

DETERMINANTES DA RENDA NA ATIVIDADE AGRÍCOLA: O EFEITO DO CAPITAL HUMANO E DO CAPITAL FÍSICO NO BRASIL EM 2004 E 2015¹

Daniel da Silva Barros²

RESUMO: O objetivo deste artigo é analisar o efeito de alguns determinantes do rendimento agrícola no Brasil, nos anos 2004 e 2015, destacando o efeito da escolaridade sobre o rendimento após a inclusão de alguma medida de riqueza na equação de rendimento. A base de dados utilizada é a Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios de 2004 e 2015. As análises são realizadas por meio de regressões de rendimento para pessoas ocupadas no setor agrícola, em que se considera, além das variáveis explanatórias comumente usadas na literatura, a inclusão da área dos empreendimentos agrícolas e a condição de ser proprietária da terra, como medida indicativa da riqueza. Os resultados obtidos mostram que a inclusão na equação de rendimento de variável Proxy para o capital físico reduz a influência da escolaridade de 6,8% para 5,1% no valor esperado da renda, para cada ano estudado em 2004. A redução indica que o efeito escolaridade em regressão que não considera alguma medida alusiva de riqueza está superestimado. Em 2015, apenas a metade dos residentes na área rural desenvolve seu trabalho principal na atividade agrícola: no estado de São Paulo chega a ser apenas 30,6% dos moradores rurais envolvidos no setor agrícola. E mais: um aumento de 1% na área do empreendimento tendeu a ampliar a renda esperada em 0,12% em 2004 e 0,07% em 2015, indicando que esta variável é significativa na determinação da renda na atividade agrícola.

Palavras-chave: agricultura, escolaridade, renda e área da terra.

DETERMINANTS OF INCOME IN AGRICULTURAL ACTIVITY: THE EFFECT OF HUMAN CAPITAL AND PHYSICAL CAPITAL IN BRAZIL IN 2004 AND 2015

ABSTRACT: This article aims to analyze the effect of certain determinants of agricultural income in Brazil for the years 2004 and 2015, highlighting the impact of education on income after including a measure of wealth in the income equation. The data used is from the National Household Sample Survey of 2004 and 2015. The analyses are conducted through income regressions for individuals employed in the agricultural sector, considering not only the explanatory variables commonly used in the literature but also including the area of agricultural enterprises and land ownership status as an indicative measure of wealth. The results show that the inclusion of a proxy variable for physical capital in the income equation reduces the influence of education from 6.8% to 5.1% in the expected income value for each year studied in 2004. This reduction indicates that the educational effect in a regression that does not consider some wealth-related measure is overestimated. In 2015, only half of the rural residents engage in agricultural activities as their main occupation, with the State of São Paulo having only 30.6% of rural residents involved in the agricultural sector. Furthermore, a 1% increase in the enterprise's area tended to increase expected income by 0.12% in 2004 and 0.07% in 2015, indicating that this variable is significant in determining income in agricultural activity.

Key-words: agriculture, education, income and land area.

JEL classification: D31, J43, Q10.

¹Registrado no CCTC, REA-05/2021.

²Economista, Doutor, Professor Associado, Universidade Estadual de Londrina (UEL), Londrina, PR (e-mail: dbarros@uel.br).

1 - INTRODUÇÃO

Entre 2001 e 2014, o grau de desigualdade de renda no Brasil caiu de forma contínua, mas passou a apresentar uma leve reversão a partir de 2015 em consequência da crise econômica instalada, com efeitos drásticos, principalmente no mercado de trabalho. Contudo, o país continua com a desigualdade extremamente elevada, figurando entre os países com maior grau de concentração de renda do mundo. Segundo o PNUD (2019), em 2018, o Brasil ocupou o posto de 7º país mais desigual do mundo, medido pelo coeficiente de Gini; em termos de concentração de renda, o país assume o segundo lugar, em que 28,3% da renda está concentrada nas mãos de 1% da população.

Ao longo da história, é possível elencar vários fatores estruturais que têm contribuído para manter o país em níveis elevados de desigualdade de renda, tais como as diferenças de escolaridade entre pessoas, a repartição de riqueza, as desigualdades do desenvolvimento entre regiões e os contrastes inter-setoriais. Em 2001, o rendimento médio das pessoas ocupadas com atividade principal no setor agrícola era menos da metade do valor da renda média na indústria e no setor de serviços (Ney; Hoffmann, 2003a). Alguns conseguem sair da pobreza, enquanto outros não encontram oportunidades nem dispõem dos recursos necessários para superar a linha da pobreza, perpetuando assim as diferenças de rendimentos. Frequentemente, o nível de vida de uma pessoa na sociedade continua sendo influenciado por sua origem étnica, sexo ou pela riqueza e escolaridade dos pais.

O estudo da desigualdade de rendimentos no setor agrícola é importante, tanto pela inferioridade de sua renda média em relação à indústria e serviços como também porque a disparidade é elevada e resistente ao longo do tempo, mesmo diante de variações convergentes. A pobreza rural no Brasil sempre foi muito elevada e estável, no entanto, a partir de 2003, a pobreza rural no país iniciou uma trajetória de declínio acentuado. Para Helfand, Rocha e Vinhais

(2009), a pobreza rural caiu 16 pontos percentuais no período de 1998 a 2005, explicada tanto pela queda na desigualdade quanto pelo crescimento da renda no setor agrícola.

O objetivo deste trabalho é avaliar o efeito de alguns determinantes da renda agrícola, em especial conferir a alteração do efeito da escolaridade sobre o rendimento a partir da inclusão de medidas de riqueza nas equações de rendimento. Para tanto, analisa-se algumas variáveis como renda média, escolaridade, diferenças regionais e grau de desigualdade de renda de pessoas ocupadas na atividade agrícola da economia brasileira nos anos de 2004 e 2015. A base de dados utilizada é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) dos referidos anos. Especificamente, o estudo estimará equações de rendimento pelo método dos mínimos quadrados, ajustando as regressões para verificar a influência da área dos empreendimentos agrícolas no rendimento de todos os trabalhos das pessoas ocupadas no setor agrícola; além da escolaridade e área do empreendimento, consideram-se outras variáveis geralmente usadas nas análises de regressão: sexo, idade, posição na ocupação, tempo semanal de trabalho, situação do domicílio (rural ou urbano), cor e região.

O trabalho está dividido em cinco seções, contando com esta introdução. Na próxima seção, faz-se uma discussão a respeito da desigualdade de renda na economia brasileira, dando atenção para o rendimento do trabalho agrícola, e relatam-se algumas evidências empíricas de pesquisa que tratam do tema; na terceira seção, descreve-se a base de dados e a metodologia usada no trabalho, essencialmente a estimação de equações de rendimento pelo método dos mínimos quadrados; na quarta seção, apresenta-se a descrição das análises realizadas, começando com o relato das principais características das pessoas ocupadas na economia brasileira e no setor agrícola; na sequência, estimam-se as equações de rendimento das pessoas ocupadas no setor agrícola. Por último, na quinta seção, apresentam-se as considerações finais do trabalho.

2 - DISCUSSÃO SOBRE A DESIGUALDADE DE RENDA NO TRABALHO AGRÍCOLA E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

O trabalho de Langoni (1973) é um dos primeiros estudos a utilizar dados correspondentes à população sobre distribuição de renda no Brasil. O autor comparou as informações do Censo Demográfico de 1960 com os de 1970 e detectou um aumento extraordinário na concentração da renda no país no decorrer da década de 1960, quando o índice de Gini passou de 0,50 para 0,57 entre os dois censos, significando um acréscimo de 14% no índice. Desde então, o Brasil é apresentado como um dos países do mundo com as maiores desigualdades sociais, bem como o país com maior crescimento da desigualdade em uma década.

Uma explicação apresentada por Langoni (1973) aponta para o rápido crescimento econômico, caracterizado pela intensa expansão dos setores mais modernos da economia e a introdução expressiva de novas tecnologias. Para o autor, este processo levou ao desequilíbrio no mercado de trabalho por beneficiar as categorias mais qualificadas, com ganhos salariais acima da média, uma vez que a oferta de mão de obra qualificada é mais inelástica. Como resultado, houve uma redução da participação relativa da renda dos indivíduos mais pobres, com redução do nível de pobreza no país, porque o crescimento econômico provocou um aumento dos rendimentos absolutos em todos os estratos de renda.

Outra corrente que tenta explicar este acelerado processo de concentração de renda na década de 1960 responsabiliza a política econômica do governo militar. Hoffmann e Duarte (1972) relacionam as políticas de arrocho salarial, a perseguição a sindicatos, o declínio de impostos diretos, os incentivos fiscais, entre outras, como as principais causas para o aumento da desigualdade social deste período.

Até o início do século XXI, quase 30 anos da apresentação desses argumentos, pode-se dizer que os fatos não confirmaram as explicações apontadas por Langoni (1973), pois a partir de 1980 ocorreu intenso arrefecimento do ritmo de expansão da economia, com redução no PIB *per capita* em alguns anos.

Além disso, houve crescimento da mão de obra qualificada, reflexo da considerável melhora da situação educacional brasileira, embora tenha ocorrido em ritmo aquém do necessário para fazer o país superar o atraso educacional histórico. Mesmo assim, esses fatores não acarretaram uma queda substancial na desigualdade, que permaneceu elevada.

Em relação à ênfase atribuída à política repressiva do governo militar indicada por Hoffmann e Duarte (1972), é passível de duras críticas, uma vez que a abertura política, a reconquista da liberdade sindical e o grande número de trabalhadores fora da legislação trabalhista não tiveram um efeito evidente no sentido de abrandar a desigualdade. Tem-se, portanto, que perduram as disparidades de distribuição de rendas ao longo dos anos, em que a diferença de remuneração do setor agrícola e não agrícola continua sendo um fator importante nessa análise.

Ferreira *et al.* (2006) descrevem a evolução da desigualdade no Brasil no período de 1981 a 2005, com os dados da PNAD. Os autores buscam identificar possíveis determinantes do comportamento da desigualdade dos rendimentos no Brasil, dividindo-os em dois períodos com um corte em 1993. Para o primeiro período, de 1981 a 1993, a desigualdade de renda brasileira apresentou tendência ascendente, quando atingiu o ponto máximo em 1989. Os autores colocam que este aumento da desigualdade parece estar associado a dois fatores: o primeiro, relacionado à maneira como aconteceu o avanço do nível de educação da força de trabalho, que colaborou para piorar a desigualdade entre os diferentes grupos educacionais; o segundo, voltado ao aumento da desigualdade no período de 1981 a 1993, refere-se à crescente e extremamente elevada taxa de inflação do período, a qual passou de 80% a.a., para 1.509% a.a. de 1980 a 1990. A análise de correlação indica uma associação entre a inflação e a elevação da desigualdade para o período de inflação alta. Fica evidente que o avanço do nível educacional no setor agrícola não ocorre no mesmo ritmo de outros setores, nem de maneira homogênea em todas as regiões, pois a necessidade e uso de novas tecnologias acontecem nos setores industrial e de serviços concentrados em localidades específicas.

Para o segundo período, de 1993 a 2005, Ferreira *et al.* (2006) destacam alguns aspectos que levaram à redução da desigualdade, tais como: a forte convergência entre as rendas médias das áreas urbanas e rurais, principalmente o desenvolvimento do setor agrícola, que pode ter provocado um significativo impacto na diminuição da desigualdade. O segundo aspecto diz respeito ao expressivo aumento no volume e focalização das camadas inferiores de renda das políticas de transferências do governo, sobretudo no período pós 2001. Além desses fatores, os autores ressaltam o papel da estabilidade macroeconômica viabilizada pelo Plano Real, que reduziu a inflação e, conseqüentemente, seu efeito na ampliação da desigualdade, assim como o papel do Salário mínimo (SM), que sofreu sucessivos aumentos reais a partir da segunda metade da década de 1990. Portanto, é natural presumir que o SM tenha desempenhado um papel importante na queda da desigualdade.

A relação dos efeitos da política de reajuste do SM sobre a melhoria da distribuição de renda é analisada por Saboia e Hallak Neto (2018), que utilizaram os dados da PNAD e Sistema de Contas Nacionais (SCN/IBGE), para o período de 2000 a 2016. Analisaram a partir do cálculo das elasticidades dos rendimentos em relação ao SM, utilizando o rendimento familiar *per capita* e, também, a distribuição funcional da renda. De acordo com os autores, na distribuição do rendimento familiar *per capita*, o SM explica mais da metade da queda do índice de Gini entre 2004 e 2013. Advertem que a eficiência do SM em termos de redução das desigualdades de renda das pessoas/famílias está se exaurindo, pois, mesmo diante de elevadas taxas de crescimento do SM, a queda do índice de Gini vai diminuindo.

Barros *et al.* (2006), analisando os determinantes da queda da desigualdade no Brasil, no período de 2001 a 2005, por meio de simulações contrafactuais para identificar e quantificar a contribuição dos determinantes mais próximos, afirmam que o grau de desigualdade de renda declinou de forma acentuada e contínua no período analisado. De acordo com as estimativas apresentadas, a contribuição da renda não derivada do trabalho explica cerca

de 42% a 48% da redução na desigualdade de renda, ao passo que a renda derivada do trabalho por trabalhador contribui com algo situado entre 32% e 46%.

Helfand, Rocha e Vinhais (2009) decompõem as variações da pobreza rural em componentes de crescimento e de desigualdade de renda no período de 1992 a 2005, com os dados das PNADs de 1992, 1998 e 2005. Fixaram a linha de pobreza correspondente a meio salário mínimo, convertendo a renda domiciliar *per capita* e a linha de pobreza em valores constantes de setembro de 2005, pelo deflator INPC do IBGE. Os autores concluem que a queda na desigualdade de renda no Brasil não se restringiu apenas às áreas urbanas do país, mas a redução foi mais acentuada nas áreas rurais, principalmente no período de 1998 a 2005. Neste período, a renda média rural cresceu mais do que a renda média urbana, contribuindo para a queda na desigualdade nacional, por dois motivos: tanto a diminuição na diferença de renda média entre áreas urbanas e rurais, como também pela acentuada queda da desigualdade no meio rural. Portanto é interessante analisar quais são os determinantes do rendimento no ambiente agrícola e qual o papel exercido pela escolaridade na composição dessa renda.

No estudo realizado por Ney e Hoffmann (2003b) com o objetivo de avaliar se, nas equações de rendimento sem a inclusão de medidas da riqueza, possivelmente há superestimação do efeito da escolaridade, os autores utilizaram os dados da PNAD de 2001, além das variáveis comumente consideradas em equações de rendimentos ajustadas para o setor agrícola, incluíram a área do empreendimento como variável explanatória, indicativa da riqueza da pessoa. Concluíram que ao inserir a área do empreendimento na regressão, observou-se uma considerável queda da influência da escolaridade na conformação da renda. Os autores, baseados nas equações de rendimentos estimadas, afirmam que as duas variáveis usadas para medir a riqueza das pessoas, a posição na ocupação e a área do empreendimento agrícola foram os dois principais condicionantes da desigualdade de renda entre os agricultores; em seguida, vêm as horas trabalhadas, região e escolaridade, sendo as outras variáveis menos importantes no ajustamento da renda.

A distribuição da posse da terra é uma variável que influencia a distribuição da renda no ambiente rural. Hoffmann (2011) analisou a distribuição da posse da terra entre empreendimentos agrícolas, utilizando os dados da PNAD de 2009, e estimou as equações de rendimentos, incluindo o logaritmo da área de terra do empreendimento agrícola nas variáveis explanatórias para os indivíduos na posição de ocupação de empregador e dos de conta própria; considerou também o fato de a pessoa ser o proprietário da terra ou não. Detectou que a estimativa da elasticidade do rendimento em relação à área do empreendimento é 0,1116, se a pessoa não for proprietária da área. No caso de proprietário, a elasticidade passa para 0,1371. Segundo o autor, dentre os determinantes do rendimento de pessoa ocupada na agricultura brasileira, não há dúvida que a área de terra do empreendimento assume grande importância.

Jesus e Hoffmann (2015) analisaram a evolução da distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil, no período de 1995 a 2014, destacando os domicílios cuja pessoa de referência exerce atividade principal no setor agrícola. Os autores compararam o efeito dos domicílios agrícolas e não agrícolas na queda da desigualdade de distribuição de renda e encontraram que nos domicílios não agrícolas o rendimento do trabalho contribuiu com 61% da redução do índice de Gini, estimando que as transferências do governo federal influenciaram em 18% dessa redução. Ao considerar os domicílios agrícolas, os resultados se invertem, com 23% e 64% da redução do índice de Gini associada ao rendimento do trabalho e as transferências do governo, respectivamente. Os autores constatam que a participação da renda agrícola na determinação do índice de Gini global é pequena, menos de 3%, mostrando a limitação de políticas agrícolas com objetivos de reduzir a desigualdade do país, indicando que política de reforma agrária têm pequeno impacto na redução da desigualdade da distribuição de renda no Brasil.

Diante do exposto, fica evidente que o rendimento agrícola tem pequena participação no rendimento total do Brasil e, portanto, baixa influência na determinação do índice de Gini do país. No entanto,

é conveniente analisar os determinantes da renda auferida no meio agrícola, pois este rendimento tem contribuído para reduzir as desigualdades sociais nos últimos anos, e pode ser objeto de políticas públicas no sentido de melhorar a qualidade de vida na área rural. Também vale destacar que, os trabalhos que utilizam a área da terra do empreendimento como *proxy* da riqueza, consideram que essa variável assume um papel importante na determinação do rendimento da atividade agrícola brasileira.

3 - DESCRIÇÃO DOS DADOS E METODOLOGIA

Nesta seção faz-se a descrição da base dados utilizados no trabalho, em seguida expõe-se a metodologia usada na análise, que é a regressão das equações de rendimento das pessoas ocupadas na atividade agrícola.

3.1 - Informações sobre os Dados

Para analisar os determinantes da renda no setor agrícola brasileiro utilizam-se os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), disponibilizados pelo IBGE, relativos aos anos de 2004 e 2015. O ano de 2004 foi escolhido por ser o primeiro ano em que o IBGE inclui as informações que alcançam todo o território nacional, pois até 2003 a pesquisa não envolvia a área rural dos Estados da região Norte. O ano 2015 foi escolhido por ser o último ano em que o IBGE disponibilizou a PNAD com periodicidade anual, que pesquisava de forma permanente características gerais da população, educação, trabalho, rendimento e habitação, tendo o domicílio como unidade de investigação. A partir de então, passou a divulgar a PNAD Contínua, com metodologia atualizada, que possibilita uma maior abrangência territorial e disponibiliza dados conjunturais trimestrais referentes à força de trabalho em âmbito nacional.

Na utilização de dados pesquisados é interessante citar algumas restrições que são características

inerentes à coleta de dados por meio de entrevista, como é o caso da PNAD; frequentemente as pesquisas na área citam duas limitações: o valor da produção para o autoconsumo não aparece como rendimento domiciliar, principalmente na renda real de pequenos agricultores, para quem esse valor pode ter um peso significativo no sustento familiar; e na auto-declaração dos rendimentos mais elevados podem existir valores subdeclarados. No entanto, apesar dessas restrições, a PNAD apresenta dados importantes para a análise da desigualdade na distribuição de renda no Brasil.

A amostra é composta apenas pelos domicílios particulares permanentes, excluindo dos domicílios as observações referentes a pensionistas, empregados domésticos e os parentes dos empregados domésticos. Para as estimativas das equações de rendimentos consideram-se apenas os indivíduos com atividade desenvolvida na agricultura e com valor positivo na variável (V4718), rendimento mensal de todos os trabalhos, não importando o local de sua residência. As observações da amostra foram ponderadas pelo fator de expansão, adotado pelo IBGE, para transformá-la em valores representativos da população.

Não há na PNAD variáveis que mostrem a riqueza dos indivíduos; sendo assim, a influência do capital físico sobre o rendimento dos agricultores é captada por meio de duas variáveis: a posição na ocupação³ é a primeira *proxy* do capital físico, considerando que a discriminação ocupacional – empregado versus empregador – esteja correlacionada com o acesso à propriedade; a segunda variável é a área utilizada no empreendimento agrícola. A área do empreendimento “quantidade de terra” não é uma variável perfeita para mensurar a riqueza do agricultor, pois o valor do empreendimento depende de outros fatores, tais como: localização, benfeitorias, qualidade do solo, entre outros, mas a área do empreendimento será utilizada como *proxy* da riqueza dos agricultores, especialmente verificando se o agricultor é proprietário ou não da terra utilizada.

Na atividade agrícola, a terra é um fator de produção fundamental, por isso a área do empreendimento deve estar associada ao capital físico dos conta própria e empregadores. Quanto maior a área produtiva, maior será a demanda por mais recursos. Portanto, para melhorar as estimativas dos fatores que determinam a renda agrícola faz-se necessário a inclusão dessa variável na equação de rendimento.

Por causa de dados incoerentes nas extremidades da distribuição, como por exemplo, empreendimentos com 1 m² e outros com um número muito elevado de hectares, foram excluídos da amostra os casos de conta própria e empregador com declaração na PNAD de área inferior a 0,05 ha (500 m²), ou superior a 10.000 ha.

3.2 - ESTIMAÇÃO DAS EQUAÇÕES DE RENDIMENTO

Usualmente aplica-se a metodologia de estimação de equação de rendimentos para aferir como o rendimento de uma pessoa ocupada muda em função de suas características e de sua ocupação. Neste trabalho, as equações de rendimento são ajustadas pelo método dos mínimos quadrados ponderados; é usado o fator de ponderação, elaborado pelo IBGE e divulgado junto com os dados da PNAD, como o fator de expansão correspondente a cada pessoa da amostra.

O rendimento de todos os trabalhos das pessoas ocupadas, terminologia usada pelo IBGE referindo-se ao rendimento obtido de todas as atividades exercidas pela pessoa, é a variável dependente (Y), expressa em logaritmo neperiano.

Algumas variáveis explanatórias serão variáveis binárias com valor igual a 1, se a pessoa faz parte de determinado grupo, ou 0 (zero), caso contrário. Outras assumem o logaritmo neperiano de seus valores.

O modelo geral da equação (1) pode ser expresso por:

³A posição na ocupação descreve a posição de trabalho desenvolvida pelo indivíduo, que pode ser: empregado, com várias categorias de emprego; empregador; conta própria e trabalhador familiar auxiliar.

$$Y = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i X_i + \mu \quad (1)$$

em que α e β_i são parâmetros e μ os erros heterocedásticos; as variáveis explanatórias serão divididas em três grupos: variáveis sobre as características pessoais (sexo, idade, escolaridade e cor); variáveis representando as características do trabalho (horas trabalhadas, regiões do Brasil, localização do domicílio); e variáveis simulando uma *proxy* para o capital físico (posição na ocupação, área do empreendimento e condição em relação ao empreendimento: se é proprietário da terra ou não).

- Uma variável binária para sexo, com valor igual a 1 para mulheres e 0 (zero) para homens.

- A idade da pessoa, para evitar que os coeficientes sejam muito pequenos, será considerada em dezenas de anos; apenas o primeiro grupo começa aos 14 até 20 anos; a partir daí, dos 21 aos 30 anos e assim por diante. Também será usado o quadrado da idade da pessoa, uma vez que Y não varia linearmente com a idade. Sendo assim, se o coeficiente para idade for β_1 , e o coeficiente para a idade ao quadrado for β_2 , deve-se esperar que $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$, e a relação $-\beta_1/(2\beta_2)$ será a idade da pessoa associada ao rendimento máximo.

- Escolaridade (E) utiliza a variável anos de estudos, que assume os valores de 0 (zero) a 15, ou seja, o caso de pessoas sem instrução até 15 anos ou mais de estudos, considerado o curso superior completo.

Em todos os modelos estimados acrescenta-se uma variável binária (Z_1) com valor 0 (zero) para $E \leq 10$, e 1 para $E > 10$, na tentativa de captar o efeito mais intenso da escolaridade sobre a renda a partir dos 10 anos de estudos. Com isso, a equação (2) de rendimentos apresenta dois termos relacionados à escolaridade:

$$Y = \dots + \beta_4 E + \beta_5 Z_1 (E - 10) + \dots \quad (2)$$

Quando $Z_1=0$, a pessoa tem menos de 11 anos de estudos, então um ano adicional de escolaridade corresponde a um acréscimo apenas de β_4 na renda

Y ; a partir de 10 anos de escolaridade, com $Z_1=1$, um ano a mais de estudo está associado a um aumento de $\beta_4 + \beta_5$ em Y .

- A cor branca adotada como base e outras quatro variáveis binárias para fazer a distinção: preta, amarela, parda e indígena. Assim, a equação (3) de rendimentos apenas com as variáveis representando as características pessoais é:

$$Y = \alpha + \beta_1 Sx + \beta_2 Id + \beta_3 (Id)^2 + \beta_4 E + \beta_5 Z_1 (E - 10) + \beta_6 Branca + \dots \quad (3)$$

- Horas de trabalho são o logaritmo do número de horas trabalhadas semanais. Este coeficiente mostra a elasticidade do rendimento em relação ao tempo de trabalho semanal.

- Quatro variáveis binárias para diferenciar seis regiões. A região Nordeste tomada como base. As outras – Norte, Sudeste (Minas Gerais, Espírito Santo e Rio de Janeiro, exceto São Paulo), estado de São Paulo, Sul e Centro-Oeste – assumem o valor 1.

- Uma variável binária para distinguir domicílios urbanos e rurais, em que o domicílio urbano tomado como base.

- Duas variáveis binárias para diferenciar as três posições na ocupação no trabalho principal: empregado, com valor 0 (zero); as outras duas – empregador e conta própria – assumem o valor 1.

- Para captar o efeito da área do empreendimento tomou-se uma variável com valor 0 para os empregados e com valor igual ao logaritmo da área para os empregadores e conta própria.

- Uma variável binária para capturar o efeito do indivíduo proprietário da área do empreendimento, assumindo o valor 1 no caso positivo, e 0 (zero) o contrário (parceiro, arrendatário, posseiro, cessionário e outra condição).

A parte da equação (4) do modelo que considera a área dos empreendimentos agrícolas é:

$$Y = \dots + \beta_{16} Emprdor + \beta_{17} Cpropria + \beta_{18} Z_2 \ln(Area) + \beta_{19} Propriet + \mu \quad (4)$$

Percebe-se que a maneira de incluir o logaritmo da área diverge de como as outras variáveis explanatórias foram incluídas. Considera-se $\beta_{18}Z_2 \ln(Area) = 0$, quando o indivíduo é empregado, pois a área do empreendimento é igual a zero e $Z_2=0$. Se o indivíduo é empregador ou conta própria, o $Z_2=1$ e multiplica o logaritmo da área.

Foram estimadas três equações diferentes para pessoas ocupadas na agricultura. No modelo 1, a primeira equação estimada não foi considerada nenhuma *proxy* para o capital físico; no modelo 2, foi incluída na regressão a posição na ocupação como *proxy* para o capital físico; no modelo 3, acrescenta-se o logaritmo neperiano da área do empreendimento e a condição de proprietário da área.

4 - DESCRIÇÃO E ANÁLISES DOS DADOS

O IBGE utiliza o termo “agrícola” para designar atividades relacionadas com a produção agropecuária, que inclui tanto a agricultura como a pecuária. A silvicultura, a exploração florestal, a pesca e a aquicultura também estão inseridas no setor agrícola. As demais atividades econômicas, que dizem respeito às atividades industriais e de serviços, recebem a nomenclatura de atividades não agrícolas.

Uma observação interessante é a distinção entre setor agrícola e residência rural. O IBGE faz

uma classificação dos domicílios em rurais ou urbanos conforme a legislação de cada município que delimita as áreas consideradas urbanas. O setor agrícola considera a atividade desenvolvida, que pode ser por um residente rural ou urbano. A tabela 1 mostra a evolução das pessoas ocupadas em 2004 e 2015, com os respectivos percentuais de pessoas residentes na área rural, os ocupados que desenvolvem uma atividade agrícola e as pessoas que residem na área rural e exercem uma atividade agrícola.

A tabela 1 mostra que, no período analisado, houve um aumento na quantidade de pessoas ocupadas que declararam valor positivo para o rendimento de todos os trabalhos, de 73,5 milhões para 86,7 milhões de pessoas. Vale salientar que o rendimento do trabalho não se limita aos salários; para os empregadores e conta própria, inclui retirada mensal proveniente do resultado do empreendimento, que pode ser traduzido como lucro ou renda da terra, caso a pessoa seja o proprietário. Mas houve uma redução no percentual de residentes na área rural do Brasil, evidenciando que, no século XXI, o êxodo rural continua acontecendo em todas as regiões do país.

Dos residentes na área rural, quase a metade não exerce atividade principal agrícola; no Estado São Paulo, apenas 30,0% dos residentes rurais têm como ocupação principal a atividade agrícola, percentual este que permaneceu constante de 2004 a 2015, enquanto no Brasil como um todo caiu 17,7% em média.

TABELA 1 - Pessoas ocupadas, porcentagem residente da área rural, porcentagem de pessoas na atividade agrícola e porcentagem de moradores rurais na atividade agrícola, regiões brasileiras, 2004 e 2015

Região	2004				2015			
	Pessoas ocupadas (em 1.000)	Residente rural (%)	Atividade agrícola (%)	Resid. rural na ativ. agrícola (%)	Pessoas ocupadas (em 1.000)	Residente rural (%)	Atividade agrícola (%)	Resid. rural na ativ. agrícola (%)
Norte	5.313	24,9	19,1	57,2	6.630	21,1	15,3	53,8
Nordeste	18.007	24,2	24,0	68,9	20.889	21,2	14,9	50,9
MG+ES+RJ	15.575	9,8	10,0	64,4	18.278	8,9	8,2	56,0
SP	16.911	4,9	4,8	30,0	19.890	3,3	2,9	30,6
Sul	12.015	14,9	12,7	61,2	13.751	12,7	8,8	49,6
C. Oeste	5.678	11,9	12,8	64,6	7.248	9,1	9,4	59,2
Brasil	73.499	14,3	13,5	62,1	86.685	12,1	9,3	51,1

Fonte: Elaborada pelo autor com base nas PNADs de 2004 e 2015 (IBGE, 2020).

4.1 – Análise do Rendimento e Escolaridade das Pessoas Ocupadas

Inicialmente, a tabela 2 mostra algumas características da população de pessoas ocupadas, de acordo com o setor de atividade. Verifica-se que o setor agrícola empregava 13,5% das pessoas ocupadas em 2004, diminuindo para 9,3% em 2015, fato comprovado na tabela 1.

Observa-se que o rendimento médio das pessoas ocupadas no setor agrícola é bem inferior aos outros setores e corresponde a pouco mais de 50% do rendimento médio do setor de serviço. Parte dessa diferença pode ser explicada pela baixa escolaridade em relação aos outros setores. As pessoas do setor agrícola tendem a ter idade mais avançada que nos demais setores, que pode ser reflexo do êxodo rural, quando a nova geração se desloca para cidade em busca de estudo e novas oportunidades, deixando os pais trabalhando no campo.

A distribuição de renda de todos os trabalhos entre pessoas ocupadas no Brasil melhorou, e o Índice de Gini caiu de 0,557 para 0,500. O setor industrial permanece com o índice de Gini menor que os outros setores, nos dois anos analisados. Todos os setores diminuíram a desigualdade de distribuição de renda, porém, a queda no setor de serviço foi maior que na agricultura, fazendo com que, em 2015, o setor agrícola apresentasse o maior índice de Gini.

Um fator que cooperou para a redução da desigualdade da distribuição da renda no Brasil, que

não afetou igualmente todos os setores, foi o aumento real do valor do salário mínimo. A remuneração na indústria e no serviço tende a ser mais atrelada ao salário mínimo do que no setor agrícola. Na agricultura, existem muitos empregados sem carteira e com rendimentos baixos; nesse caso, o salário mínimo não funciona como piso salarial e, conseqüentemente, o crescimento do seu valor real não influenciou para diminuir a desigualdade de renda dentro da categoria.

A mesma análise é apresentada na tabela 3, mostrando apenas as diferenças regionais dentro do setor agrícola. Verifica-se que as divergências foram acentuadas de 2004 a 2015, em especial o rendimento médio das pessoas ocupadas. Em 2004, a renda média do trabalhador no Centro-Oeste era o triplo, 203,7%, da referente renda no Nordeste; em 2015, ampliou para 267,3%, quase quatro vezes maior que a renda média do trabalhador do Nordeste. O estado de São Paulo apresenta a melhor escolaridade, com a média de anos de estudo de quase o dobro da observada no Nordeste.

A maior participação de pessoas ocupadas no setor agrícola, com renda do trabalho positivo, se encontra no Nordeste, e a menor participação no estado de São Paulo, com 38,5% e 7,1%, respectivamente, em 2015. Esses dados se tornam significativos quando comparados com o total de pessoas ocupadas em todos os setores da economia, em que os trabalhadores no Nordeste representam 24,1% e os de São Paulo, 22,9%, sinalizando que o setor agrícola no Nordeste é fortemente constituído de agricultura de subsistência com baixo uso de tecnologias, que envolve grande nú-

TABELA 2 – Renda média dos ocupados, anos de estudos e idade, frequência de pessoas ocupadas por setor de produção e índice de Gini, Brasil, 2004 e 2015

Setor	2004					2015				
	Renda média do setor ¹	Anos de estudos	Idade média	Freq. (%)	Índice de Gini	Renda média do setor	Anos de estudos	Idade média	Freq. (%)	Índice de Gini
Agrícola	795	4,3	40,5	13,5	0,544	1.104	5,9	43,0	9,3	0,524
Indústria	1.229	8,1	35,7	23,2	0,497	1.674	9,3	38,5	22,7	0,449
Serviços	1.467	9,6	35,8	63,3	0,554	1.964	11,1	38,6	67,9	0,499
Brasil	1.328	8,6	36,3		0,557	1.823	10,2	39,0		0,500

¹Valores de 2004 corrigido pelo INPC acumulado de setembro de 2004 a setembro de 2015.

Fonte: Fonte: Elaborada pelo autor com base nas PNADs de 2004 e 2015 (IBGE, 2020).

TABELA 3 – Renda média dos ocupados, anos de estudos e idade, frequência de pessoas ocupadas e índice de Gini, setor agrícola por região do Brasil, 2004 e 2015

Região	2004					2015				
	Renda média do setor ¹	Anos de estudos	Idade média	Freq. (%)	Índice de Gini	Renda média do setor	Anos de estudos	Idade média	Freq. (%)	Índice de Gini
Norte	852	4,2	39,5	10,2	0,512	947	5,7	41,7	12,6	0,487
Nordeste	435	3,3	40,4	43,4	0,482	523	4,8	42,4	38,5	0,469
MG+ES+RJ	810	4,9	39,7	15,6	0,496	1.390	6,4	42,7	18,4	0,496
SP	1.228	6,0	38,1	8,1	0,497	1.882	7,6	42,8	7,1	0,489
Sul	1.258	5,7	43,3	15,4	0,512	1.612	7,1	46,9	15,0	0,437
Centro-Oeste	1.321	5,1	40,7	7,3	0,532	1.921	7,1	43,1	8,4	0,487
Brasil	795	4,3	40,5		0,544	1.104	5,9	43,0		0,524

¹Valores de 2004 corrigido pelo INPC acumulado de setembro de 2004 a setembro de 2015.

Fonte: Elaborada pelo autor com base nas PNADs de 2004 e 2015 (IBGE, 2020).

mero de pessoas, enquanto o setor agrícola em São Paulo é desenvolvido por grandes produtores, que utilizam maquinários com tecnologias avançadas sem necessidade de quantidade expressiva de pessoas.

A figura 1 mostra as diferenças dos níveis de escolaridade das pessoas ocupadas no setor agrícola conforme as regiões. Percebe-se que o Nordeste apresenta o maior percentual de analfabetos ou menos de um ano de estudo; pode-se afirmar que 2/3 das pessoas ocupadas na agricultura detêm apenas o nível fundamental, com até 4 anos de estudo. Por outro lado, verifica-se que, no estado de São Paulo e na região Centro-Oeste, a maior participação é de pessoas com nível secundário e apresentam também o maior percentual

de indivíduos com nível superior. Em parte, essa característica justifica a diferença do rendimento do trabalho entre as regiões, mostrada na tabela 3.

Esta distinção no nível de educação regional atua como fator propulsor para ampliar as diferenças econômicas e aumentar a desigualdade de renda nacional, pois as regiões mais desenvolvidas, com maior nível de escolaridade, têm mais facilidade de implementação e utilização de novas técnicas e desenvolvimento de tecnologias mais avançadas, o que resulta numa maior produtividade agrícola, enquanto regiões com baixo nível de educação permanecem na produção para subsistência, devido à falta de qualificação dos indivíduos.

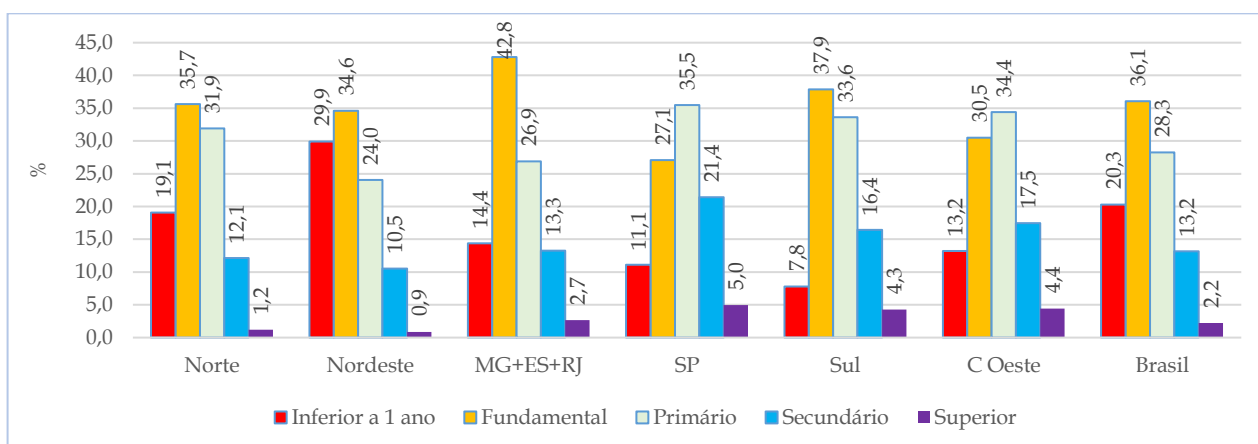


Figura 1 – Percentual da população ocupada no setor agrícola em seis regiões brasileiras, conforme o nível educacional, Brasil, 2015.

Fonte: Fonte: Elaborada pelo autor com base nas PNADs de 2004 e 2015 (IBGE, 2020).

4.2 – Análises por meio de Equação de Rendimentos

Foram estimadas três equações de rendimentos para pessoas ocupadas na agricultura, com o intuito de detectar o efeito da escolaridade e da riqueza. A primeira equação (1) com as variáveis explanatórias comumente usadas na literatura (além da escolaridade, sexo, idade, horas trabalhadas, cor e região), sem considerar nenhuma variável *proxy* para o capital físico. A segunda equação (2) inclui na regressão duas variáveis binárias para diferenciar a posição na ocupação como *proxy* para o capital físico, distinguindo a ocupação do empregado, conta própria e empregador. A terceira equação (3) acrescenta mais duas variáveis que indicam a riqueza do trabalhador, o logaritmo neperiano da área do empreendimento e uma variável binária diferenciando o proprietário da terra dos demais.

A tabela 4 mostra as três equações para os dois anos analisados. Percebe-se que o impacto da escolaridade sobre o rendimento caiu de 2004 a 2015. O coeficiente estimado na equação (1) de 2004 é 0,0660, indicando que um ano adicional de escolaridade, em média, eleva o valor esperado do rendimento em 6,8% [pois $\exp(0,0660) - 1 = 0,068$]. Em 2015, o valor esperado do rendimento em consequência de um ano adicional de escolaridade cai para 4,7% [$\exp(0,0455) - 1 = 0,047$], isto para os trabalhadores com menos de 10 anos de estudo, quando se admite que o efeito da escolaridade seja linear sobre o logaritmo do rendimento. No entanto, pode-se afirmar que ocorre um aumento expressivo na taxa de retorno da educação para escolaridade superior a 10 anos, sendo apropriado acrescentar ao modelo de equação de rendimento uma variável binária para captar esse efeito. Sendo assim, em 2015, adicionam-se mais 10,1% ao valor esperado do rendimento para as pessoas com mais de 10 anos de escolaridade.

Ao incrementar, nas equações (2) e (3), variáveis *proxy* da riqueza, o efeito da escolaridade no valor do rendimento diminui à medida que se incluem novas variáveis; os coeficientes em 2004 são (0,0660, 0,0545 e 0,0499), em 2015 são (0,0455, 0,0399 e 0,0384), respectivamente às três equações. Em 2004, ao incluir

a posição na ocupação na regressão, o efeito da educação sobre o rendimento agrícola cai substancialmente, a taxa de retorno para cada ano adicional de estudo cai de 6,8% para 5,6%; com a inclusão do logaritmo da área do empreendimento na regressão, essa taxa de retorno diminui para 5,1%. Em 2015, os coeficientes são menores e apresentam a mesma redução à medida que se acrescentam variáveis relacionadas com a riqueza da pessoa. Esse resultado evidencia que o coeficiente da escolaridade está superestimado na equação quando não se considera alguma *proxy* para o capital físico.

A primeira variável incluída na regressão relacionada com o capital físico é a posição de ocupação do trabalhador. Percebe-se na tabela 4 que o coeficiente do conta própria é sempre negativo, indicando que essa categoria tende a ganhar menos que os empregados, porém a renda dos autônomos deve estar muito subestimada, uma vez que a produção para autoconsumo não é informada na PNAD. O coeficiente estimado para empregador indica que o rendimento esperado em 2015 para essa categoria é 102,0% maior do que o de um empregado, depois de controlado o efeito das outras variáveis explanatórias da regressão.

É razoável afirmar que o coeficiente de escolaridade da equação (1) está superestimado por não considerar nenhuma variável que verifique o efeito da propriedade de capital. Sendo assim, pode-se imaginar que entre dois empregados o fator escolaridade faz a diferença, mas o fato de fazendeiros terem o rendimento maior do que empregados não deve ser explicado apenas pela maior escolaridade média.

O segundo parâmetro indicativo da riqueza inserido na regressão é o coeficiente da área do empreendimento, calculado pelo logaritmo da quantidade de terra do empreendimento, dos trabalhadores autônomos e empregadores; esse coeficiente representa a elasticidade do rendimento agrícola em relação à área de terra. Em 2004, ele indica que, em média, um aumento de 1% na área do empreendimento eleva a renda esperada em 0,12%; esse percentual cai em 2015 para 0,07%. Os indivíduos que são proprietários da terra tendem a ganhar mais do que os não proprietários; em 2015, o rendimento esperado dos

TABELA 4 - Equações de rendimentos para pessoas ocupadas na atividade agrícola, Brasil, 2004 e 2015

Variável	2004						2015					
	Eq. (1)		Eq. (2)		Eq. (3)		Eq. (1)		Eq. (2)		Eq. (3)	
	Coefic.	% ¹	Coefic.	% ¹	Coefic.	% ¹	Coefic.	% ¹	Coefic.	% ¹	Coefic.	% ¹
Constante	1,6157		1,662		1,6965		2,4897		2,6138		2,6685	
Sexo feminino	-0,2889		-0,2757		-0,2738		-0,327		-0,2966		-0,296	
Idade	0,3196		0,3196		0,3213		0,233		0,2436		0,2422	
Idade ²	-0,0312		-0,0348		-0,0377		-0,0217		-0,0235		-0,0249	
Anos de estudo	0,066		0,0545		0,0499		0,0455		0,0399		0,0384	
Anos de estudo > 10	0,2695		0,1514		0,156		0,0961		0,0646		0,0656	1,9
Conta própria	-		-0,0443	0,1	-0,2665		-		-0,2054		-0,4399	
Empregador	-		0,9518		0,6586		-		0,977		0,7033	
Área (ln)	-		-		0,1187		-		-		0,0671	
Proprietário da área	-		-		0,3769		-		-		0,3312	
Horas trabalhadas (ln)	0,7509		0,7455		0,7596		0,8533		0,8257		0,8222	
Residente área rural	-0,0254	3,7	-0,0036	76,3	-0,0317	0,7	-0,1661		-0,1013		-0,1148	
Preto	-0,137		-0,0972		-0,0807	0,1	-0,22		-0,2176		-0,196	
Pardo	-0,1262		-0,0984		-0,0791		-0,1423		-0,1352		-0,1236	
Amarelo	0,2283	4,2	0,0459	67	0,039	71,2	0,1919		0,1214	49	0,1137	51,4
Indígena	-0,0224	91,1	0,0491	79,9	0,0826	66,2	-0,5857	29,6	-0,5537		-0,5275	
Região Norte	0,6027		0,5821		0,4896		0,4807		0,4915		0,4561	
MG+ES+RJ	0,365		0,3595		0,2888		0,596		0,5631		0,5468	
SP	0,6377		0,6615		0,6067		0,7552		0,7138		0,7011	
Região Sul	0,5566		0,5891		0,5165		0,6507		0,6923		0,6651	
Região Centro-Oeste	0,6909		0,6992		0,6173		0,9252		0,8795		0,8579	
N. observações	18.031		18.031		18.031		10.413		10.413		10.413	
R ² ajustado	0,3639		0,4136		0,4362		0,4285		0,4762		0,4865	

¹Teste da hipótese de nulidade do coeficiente; os demais campos em branco indicam que a probabilidade é inferior a 0,01%.

Fonte: Elaborada pelo autor com base nas PNADs de 2004 e 2015 (IBGE, 2020).

proprietários é 39,3% a mais que os demais, mesmo depois de descontados os efeitos de todas as outras variáveis inseridas na regressão.

Com a inclusão da área do empreendimento na equação 3, há uma redução substancial no valor do rendimento esperado dos agricultores autônomos e empregadores em relação aos empregados, os quais são tomados como a base, com atribuição do valor zero para a área dos empregados, provocando, assim, uma forte redução. Caso semelhante ocorre com o valor do rendimento esperado dos trabalhadores de cada região em relação ao Nordeste, que é a categoria base. A queda decorre do fato de as pessoas residentes no Nordeste deterem a área média dos empreendimentos muito inferior à de todas as outras regiões. Conforme Ney e Hoffmann (2003b), que analisaram

as características da distribuição da área dos empreendimentos agrícolas das regiões do Brasil, relatam que a área média dos empreendimentos no Nordeste é 27,4 ha, bem inferior à média nacional de 48,9 ha.

Embora a área do empreendimento e o fato de ser ou não proprietário da terra não sejam *proxy* perfeitamente apropriada para representar a riqueza do agricultor, não há dúvidas da grande importância dessas duas variáveis na determinação do rendimento de pessoa ocupada na agricultura brasileira.

Com relação às mulheres, o rendimento esperado era de 24,0% menor do que o dos homens em 2004, e passou para 25,6% em 2015, depois de descontado o efeito das demais variáveis explanatórias, indicando que o rendimento feminino na agricultura é ¼ do rendimento masculino

Observa-se que houve um aumento na estimativa da elasticidade do rendimento em relação ao tempo de trabalho semanal de 0,76 para 0,82. Significa que uma hora de trabalho passou a ter uma remuneração maior, pois o coeficiente indica que um acréscimo de 10% na quantidade de horas trabalhadas semanalmente está associado a um aumento de 8,2% no rendimento em 2015.

O coeficiente negativo em todas as equações dos dois anos analisados para os residentes na área rural indica que a pessoa ocupada, com domicílio na área rural, tem o rendimento esperado em 10,8% menor que os residentes na área urbana, em 2015. Isso pode ser explicado pelo fato de grandes produtores agrícolas terem domicílio nas cidades, atraídos pela comodidade e facilidades oferecidas nos centros urbanos.

Com relação à raça, os coeficientes dos indivíduos classificados de amarelo e indígena não se mostram significativos, talvez devido ao pequeno número de observações dessas categorias na amostra. No entanto, pretos e pardos com coeficientes negativos e significativos indica que tendem a ganhar menos do que brancos, como na equação 3 de 2015; com o desconto dos efeitos de todas as demais variáveis da regressão, apresenta o rendimento esperado de uma pessoa preta e parda de 17,8% e 11,6%, respectivamente, menor do que o de um indivíduo branco.

Na comparação dos rendimentos das regiões com o Nordeste, os coeficientes estimados mostram que o rendimento esperado no Nordeste é expressivamente inferior aos rendimentos das outras regiões, com destaque para o estado de São Paulo e o Centro-Oeste, em 2015, quando o valor esperado da renda é mais do que o dobro, 101,6% e 135,8%, respectivamente, em relação à região de referência. Esse resultado é condizente com exibido na tabela 3, em que o rendimento médio da ocupação é R\$ 1.882 e R\$ 1.921 para São Paulo e Centro-Oeste, contra apenas R\$ 523 no Nordeste. A figura 1 também mostra evidências desse resultado, pois percebe-se que São Paulo e Centro-Oeste são as duas regiões com o maior percentual de pessoas com nível superior atuando no setor agrícola, enquanto o Nordeste apresenta a maior participação de analfabetos ou menos de 1 ano de estudo.

Diante do exposto, fica evidente que os residentes na área rural tendem a apresentar uma melhor distribuição de renda em relação aos que exercem atividade agrícola, demonstrando que muitos que desenvolvem atividade na agricultura e obtêm altos rendimentos não residem na área rural. Vale salientar também a importância de variáveis relacionadas com a riqueza das pessoas na equação, pois sua ausência pode superestimar o efeito apresentado pelo coeficiente de escolaridade.

5 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

Diante das análises realizadas, na tentativa de avaliar o efeito de determinantes da renda agrícola, especialmente verificar o impacto no efeito da escolaridade sobre o rendimento a partir da inclusão de variáveis relacionadas ao capital físico nas equações de rendimento, além de outras apreciações em algumas características como renda média, escolaridade e diferenças regionais de pessoas ocupadas na atividade agrícola da economia brasileira nos anos de 2004 e 2015, foram detectados alguns pontos importantes que merecem destaque.

No período analisado, caiu o percentual de pessoas residindo na área rural, indicando que o êxodo rural continua acontecendo no século XXI. Diminuiu, também, a participação de pessoas ocupadas envolvidas na atividade agrícola, mostrando que, ou a agricultura não é atraente para segurar seus trabalhadores, ou a implementação de novas tecnologias no setor têm dispensado seus trabalhadores. Em 2015, dos residentes na área rural, apenas a metade desenvolveu seu trabalho principal na atividade agrícola; no estado de São Paulo, chegou a ser apenas 30,6% dos moradores rurais envolvidos no setor agrícola.

O rendimento médio das pessoas ocupadas no setor agrícola foi em torno de 55% da média recebida pelo setor de serviços. A escolaridade das pessoas ocupadas no setor de serviços foi o dobro dos trabalhadores agrícolas. Em 2015, apenas 9,3% do total de pessoas ocupadas no Brasil desenvolvia atividade agrícola, contra 67,9% de trabalhadores no setor de serviços.

O Nordeste apresentou o maior percentual de pessoas ocupadas na agricultura e a menor renda média, menos de 1/3 do rendimento médio da região Centro-Oeste. O baixo nível de escolaridade no Nordeste pode explicar parte da diferença nos rendimentos.

Numa equação de rendimento das pessoas ocupadas no setor agrícola com valor de todos os trabalhos positivo, sem considerar nenhum parâmetro de medição do efeito do capital físico, o coeficiente da escolaridade indica que um aumento de ano de estudo proporciona aumento na renda de 6,8%; ao incluir na equação a posição de ocupação, o efeito da escolaridade cai para 5,6%, incluindo a área do empreendedorismo e a condição de ser proprietário da terra; a implicação da escolaridade diminui para 5,1%, conforme os dados da PNAD de 2004. Para o ano de 2015, os percentuais são 4,7%, 4,1% e 3,9%, respectivamente para cada situação. Sendo assim, é razoável afirmar que equação sem variável que controle o efeito da propriedade de capital apresenta o coeficiente de escolaridade superestimado. A esse efeito da escolaridade pode-se acrescentar mais 6,8% para as pessoas com mais de 10 anos de estudo, em 2015.

O coeficiente da área do empreendedorismo mostra que, em 2004, um aumento de 10% na área da

terra utilizada tendia a aumentar o rendimento esperado em 1,2%, enquanto em 2015 o aumento no rendimento esperado cai para 0,7%. Em 2015, os indivíduos que são proprietários da terra tendem a ganhar 39,3% mais do que os não proprietários.

Os residentes na área rural tendem a receber um rendimento esperado menor que os residentes na cidade, em 3,1% e 10,8%, respectivamente em 2004 e 2015, demonstrando que muitos que desenvolvem atividade no setor agrícola e obtêm altos rendimentos não residem na área rural.

Apesar da superestimação do efeito da escolaridade nas equações de rendimento, a avaliação de uma política de expansão do acesso ao ensino com objetivo de reduzir a desigualdade na distribuição da renda não deve ser considerada um exagero, pois a educação é um dos principais determinantes da renda, tanto na agricultura como nos outros setores de atividade. Sem dúvida, a educação aumenta a produtividade do trabalho, contribui para o aumento dos rendimentos e para o crescimento econômico. A democratização do sistema de ensino, juntamente com uma política de redução da diferença educacional regional, representa ferramentas fundamentais para combater a desigualdade e pobreza no Brasil.

LITERATURA CITADA

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. Determinantes imediatos da queda da desigualdade de renda brasileira. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULISSEA, G. (org.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2006.

FERREIRA, F. H. G.; LEITE, P. G.; LITCHFIELD, J. A.; ULYSSEA, G. Ascensão e queda da desigualdade de renda no Brasil: uma atualização para 2005. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULISSEA, G. (org.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2006.

HELFAND, S. M.; ROCHA, R.; VINHAIS, H. E. F. Pobreza e desigualdade de renda no Brasil rural: uma análise da queda recente. **Pesquisa e Planejamento Econômico - PPE**, v. 39, n. 1, p. 59-80, abr. 2009. Disponível em: https://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/3344/3/PPE_v39_n01_Pobreza.pdf. Acesso em: 25 ago. 2020.

HOFFMANN, R. Distribuição da renda agrícola e sua contribuição para a desigualdade de renda no Brasil. **Revista de Política Agrícola**, São Paulo, Ano XX, n. 2, p. 5-22, abr./maio/jun. 2011. Disponível em: <https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/56/45>. Acesso em: 20 abr. 2020.

HOFFMANN, R.; DUARTE, J. C. A distribuição de renda no Brasil. **Revista de Administração de Empresa**, Rio de Janeiro, p. 46-66, abr./jun. 1972. Disponível em: <https://periodicos.fgv.br/rae/article/view/40271>. Acesso em: 20 abr. 2020.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios**. Rio de Janeiro: IBGE, 2020. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9127-pesquisa-nacional-por-amostra-de-domicilios.html?=&t=microdados>. Acesso em: 29 jun. 2020.

JESUS, J. G.; HOFFMANN, R. Desigualdade de renda no Brasil: a contribuição de parcelas do rendimento domiciliar

per capita, destacando o setor agrícola. **Revista de Economia Agrícola**, São Paulo, v. 62, n. 1, p. 25-40, jan./jun. 2015.

LANGONI, C. G. **Distribuição de renda e desenvolvimento econômico do Brasil**. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973.

NEY, M. G.; HOFFMANN, R. Origem familiar e desigualdade de renda na Agricultura. **Pesquisa e Planejamento Econômico - PPE**, v. 33, n. 3, p. 541-572, dez. 2003a. Disponível em: <https://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/viewFile/82/57>. Acesso em: 26 abr. 2021.

NEY, M. G.; HOFFMANN, R. Desigualdade de renda na agricultura: o efeito da posse da terra. **Economia**, Niteroi, v.

4, n. 1, p. 113-152, jan./jun. 2003b. Disponível em: https://www.anpec.org.br/revista/vol4/v4n1p113_152.pdf. Acesso em: 26 abr. 2021.

PNUD. Programme des Nations Unies pour le développement. **Rapport sur le développement Humain 2019**. New York: PNUD, 2019.

SABOIA, J.; HALLAK NETO, J. Salário mínimo e distribuição de renda no Brasil a partir dos anos 2000. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 27, n. 1 (62), p. 265-285, abr. 2018. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/ecos/a/HscfdQqCQ6t4vjXCkF69tnc/?format=pdf&lang=pt>. Acesso em: 19 jan. 2021.

Recebido em: 13/05/2021. Liberado para publicação em 26/04/2024.

COMO CITAR

BARROS, D. da S. Determinantes da Renda na Atividade Agrícola: o efeito do capital humano e do capital físico no Brasil em 2004 e 2015. **Revista de Economia Agrícola**, São Paulo, v. 71, 1-15, EREA052021, 2024. DOI: <https://doi.org/10.56468/1983-7747.erea0521.2024>