incluídas as variáveis binárias para gênero, raça e escolaridade, controles regionais e temporais, além da idade e do número de pessoas no domicílio.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas e descrição das variáveis dependentes e explicativas utilizadas nas análises empíricas

Variável	Média	Desv.pad	Descrição
Variáveis dependentes			
ERNA	0.473	0.499	1 se emprego rural não agrícola (ERNA)
ERNAbaixo	0.459	0.498	1 se ERNA de baixo rendimento
ERNAalto	0.502	0.500	1 se ERNA de alto rendimento
Rendhora	7.595	14.503	Rendimento habitual por hora (rend) de ocupados com domicílio rural
Características do indivíduo e do domicílio			
homem	0.672	0.470	1 se homem
Branco	0.372	0.483	1 se branco
Negro	0.081	0.272	1 se negro
Outras raças	0.547	0.498	1 se outras raças
idade	40	14	Idade do indivíduo
Sem instrução-1ano	0.073	0.260	1 se sem instrução ou menos de 1 ano de estudo
1-4 anos de estudo	0.169	0.375	1 se tem 1 a 4 anos de estudo
5-8 anos de estudo	0.323	0.468	1 se tem 5 a 8 anos de estudo
9-11 anos de estudo	0.161	0.368	1 se tem 9 a 11 anos de estudo
12-15 anos de estudo	0.230	0.421	1 se tem 12 a 15 anos de estudo
16+ anos de estudo	0.044	0.204	1 se tem 16 ou mais anos de estudo
Numpes	3.649	1.679	Número de pessoas no domicílio
Características do trabalho			
dCNAE_ADS	0.024	0.154	1 se grupo CNAE é Adm. pública, defesa e seguridade social (ADS)
dCNAE_Agroalim	0.031	0.173	1 se grupo CNAE é indústria agroalimentar e do fumo (Agroalim)
dCNAE_agropec	0.527	0.499	1 se grupo CNAE é agropecuária
dCNAE_AA	0.032	0.175	1 se grupo CNAE é Alojamento e alimentação (AA)
dCNAE_Bioc	0.001	0.028	1 se grupo CNAE é indústria de biocombustíveis (Bioc)
dCNAE_CC	0.000	0.022	1 se grupo CNAE é indústria de couro e calçados (CC)
dCNAE_Comércio	0.088	0.283	1 se grupo CNAE é Comércio, reparação de veículos (Comércio)
dCNAE_Construção	0.052	0.221	1 se grupo CNAE é Construção
dCNAE_Domésticos	0.067	0.249	1 se grupo CNAE é Serviços domésticos
dCNAE_ESS	0.061	0.239	1 se grupo CNAE é Educação, saúde humana e serviços sociais (ESS)
dCNAE_Outrasind	0.045	0.208	1 se grupo CNAE é Outras indústrias
dCNAE_ICA	0.021	0.143	1 se grupo CNAE é Info./comunicação/atividades fin., imob. (ICA)
dCNAE_maldefinidas	0.000	0.018	1 se grupo CNAE é Atividades mal definidas
dCNAE_MMPC	0.011	0.102	1 se grupo CNAE é indústria Madeira, móveis, papel e celulose (MMPC)
dCNAE_Outrosserv	0.017	0.128	1 se grupo CNAE é Outros serviços
dCNAE_Transporte	0.023	0.151	1 se grupo CNAE é Transporte, armazenagem e correio (Transporte)
dcbo1	0.015	0.121	1 se grupo CBO é Diretores e gerentes
dcbo2	0.033	0.177	1 se grupo CBO é Profissionais das ciências e intelectuais
dcbo3	0.025	0.155	1 se grupo CBO é Técnicos e profissionais de nível médio
dcbo4	0.020	0.139	1 se grupo CBO é Trabalhadores de apoio administrativo
dcbo5	0.117	0.322	1 se grupo CBO é Trabalhadores dos serviços, comércios e mercados
dcbo6	0.353	0.478	1 se grupo CBO é Trabalhadores qualificados da agropecuária
dcbo7	0.087	0.282	1 se grupo CBO é Trabalhadores qualificados, operários e artesões da construção, artes mecânicas e outros
dcbo8	0.071	0.257	1 se grupo CBO é Operadores de instalações e máquinas e montadores
dcbo9	0.278	0.448	1 se grupo CBO é Ocupações elementares
dcbo10	0.002	0.043	1 se grupo CBO é forças armadas, policiais e bombeiros militares
dcbo11	0.000	0.009	1 se grupo CBO é Ocupações mal definidas
Emp_priv_carteira	0.173	0.379	1 se empregado no setor privado com carteira de trabalho assinada
Emp_priv_semcarteira	0.172	0.378	1 se empregado no setor privado sem carteira de trabalho assinada
Dom_carteira	0.016	0.127	1 se trabalhador doméstico com carteira de trabalho assinada
Dom_semcarteira	0.050	0.217	1 se trabalhador doméstico sem carteira de trabalho assinada
Emp_pub_carteira	0.005	0.073	1 se empregado no setor público com carteira de trabalho assinada
Emp_pub_semcarteira	0.028	0.165	1 se empregado no setor público sem carteira de trabalho assinada
Militar	0.044	0.206	1 se militar e servidor estatutário
Empregador	0.025	0.156	1 se empregador
Conta-própria	0.379	0.485	1 se conta própria
Fam_aux	0.107	0.309	1 se trabalhador familiar auxiliar
Outras			
CO	0.064	0.245	1 se região Centro Oeste
N	0.142	0.349	1 se região Norte
NE	0.386	0.487	1 se região Nordeste
S	0.181	0.385	1 se região Sul
SE	0.227	0.419	1 se região Sudeste
1tri	0.246	0.431	1 se primeiro trimestre
2tri	0.249	0.433	1 se segundo trimestre
3tri	0.252	0.434	1 se terceiro trimestre
4tri	0.252	0.434	1 se quarto trimestre
2017	0.501	0.500	1 se ano 2017

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nas análises de rendimentos, são estimadas equações mincerianas com correção de Heckman (1979). Assim como ocorre com os dados com outras pesquisas do IBGE sobre renda, na PNAD-C, também não há uma boa distinção entre rendimentos brutos e líquidos, e não é considerado o valor monetário do autoconsumo. Estas limitações afetam mais severamente a medida de rendimento para trabalhadores por conta própria (FERREIRA; LANJOUW, 2001; KAGEYAMA; HOFFMANN, 2006; JONASSON; HELFAND, 2010). Por isso, nas análises de rendimentos, seria mais apropriado comparar apenas os empregados assalariados rurais como: os que atuam na agropecuária contra aqueles que se engajam em ERNA. Ademais, assume-se que as seleções para os empregos não agrícolas de baixo e alto rendimento são determinadas por modelos análogos aos já estimados e discutidos acima, e a correção foi feita via inclusão na razão inversa de *mills* (γ) na equação de rendimentos. A identificação para o procedimento de seleção de Heckman foi feita a partir da variável *numpes*, ou número de pessoas no domicílio. Acreditamos que esta possa afetar sobremaneira a probabilidade de trabalho não agrícola, mas, não, o salário recebido no ERNA, tornando a variável adequada para a identificação no procedimento de Heckman (1979).

Além das variáveis apresentadas na Teoria do Capital Humano (SCHULTZ, 1961; BECKER, 1962), foram incluídos controles para outros atributos individuais e locais e aspectos sobre o emprego, sendo o modelo empírico expresso em (2):

$$\lnrendinhora_i = \alpha + \beta_s X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

em que a variável dependente para cada trabalhador i é o logaritmo neperiano do salário-hora do trabalho principal; X_i é o vetor de variáveis explicativas, sendo β_s os coeficientes associados às variáveis consideradas; α é o intercepto e ε_i representa os erros aleatórios com propriedades usuais. Especificamente, entre as variáveis consideradas em X são: 1) variáveis binárias para gênero; 2) raça e escolaridade, 3) controles regionais e temporais; 4) distinção das diferentes posições na ocupação e categorias de emprego e; 5) diferentes grupos da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO), além da idade e idade ao quadrado.

A partir das equações de rendimento, o procedimento de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) (OB) foi aplicado para verificar quanto do diferencial de salários deve-se aos efeitos explicado e não explicado. O efeito explicado reflete a parcela do diferencial que é resultado das diferenças das características médias de cada grupo incluídas na estimação, e o efeito não explicado reflete a parcela do diferencial que não pode ser atribuída por essas diferenças, precificando diretamente as características no mercado de trabalho, e também influências exercidas por atributos não observáveis (JANN, 2008). Nós aplicamos o procedimento de decomposição *twofold*, com o vetor de coeficientes não discriminatórios (β^*) estimado por um modelo de dados empilhados com as amostras de ambos os grupos.

Não é trivial a decisão sobre como fazer a desagregação do termo referente à seleção amostral entre os componentes explicado e não explicado, sendo necessários pressupostos fortes e julgamentos de valor (NEUMAN; OAXACA, 2004). Posto isso, nesse estudo, optou-se por uma abordagem direta em que o diferencial salarial global avaliado é líquido do efeito da seleção, enquanto a decomposição é feita nos salários corrigidos pela seletividade, ou salários oferecidos, não sendo, portanto, realizada uma decomposição dos diferenciais entre os salários observados. Nesse sentido, a decomposição realizada não considera aspectos sobre a alocação desses efeitos, similar à estratégia em Reimers (1983).

O procedimento de OB descrito apresenta algumas limitações, como o fato de considerar apenas a diferença média entre os grupos. Para explorar os diferenciais de rendimentos ao longo da distribuição além das médias, especificamente nos quantis, foi utilizado o procedimento proposto por Firpo, Fortin e Lemieux (2018), que se trata de uma extensão da decomposição de OB que pode ser aplicada a diversas medidas da distribuição.

A abordagem de decomposição de Firpo, Fortin e Lemieux (2018) baseia-se no uso de *re-centered influence functions* (RIF) proposto por Firpo, Fortin e Lemieux (2009), e permite avaliar o impacto de mudanças na distribuição de variáveis explicativas nos quantis da distribuição marginal da variável de interesse. Essa abordagem tem vantagens frente à regressão quantílica tradicional de Koenker e Bassett

(1978) e Koenker (2005), em que se avalia apenas o impacto na distribuição condicional da variável de interesse.

Uma limitação dessa última etapa do estudo é que não foram adotados processos de correção para o viés de seleção. Ainda há dificuldades e falta de consenso quanto a uma solução formal para o problema no âmbito de regressões quantílicas, sobretudo para as quantílicas não condicionais – ver Huber e Melly (2011) e Topfer (2017). Ressalta-se ainda que, devido às características da base de dados utilizada e à indisponibilidade de dados em painel, os resultados do estudo devem ser interpretados como correlações condicionais, não sendo identificadas relações de causalidade.

4. Resultados e discussões

Entre 2012³ e 2018, a participação dos residentes rurais nos ERNA cresceu de 41,5% para 47,5%. No primeiro ano, dos 11,92 milhões de residentes rurais, 4,95 milhões atuavam no setor não agrícola e 6,98 milhões, na agricultura; já em 2018, dos 10,91 milhões de residentes rurais, 5,18 milhões estavam na ERNA e 5,72 milhões na agricultura (IBGE, 2020). O número de pessoas no ERNA cresceu 4,6%, equivalente a 228 mil pessoas, enquanto a PO agropecuária reduziu 17,95% ou 1,2 milhão de ocupados no período. Então, o aumento da participação dos empregos não agrícolas sobre o total no meio rural esteve associado sobretudo à redução da PO agropecuária no período.

Quanto à distribuição setorial do ERNA, em 2018, 18,81% das ocupações não agrícolas estavam nas atividades de comércio e reparação de veículos e 18,17% estavam na indústria – sendo 8,8% relativos a agroindústrias (agroalimentares, de biocombustíveis, de couros e produtos de couro e de madeiras, papel e celulose). Outras atividades relevantes em termos de geração de empregos não agrícolas no meio rural foram: serviços domésticos (13,98%), educação, saúde humana e serviços sociais (12,86%) e construção (10,94%) (IBGE, 2014).

A Tabela 2 apresenta os resultados dos Probits binominal e multinomial, para avaliar as probabilidades de inserção no ERNA condicionais às características observadas. O recorte amostral dos dados utilizados nos modelos da Tabela e diz respeito às pessoas ocupadas e residentes no meio rural no Brasil em 2017 e em 2018. No primeiro caso, são reportados os efeitos marginais que mostram a mudança na probabilidade de ERNA em comparação com o emprego na agropecuária diante de uma mudança pequena na variável explicativa contínua ou de 0 para 1 na variável binária. No segundo caso, para essas mudanças nas variáveis explicativas, reporta-se a mudança na probabilidade de se encontrar na determinada situação de ocupação.

³ Ano inicial de disponibilidade de dados da PNADC

Tabela 2 - Resultados empíricos, efeitos marginais: Probit binomial e multinomial*

	Probit binomial ^a (A)	Probit multinomial ^b		
		Emprego Agrícola (B)	ERNAbaixo (C)	ERNAalto (D)
homem	-0,21	0,18	-0,23	0,05
Negro	0,03	-0,03	0,05	-0,02
Outras raças	0,04	-0,03	0,05	-0,02
idade	0,01	-0,02	-0,01	0,03
1-4 anos de estudo	0,07	-0,07	0,01	0,05
5-8 anos de estudo	0,14	-0,15	-0,01	0,16
9-11 anos de estudo	0,26	-0,27	-0,00*	0,27
12-15 anos de estudo	0,42	-0,43	0,01	0,42
16+ anos de estudo	0,71	-0,64	-0,09	0,74
Numpes	-0,01	0,01	0,00	-0,01
N	0,07	-0,08	-0,07	0,15
NE	0,16	-0,19	-0,12	0,31
S	0,01	-0,05	-0,09	0,13
SE	0,10	-0,13	-0,05	0,18
Controle trimestral	SIM	SIM	SIM	SIM
Controle anual	SIM	SIM	SIM	SIM

Fonte: Resultados da pesquisa. ^a Variável dependente: ERNA (0 se emprego rural agrícola e 1 se emprego rural não-agrícola); ^b Variável dependente: 0 se emprego rural agrícola, 1 se ERNA de baixo rendimento e 2 se ERNA de alto rendimento). * $p > 0.10$

Do modelo binomial (coluna A), tem-se que ser homem implica em uma redução de 21 pontos percentuais na probabilidade de ingressar em ERNA. A escolaridade é positivamente relacionada com a probabilidade de ERNA. Os trabalhadores com 1-4 anos, 5-8 anos, 9-11 anos, 12-15 anos e 16 ou mais anos de estudo, frente aqueles sem instrução ou com menos de um ano de estudo, têm adicionais de 7, 14, 26, 42 e 71 pontos percentuais na probabilidade de ERNA. Em termos regionais, residir no Nordeste, no Sudeste e no Norte aumenta a probabilidade de ERNA frente a residir no Centro Oeste. Ainda, negros e outras raças que não brancos apresentam maior probabilidade de ocupação não agrícola.

Os resultados do Probit multinomial trazem informações adicionais interessantes. Análises relativas ao gênero mostraram que os homens têm menor probabilidade de engajamento em ERNA, e nota-se que isso ocorre sobretudo para ERNAs de baixo rendimento. Ao contrário, homens têm uma probabilidade 5 p.p. maior de engajamento em ERNAs de altos rendimentos frente a mulheres.

A mesma diferenciação, ou seja, maior probabilidade de engajamento em ERNA, ocorre para os níveis de escolaridade e regionalmente. Para qualquer nível de escolaridade acima de 1 ano de estudo, aumenta a probabilidade de engajamento em empregos não agrícolas de alto rendimento, enquanto a variável parece não impactar a probabilidade estar em empregos não agrícolas de baixo rendimento. Para o nível de escolaridade de 16 anos ou mais, as probabilidades de empregos na agropecuária e em ERNA de baixo rendimento são, respectivamente, 64 p.p. e 9 p.p. menores.

Sob a ótica regional, residir nas regiões Nordeste, Norte e Sudeste aumenta a probabilidade de ERNA frente a Centro Oeste, o que se traduz em aumento da probabilidade de ocupação não agrícola de alto rendimento. Esse é um reflexo dos altos salários recebidos pelos empregados agropecuários no Centro Oeste, decorrentes do perfil moderno e de alta produtividade das propriedades localizadas na região, que exigem qualificação e especialização da mão de obra empregada.

Os resultados do presente trabalho corroboram com os encontrados na literatura que avaliaram o ERNA para o meio rural brasileiro em períodos anteriores, como os de Ferreira e Lanjouw (2001), Jonasson e Helfand (2010) e Mesquita et al. (2010). Tais resultados permitem observar que após uma década de

intensas mudanças, os determinantes da seleção individual para o ERNA no que tange a características da oferta de trabalho não mudaram de forma significativa.

As próximas análises são voltadas aos diferenciais de rendimentos. Nesse caso, como definido na seção metodológica, são avaliados apenas os empregados assalariados rurais, também para os anos de 2017 e de 2018. A

Tabela apresenta os diferenciais salariais médios.

Tabela 3 - Diferenciais de rendimentos entre residentes rurais empregados na agropecuária e em ERNA e efeitos explicado e não explicado

	Agropec x ERNAbaixo	Agropec x ERNAalto
Ln(rendimentoshora)		
Agropec	1.5542*** (0.0023)	1.5542*** (0.0023)
ERNA	1.4719*** (0.0028)	2.0997*** (0.0019)
Diferença	0.0823*** (0.0036)	-0.5455*** (0.0030)
Ln(rendimentoshora) ajustado		
Agropec	1.5542*** (0.0023)	1.5542*** (0.0023)
ERNA	1.5888*** (0.0267)	2.1692*** (0.0175)
Diferença	-0.0346 (0.0268)	-0.6150*** (0.0176)
Efeito explicado	-0.0290*** (0.0060)	-0.2564*** (0.0042)
Efeito não explicado	-0.0056 (0.0284)	-0.3586*** (0.0186)
Efeito explicado		
homem	0.0544*** (0.0040)	0.0197*** (0.0012)
outros	-0.0035*** (0.0004)	-0.0037*** (0.0004)
idade	0.0179*** (0.0005)	0.0014*** (0.0004)
educ	-0.0326*** (0.0013)	-0.0870*** (0.0027)
ocupação (CBO)	0.0239*** (0.0026)	-0.1072*** (0.0028)
posição na ocupação	-0.0437*** (0.0032)	-0.1288*** (0.0019)
região	-0.0454*** (0.0006)	0.0493*** (0.0007)
<i>_N Agropec</i>	81009	81009
<i>_N ERNA</i>	55434	60984

Fonte: Resultados da pesquisa. Erro padrão entre parênteses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Outros: raça, trimestres, ano.

Na primeira comparação, entre os rendimentos dos empregados na agropecuária e em ERNA de baixo rendimento, o salário médio mensal observado estimado para o primeiro grupo foi equivalente a R\$ 795, ou R\$ 4,73 por hora trabalhada – resultado exponenciado de 1,5542 (Tabela 3). Esse valor foi R\$ 63 acima do salário de R\$ 732 estimado para a média dos empregados em ERNA (ou 8,6% acima, diferença de 0,08 nos logaritmos médios).

Como já discutido e corroborado pelos resultados da Tabela , a participação em empregos não agrícolas não é aleatória, e o grupo de participantes difere sistematicamente do grupo de empregados na agropecuária. O viés de seleção existirá caso fatores não observáveis afetem ambos, a seleção e os salários, e, nesse caso, as estimativas dos parâmetros via mínimos quadrados ordinários serão inconsistentes.

Para lidar com essa questão, o modelo de seleção amostral de Heckman (1979) foi utilizado. O coeficiente da razão inversa de mills γ foi significativo na equação de rendimentos⁴ para os empregados inseridos em ERNAbaixo rendimento, indicando que a correção para o mecanismo de seleção era necessária. Além de significativo, o coeficiente de γ foi negativo, indicando que fatores não observáveis que são positivamente (negativamente) correlacionados com o salário são negativamente (positivamente) correlacionados com a probabilidade de inserção em ERNAbaixo (frente a atuar na agropecuária). A segunda parte da Tabela 3 apresenta o logaritmo do salário-hora dos empregados em ERNA ajustado, ou corrigido para o viés de seleção, em relação ao qual é realizada a decomposição dos diferenciais.

Como discutido na seção metodológica, optou-se por uma abordagem direta em que o diferencial salarial global avaliado é líquido do efeito da seleção e a decomposição é feita nos salários oferecidos. Os resultados alcançados indicam que não foi encontrada diferença salarial significativa entre os empregados na agropecuária e em ERNAs de baixo rendimento, sendo a diferença entre os salários observados atribuída às diferenças no mecanismo de seleção para os empregos não agrícolas; em outras palavras, não se pode dizer que o mesmo trabalhador, se empregado na agropecuária, seria mais produtivo do que se empregado em um ERNAbaixo, e sim, que a diferença no salário médio observado na parte superior da Tabela 3 reflete o fato de que trabalhadores com habilidades e dotações diferentes são concentrados em setores diferentes.

Na segunda comparação, entre os rendimentos dos empregados na agropecuária e em ERNAalto, o salário médio mensal observado estimado para o primeiro grupo foi 42% menor que o estimado para o segundo grupo. O coeficiente de γ foi significativo e negativo na equação de rendimentos⁶ para os empregados inseridos em ERNAalto, resultando no ajuste para cima do salário médio oferecido do grupo na segunda parte da Tabela 3. Nesse caso, foi estimado diferencial significativo entre os salários médios dos grupos, com a média da agropecuária representando 54% da média para os empregados em ERNAs de alto rendimento.

Da diferença de 0,61 nos logaritmos médios, 0,26 se atribui aos efeitos explicados pelas características. Individualmente para os grupos de variáveis, os efeitos explicados mais importantes estão relacionados, em ordem, com as posições na ocupação, as CBOs e o nível de escolaridade. Estes, atuam em direção contrária os efeitos de gênero e regional.

O alto efeito explicado do grupo de posições na ocupação reflete a relativamente maior informalidade na agropecuária frente aos ERNAs de alto rendimento assim como a presença de empregos no setor público no segundo grupo. Na agropecuária, há apenas empregados no setor privado e 61% deles não têm carteira assinada. No grupo ERNAalto, 53% são empregados com carteira assinada e 19% são empregados no setor público. Em relação aos grupos de ocupações (CBOs), na agropecuária, 53% se enquadravam em ocupações elementares; nos ERNAalto, apenas 24% estavam em ocupações elementares.

Quando à escolaridade média dos grupos, o perfil é bastante divergente. Na agropecuária, 34% dos empregados tinham até 4 anos de estudo, nos ERNAs de alto rendimento a parcela era de 11%; para os níveis de escolaridade de 12 anos de estudo ou mais, a participação na agropecuária é de 14% e no ERNA de alto rendimento, de 51%.

O grupo de empregados na agropecuária apresenta características médias que explicam 42% do diferencial de salário em favor dos empregados em ERNAalto, refletindo diferenças composicionais nas características observáveis dos trabalhadores entre os setores. Alvares (2020), analisando o diferencial salarial entre os setores agrícola e não agrícola (indústria e serviços) para trabalhadores (urbanos e rurais)

⁴ Resultados não são apresentados, disponíveis mediante solicitação aos autores.

brasileiros, encontrou que as características individuais e os controles regionais explicavam de 35% a 38% do gap, no período de 1995 a 2013.

Os 58% do diferencial restantes se devem ao efeito não explicado, ou, decorrem de diferenças nos retornos a essas características no mercado de trabalho⁵. Essas diferenças de retornos entre setores para trabalhadores com características semelhantes podem derivar de mecanismos como imperfeições de mercado que restringem a mobilidade intersetorial, da existência acordos de *rent-sharing* específicos setoriais ou de diferenciais compensatórios – nesse último caso, captando inclusive compensações não monetárias, como rendas agrícolas não mensuradas de autoconsumo (ALVAREZ, 2020). E, como o presente estudo não dispõe de dados longitudinais, o efeito não explicado também capta diferenças composicionais nas características médias não observadas entre os setores.

Alvarez (2020) encontrou que é bastante limitado o papel dos mecanismos que geram remunerações diferentes para trabalhadores semelhantes (em características observáveis e não observáveis) em explicar o diferencial global de salários entre agropecuária e setores não agrícolas no mercado de trabalho formal no Brasil. A maior parte do diferencial seria explicado por diferenças na composição setorial da mão de obra, seja pelas diferenças médias nas características observáveis ou não observáveis. Considerando os resultados de Alvarez (2020), dos 58% do diferencial global entre os salários na agricultura e em ERNAalto encontrados nos nossos resultados, a maior parte pode ser devida a diferenças nas características não observáveis médias.

Os resultados mostram que não há diferencial salarial médio significativo entre empregos na agropecuária e em atividades não agrícolas de baixo rendimento no meio rural e que, do diferencial entre a agropecuária e as atividades não agrícolas de alto rendimento, a maior parte pode estar relacionada às características da mão de obra, de capital humano, demográficas e do trabalho. Esses resultados indicam que, de modo geral, o potencial dos empregos não agrícolas em gerar ganhos via realocação setorial ou saída de trabalhadores da agropecuária é limitado pelas características médias, observáveis ou não, diferentes entre os grupos. Se a diferença salarial fosse determinada em grande medida por estruturas de remuneração diferentes entre os setores, o trabalhador agropecuário estaria recebendo salários inferiores frente a seus pares e a realocação poderia implicar em ganhos.

Caso os diferenciais e seus determinantes fossem heterogêneos ao longo da distribuição de salários, o resultado médio poderia ser pouco informativo e esconder questões relevantes. A seguir, são apresentados os resultados da aplicação da decomposição proposta por Firpo, Fortin e Lemieux (2018). Para ilustrar, a Figura 1 apresenta as análises de decomposição dos diferenciais para os diferentes quantis.

⁵ A decomposição do efeito não explicado em contribuições de indicadores individuais não é feita pois, no método tradicional de OB, essa não é adequada – os resultados não podem ser unicamente determinados, sendo dependentes da escolha de categoria base e de decisões de mensuração das variáveis (JONES, 1983; JANN, 2008).

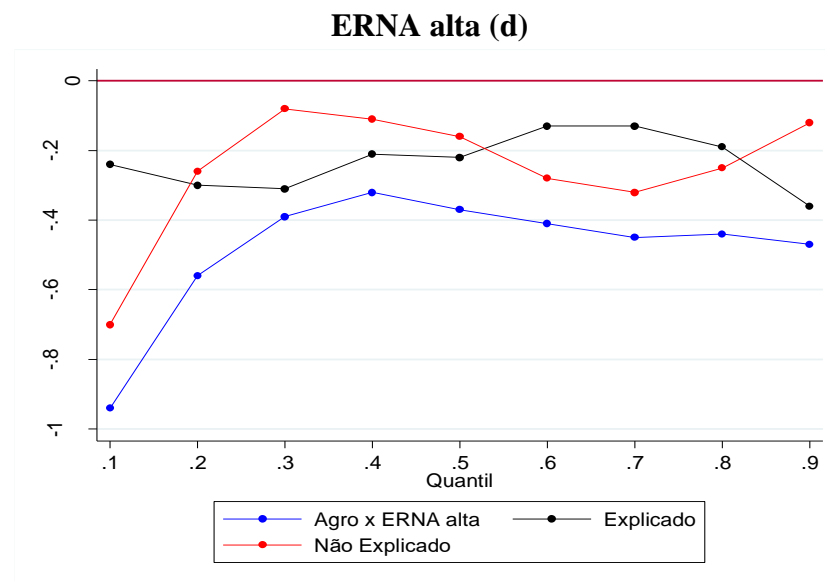
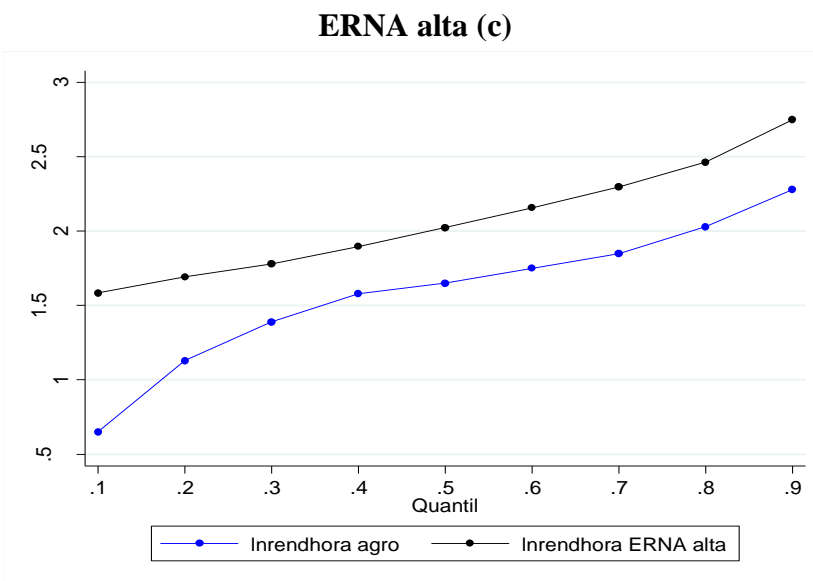
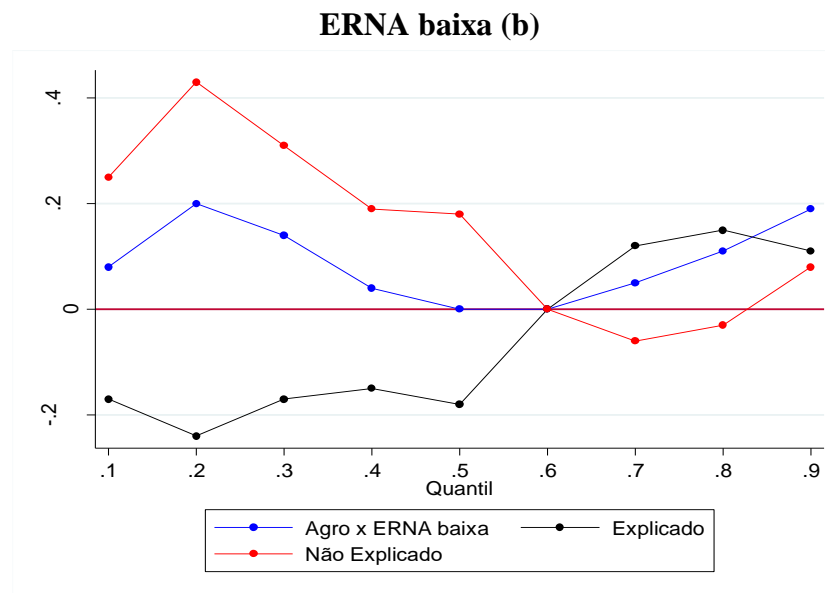
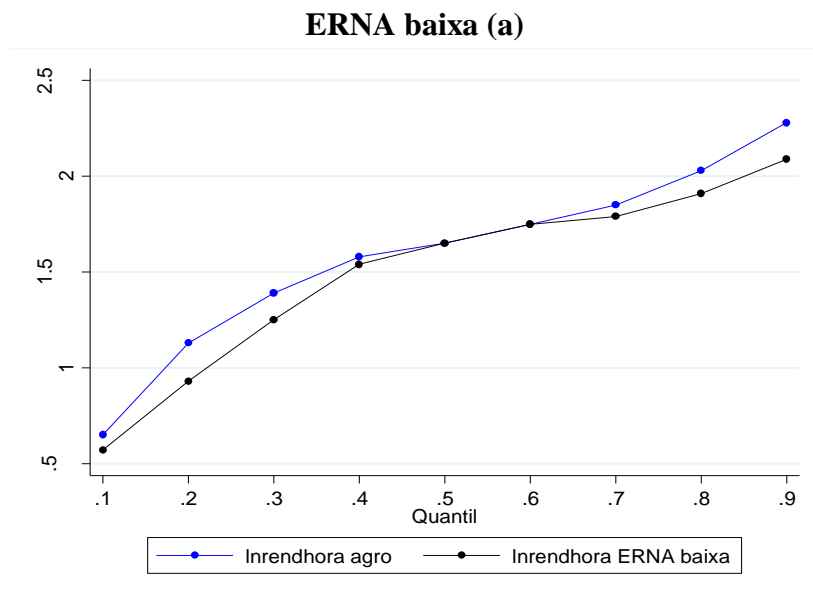


Figura 1 - Por quantis: log do salário-hora para residentes rurais empregados na agropecuária e em ERNA de baixa (a) e alto rendimento (c); diferenciais de rendimentos e efeitos explicado e não explicado (b e d).

Fonte: Resultados da pesquisa.

Em (a) e (b) na Figura 1, comparam-se os empregados na agropecuária com os empregados em ERNAbaixo. Nota-se que, embora em média não haja diferencial relevante, os cenários são distintos nos extremos da distribuição. Nos três primeiros e nos três últimos quantis, há diferença de salário em favor dos trabalhadores da agropecuária. Embora a comparação com as análises das médias da Tabela 3 não seja direta, esse diferencial pode estar superestimado por não corrigir para o viés de seleção.

A Figura 1 (b) mostra resultados interessantes. Na parte inferior da distribuição salarial, o efeito explicado atua em direção contrária para explicar o diferencial positivo em favor dos empregos na agropecuária. Então, os trabalhadores dos quantis inferiores dos empregos não agrícolas possuem características médias observáveis que garantiriam salários superiores aos da agropecuária, mas, fatores não explicados por essas características fazem que os salários sejam menores. Do 7º quantil em diante o cenário é oposto, com o diferencial positivo de salários, em favor da agropecuária, sendo explicado em grande medida pelo fato de os trabalhadores desses quantis da agropecuária apresentarem características médias observáveis superiores.

Nas partes (c) e (d) da Figura 1, comparam-se a agropecuária e os empregos não agrícolas de alto rendimento. Pela própria definição adotada para ERNAalto, esperava-se o que se observa na Figura 1 (c): os diferenciais salariais são em favor a ERNAalto em todos os quantis, e mais acentuados nos quantis inferiores da distribuição. Nota-se, ainda: i) os diferenciais se amenizam ao longo da distribuição até o quarto quantil, se estabilizando a partir de então (com o salário médio da agropecuária representando entre 50-60% do médio em ERNA de alto rendimento nos mesmos quantis); ii) o efeito explicado contribui para o diferencial negativo contra a agropecuária ao longo de toda a distribuição, indicando que os trabalhadores da agropecuária são sistematicamente diferentes, em observáveis, daqueles que ingressam em ERNAs de alto rendimento; e, iii) também há, ao longo de toda a distribuição, um prêmio salarial nos empregos não agrícolas, indicando um maior retorno às características nesse setor frente ao agropecuário.

A análise por quantil corrobora as conclusões obtidas no estudo das médias. Parece não haver vantagens para que empregados da agropecuária ingressem no setor não agrícola de baixo rendimento; ao contrário, sobretudo para os primeiros cinco quantis mais baixos da distribuição salarial, parece haver um prêmio em favor da agropecuária. Ao se comparar a agropecuária com os empregos não agrícolas de alto rendimento, há um diferencial salarial elevado ao longo de toda a distribuição, o que indicaria a possibilidade de ganhos via realocação setorial do fator trabalho. Mas, parte relevante desse diferencial deve-se a diferenças nas características médias observáveis dos grupos – sobretudo para os menores quantis da distribuição, em que se encontram os empregados da agropecuária que mais necessitam de atenção no que concerne a estratégias para redução da pobreza. Nesses casos, o estímulo aos desenvolvimentos locais da economia não agrícola pode não ser saída factível para melhoria de renda desses trabalhadores caso não seja acompanhado de políticas que incentivem o acúmulo de capital humano.

Considerações finais

Os resultados desse estudo reforçam evidências da literatura sobre os determinantes de inserção em ERNA e mostram que, após uma década de mudanças na economia rural e agrícola, pouco se alterou nesse sentido: a probabilidade de inserção é maior para mulheres, pessoas de maior escolaridade e residentes no Nordeste, Sudeste e Norte. Todavia, ao se distinguir entre níveis de rendimento dos ERNAs, identificou-se maior probabilidade de inserção para homens em empregos de alto rendimento. Em relação a faixas etárias, constatou-se recuo expressivo de

probabilidade de estar na agropecuária ou em ERNAs de baixo rendimento para pessoas com mais de 16 anos de estudo.

Os resultados da análise de decomposição dos diferenciais médios de rendimentos, em conjunto com outras evidências da literatura, indicaram que não há diferencial significativo entre empregos na agropecuária e em ERNAs de baixo rendimento no meio rural e que, do diferencial significativo entre a agropecuária e os ERNAs de alto rendimento, a maior parte pode estar relacionada às características da mão de obra (relativas ao capital humano, demográficas e do trabalho).

A análise por quantil reforçou as evidências de não parecer haver vantagens para que empregados da agropecuária ingressem em ERNA de baixo rendimento; ao contrário, sobretudo para os primeiros cinco quantis mais baixos da distribuição salarial, há um prêmio em favor da agropecuária. E, na comparação com os ERNAs de alto rendimento, embora haja um diferencial salarial elevado ao longo de toda a distribuição, parte relevante deve-se a diferenças nas características médias observáveis dos grupos – sobretudo para os menores quantis da distribuição, em que se encontram os empregados da agropecuária que mais necessitam de atenção no que concerne a estratégias para redução da pobreza.

Tais resultados carregam evidências quanto ao baixo o potencial dos ERNA brasileiro em gerar ganhos de rendimento via realocação setorial ou saída de trabalhadores da agropecuária. Embora de baixo potencial, entende-se que tal limitação é passível de ser transposta, quando acompanhada de políticas que estimulem o aumento da acumulação de capital humano, o que deve ser prioridade em termos de políticas públicas que visem a ampliação dos rendimentos no meio rural.

Referências

ALMEIDA, A. N. DE; BRAVO-URETA, B. E. Agricultural productivity, shadow wages and off-farm labor decisions in Nicaragua. *Economic Systems*, 43, 99-110. 2019 doi:10.1016/j.ecosys.2018.09.002.

ALVES, E.; SOUZA, G.S.; ROCHA, D.P. Lucratividade da agricultura. *Revista de Política Agrícola*, n. 2, 2012.

ALVAREZ, J. A. The agricultural wage gap: Evidence from Brazilian micro-data. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 12, n. 1, p. 153-73, 2020.

BANCO MUNDIAL. Effects of the business cycle on social indicators in Latin America and the Caribbean: when dreams meet reality. *The World Bank*, p. 70, 2019.

BECKER, G. S. Investment in human capital: A theoretical analysis. *Journal of political economy*, v. 70, n. 5, Part 2, p. 9-49, 1962. <https://doi.org/10.1086/258724>

CASTRO, N. R.; BARROS, G. S. C. Increasing labor income and real unit labor costs in Brazilian agrobusiness. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 60, 2021.

BUAINAIN, A. M.; ALVES, E.; SILVEIRA, J. M. D.; NAVARRO, Z. Sete teses sobre o mundo rural brasileiro. *Revista de Política Agrícola, Brasília*, v. 22, n. 2, p. 105-121, 2013.

CASTRO, N.R. Two essays assessing the agribusiness labor market. 2018. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, São Paulo. 2018.

CEPEA - Centro De Estudos Avançados em Economia Aplicada. PIB do Agronegócio Brasileiro. Disponível em:

https://www.cepea.esalq.usp.br/upload/kceditor/files/Cepea_PIB_2018_Mar19.pdf. Acesso em 20 de março de 2022.

CONTERATO, M.A.; SCHINEIDER, S.; FERNANDES, L.L.; LIBARDONI, P.J. O consumo intermediário na agricultura: uma comparação entre agricultura familiar e não familiar no Brasil e nas regiões Sul e Nordeste. *Rev. Econ. NE*, Fortaleza, v. 45, p. 63-81, out./dez., 2014.

CHRISTIAENSEN, L.; RUTLEDGE, Z.; TAYLOR, J. E. 2020. The Future of Work in Agriculture: Some Reflections. Policy Research Working Paper; No. 9193. World Bank, Washington, DC. Disponível em: <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/33485>. Acesso em 10 de março de 2022.

DE MESQUITA, S. P.; SAMPAIO, L. M. B.; DE BRITO RAMALHO, H. M.; DE ARAÚJO JÚNIOR, I. T. A Oferta de Trabalho Não Agrícola no Meio Rural: Evidências para o Nordeste e Brasil. *Revista EconomiA*, v.11, n.4, 2009.

FERREIRA, F. H. G.; LANJOUW, P. Rural nonfarm activities and poverty in the Brazilian Northeast. *World Development*, v.29, n.3, 509–528, 2001. [https://doi.org/10.1016/S0305-750X\(00\)00111-X](https://doi.org/10.1016/S0305-750X(00)00111-X)

FIRPO, S. P., FORTIN, N. M. & LEMIEUX, T. Unconditional Quantile Regressions. *Econometrica*, New Haven, v. 77, p. 953–973. 2009. <https://doi.org/10.3982/ECTA6822>

FIRPO, S. P.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions. *Econometrics*, v. 6, n. 2, p. 28, 2018. <https://doi.org/10.3390/econometrics6020028>.

HAGGBLADE, S., HAZELL, P., & REARDON, T. The Rural Non-farm Economy: Prospects for Growth and Poverty Reduction. *World Development*, v. 38, n. 10, 1429–1441, 2010. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2009.06.008>

HECKMAN, J. J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, New Haven, v. 47, p. 153–161.

HUBER, M; MELLY, B. Quantile Regression in the Presence of Sample Selection. School of Economics and Political Science, Department of Economics, University of St. Gallen.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua – Notas Metodológicas, Rio de Janeiro, 2019.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua – Notas Técnicas versão 1.6, Rio de Janeiro, 2014.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/9173-pesquisa-nacional-por-amostra-de->

domicilios-continua-trimestral.html?edicao=33030&t=microdados. Acesso em 20 de março de 2020.

JANN, B. The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal, California*, v. 8, p. 453–479. 2008. <https://doi.org/10.1177/1536867X0800800401>

JONASSON, E.; HELFAND, S. M. How Important are Locational Characteristics for Rural Non-agricultural Employment? Lessons from Brazil. *World Development*, v. 38, n. 5, 727–741, 2010. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2009.11.020>

KAGEYAMA, A.; HOFFMANN, R. Pobreza no Brasil: uma perspectiva multidimensional. *Economia e Sociedade, Campinas*, v. 15, n. 1 (26), p. 79-112, jan./jun. 2006.

KOENKER, R. & BASSETT JR., G. Regression quantiles. *Econometrica, NewHaven*, v. 46, p. 33-50. 1978. Disponível em: <https://people.eecs.berkeley.edu/~jordan/sail/readings/koenker-bassett.pdf>

KOENKER, R. *Quantile Regression*. Cambridge: Cambridge University Press. 2005.

LIMA, J. R. F. DE; PIACENTI, C. A. O Papel das Rendas Não-agrícolas para Redução da Pobreza e Concentração na Região Sul. *Análise Econômica*, v. 27, n. 52, 51–73, 2009.

LIMA, J. R. F. DE; SANTOS, D. Efeito das Rendas Não-Agrícolas para Redução da Pobreza e Concentração. *Revista Econômica Do Nordeste*, v. 40, n. 2, 263–282, 2009.

MAIA, A.G.; SAKAMOTO, C.S. A nova configuração do mercado de trabalho agrícola brasileiro. In: BUAINAIN, A.M.; ALVES, E.; SILVEIRA, J.M.; NAVARRO, Z. *O mundo rural no Brasil do século 21: a formação de um novo padrão agrário e agrícola*. Brasília: Embrapa, 2014.

NEY, M. G.; HOFFMANN, R. A contribuição das atividades agrícolas e não-agrícolas para a desigualdade de renda no Brasil rural. *Economia Aplicada*, v. 12, n. 3, 365–393, 2008. <https://doi.org/10.1590/S1413-80502008000300002>.

NEUMAN, S., OAXACA, R.L. Wage Decompositions with Selectivity-Corrected Wage Equations: A Methodological Note. *The Journal of Economic Inequality* v.2, n.1, 3–10, 2004. <https://doi.org/10.1023/B:JOEI.0000028395.38694.4b>.

REARDON, T., STAMOULIS, K., BALISACAN, A., CRUZ, M. E., BERDEGUÉ, J., & BANKS, B. Rural non-farm income in developing countries. *The state of food and agriculture*, 1998, 283-356.

REARDON, T.; BERDEGUÉ, J.; ESCOBAR, G. Rural Nonfarm Employment and Incomes in Latin America: Overview and Policy Implications. *World Development*, v. 29, n. 3, 2001.

REIMERS, C. Labor Market Discrimination Against Hispanic and Black Men. *Review of Economics and Statistics, Cambridge*, v.65, p.570–79.1983. <https://doi.org/10.2307/1935925>.

SAKAMOTO, C. S.; NASCIMENTO, C. A.; MAIA, A. G. As famílias pluriativas e não agrícolas no rural brasileiro: condicionantes e diferenciais de renda. *Revista de Economia e*

Sociologia Rural, v. 54, p. 561-582, 2016. <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-94790540309>.

SCHULTZ, Theodore W. Investment in human capital. The American economic review, p. 1-17, 1961. <https://www.jstor.org/stable/1818907>.

TÖPFER, M. Detailed RIF decomposition with selection: The gender pay gap in Italy. Hohenheim Discussion Papers in Business, Economics and Social Sciences 26-2017, University of Hohenheim, Faculty of Business, Economics and Social Sciences.