

**ANÁLISE DOS DETERMINANTES DE RENDIMENTOS AGRÍCOLAS 1995-2012**

**ANDRÉ RICARDO NOBORIKAWA PAIVA**  
UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO (USP)

**MATHEUS ALBERGARIA DE MAGALHÃES**  
UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO (USP)

# ANÁLISE DOS DETERMINANTES DE RENDIMENTOS AGRÍCOLAS 1995-2012

## Resumo

O objetivo do presente trabalho é realizar uma análise empírica dos determinantes dos rendimentos de trabalhadores do setor agrícola no estado do Espírito Santo. Para tanto, são apresentados resultados de uma análise econométrica baseada em dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), ao longo do período 1995/2012. Os resultados obtidos a partir deste esforço de pesquisa sugerem que a curva de rendimentos apresenta um formato de “U invertido”, com o rendimento máximo reportado para trabalhadores espírito-santenses sendo inferior à média nacional. Adicionalmente, verificou-se uma relação positiva entre rendimentos e grau de escolaridade, embora tenha ocorrido uma redução no retorno educacional dos trabalhadores ao longo do período considerado. A análise de diferenciais de salários com base em critérios de raça e gênero aponta para a ocorrência de nítidas e persistentes diferenças ao longo do tempo, o que pode sugerir a existência de práticas de discriminação nas relações contratuais vigentes. Por outro lado, nota-se uma maior formalização das relações trabalhistas no período. Em termos gerais, estes resultados são importantes por conta de suas repercussões diretas sobre o desenho e a implementação de políticas públicas voltadas para o setor agrícola em localidades onde predomina a agricultura de subsistência.

**Palavras-chave:** agricultura, desigualdade, rendimentos.

## 1. INTRODUÇÃO

A literatura econômica contemporânea vem se dedicando cada vez mais ao entendimento dos principais determinantes dos rendimentos em nível individual. Valendo-se, em sua grande maioria, de modelagem econométrica, estudos nestes moldes buscam verificar como os rendimentos dos indivíduos, avaliado em termos salariais, responde a um conjunto de fatores como escolaridade, idade, gênero e cor, por exemplo (CUNHA, 2006, 2008; HOFFMAN e NEY, 2004; MONARIN e CUNHA, 2005; PEREIRA et al., 2007). Seguindo essa linha, alguns estudos buscam identificar o diferencial de rendimento entre regiões, considerando-se um conjunto de características pessoais relevantes. Em princípio, a renda poderia ser influenciada não apenas por características pessoais dos trabalhadores, como formação acadêmica ou gênero, mas também pelo próprio meio onde eles se encontram. Em um país como o Brasil, com grande diversidade econômica entre as regiões, ganham importância análises específicas relacionando a influência de características endógenas da região de interesse sobre os rendimentos.

Levando estes fatores em conta, o objetivo do presente trabalho é realizar uma caracterização empírica dos determinantes dos rendimentos de trabalhadores do setor agrícola no estado do Espírito Santo, ao longo do período compreendido entre os anos de 1995 e 2012. Para tanto, são apresentados resultados de uma análise estatística e econométrica baseada em dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Há duas vantagens básicas associadas a um empreendimento nestes moldes. Primeiro, existe ainda hoje um baixo volume de literatura relacionado à realidade econômica espírito-santense, especialmente no tocante ao setor agrícola do estado (CELIN, 1984; FASSARELLA e REGO, 2011). Neste sentido, o presente trabalho contribui fornecendo novas evidências empíricas voltadas para este setor. Segundo, embora tenham ocorrido tentativas anteriores de sistematização da dinâmica do mercado de trabalho estadual (REIS, 2010), não se tem conhecimento até o momento de uma análise focada no setor agrícola. Por conta disto, os resultados apresentados neste trabalho colaboram fornecendo um novo conjunto de fatos estilizados referentes à realidade agrícola espírito-santense.

Os resultados obtidos a partir deste esforço de pesquisa sugerem que a curva de rendimentos

esperados dos trabalhadores agrícolas, apesar de crescente à medida que o indivíduo se torna mais velho, apresenta um formato de “U invertido”: após determinado nível de idade, os rendimentos agrícolas passam a decrescer. Neste sentido, verifica-se que a idade para a qual o rendimento máximo é obtido para os empregados no setor agrícola no Espírito Santo é inferior àquela reportada para os empregados agrícolas do Brasil como um todo, tendo apresentado redução no período analisado. Adicionalmente, embora se note a ocorrência de uma relação positiva entre nível de escolaridade e rendimento esperado dos trabalhadores, verificou-se uma redução no retorno associado a cada ano adicional de estudo ao longo do período considerado. Finalmente, a análise de diferenciais de salários com base em critérios de raça e gênero dos trabalhadores aponta para a ocorrência de nítidas e persistentes diferenças ao longo do tempo, o que sugere a existência de práticas de discriminação nas relações contratuais vigentes no estado. Por outro lado, nota-se uma maior formalização das relações trabalhistas no período. Tomados em conjunto, estes resultados chamam atenção para a necessidade de análises focadas no mercado de trabalho rural espírito-santense, tendo repercussões diretas sobre o desenho e a implementação de políticas públicas voltadas ao setor agrícola em localidades onde predomina a agricultura de subsistência.

Além desta introdução, o artigo apresenta outras cinco seções. Na segunda seção, são apresentadas algumas referências relacionadas ao tema, com ênfase em questões empíricas de estimação de rendimentos em nível nacional e internacional. A terceira seção apresenta a metodologia e os dados utilizados. A quarta seção contém resultados descritivos da base de dados ao longo do período considerado, assim como os principais resultados da análise econométrica conduzida. Finalmente, na quinta seção são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

## **2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA**

Apesar da relevância do setor agrícola dentro da estrutura produtiva brasileira, pouca ênfase tem sido atribuída ao entendimento dos diferenciais de salários verificados no setor (HOFFMANN e NEY, 2004; CUNHA, 2006). Basicamente, a estimação de uma equação de rendimentos consiste em trabalho realizado pioneiramente por Mincer (1962), o qual foi motivado pelo intuito de verificar empiricamente a teoria do capital humano. Para tanto, o autor partiu do pressuposto de que o salário de um indivíduo seria decorrente de seu nível de educação formal, experiências e demais atributos pessoais. O avanço trazido pelo referido trabalho consistiu na especificação de uma forma funcional para a equação de rendimentos, definindo como variável dependente o logaritmo natural do salário e, como regressores, variáveis relacionadas ao investimento em capital humano, entre elas educação e anos de experiência. Tal especificação posteriormente passou a ser denominada “função salário-capital humano”, ou “equação minceriana”. Com a ocorrência de desenvolvimentos posteriores, a metodologia passou a ser empregada para a verificação do diferencial de rendimentos entre regiões de um determinado país ou entre diferentes países (QUEIROZ, 2001).

O modelo em questão foi utilizado por Mori (2008) para analisar os diferenciais salariais entre pessoas empregadas em atividades econômicas classificadas como pertencentes ao setor agrícola, de acordo com o IBGE, utilizando como base de dados a PNAD de 2005. Avaliando o diferencial de salários para uma mesma atividade agrícola e entre distintas atividades agrícolas, por meio do emprego da técnica de regressão múltipla, a autora busca verificar não apenas o impacto de um conjunto de variáveis, entre elas educação, sexo, cor e região geográfica, sobre o rendimento dos indivíduos, mas também analisa como o salário responde a interações entre atividades agrícolas e regiões e entre escolaridade e regiões de referência. Como resultado, verificou-se que, além do número de horas trabalhadas, a categoria de

emprego e a região de atividade se mostraram fatores importantes para a explicação do comportamento dos salários, sendo o fator regional explicado por distintas características estruturais existentes entre as regiões<sup>1</sup>.

Uma questão distinta é estudada por Oliveira e Hoffmann (2010). Os autores empreendem uma análise focando o papel do salário mínimo sobre o diferencial de rendimentos na agricultura, buscando avaliar o efeito da elevação do salário mínimo real sobre os rendimentos dos trabalhadores agrícolas, distinguindo-os como permanentes e temporários e com presença ou não de carteira assinada. Para isto, analisam o comportamento dos rendimentos médio e mediano dos trabalhadores permanentes e temporários no período entre 1992 e 2008, constatando que, dentre os trabalhadores permanentes, o salário mínimo real atua como piso para seu rendimento, enquanto que, para trabalhadores temporários, ocorre um padrão inverso, com o salário mínimo servindo de balizador de rendimentos para trabalhadores localizados em estratos mais elevados.

Em termos de diferenciais de rendimento, os resultados apontaram para uma relação inversa entre as medidas de desigualdade e salário mínimo real para trabalhadores permanentes, de forma que maiores níveis de salário mínimo se apresentam em paralelo a reduções do nível de desigualdade, sendo que para a outra categoria de trabalhadores não foi constatada significância do salário mínimo em termos de redução do diferencial de rendimentos. Desta forma, corroborou-se o resultado de que o salário mínimo colaborou para a redução da desigualdade de rendimentos entre os empregados permanentes da agricultura brasileira. Por outro lado, considerando a presença ou não de carteira de trabalho, verificou-se que o salário mínimo atuou, assim como no caso dos empregados permanentes, como piso salarial desta categoria de trabalhador, além de funcionar como indexador para a fixação dos rendimentos superiores ao seu nível real. Enquanto isso, para os trabalhadores sem carteira de trabalho, verificou-se que o salário mínimo atuou como balizador dos rendimentos daqueles trabalhadores localizados no topo da distribuição.

Com base nas contribuições descritas acima, o presente trabalho propõe-se a apresentar uma análise empírica dos rendimentos dos trabalhadores agrícolas no estado do Espírito Santo ao longo do período compreendido entre os anos de 1995 e 2012. A próxima seção descreve a metodologia utilizada em maiores detalhes.

### **3. METODOLOGIA**

Para a realização da presente análise, foram considerados dados desagregados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), entre os anos de 1995 e 2012. A escolha do período considerado se deve ao fato de os anos anteriores a 1995 serem marcados pela inflação extremamente elevada e descontrolada, o que, conforme Hoffmann (2010), pode acarretar na introdução de “ruídos” nos dados relativos a rendimento, influenciando as estimativas. Deve-se esclarecer que não houve a realização da pesquisa nos anos de 2000 e 2010, por se tratarem de anos em que foi realizado o Censo Demográfico.

A amostra considerada para a análise foi composta apenas por indivíduos empregados, com rendimento de todos os trabalhos e que tenham trabalhado no mínimo 15 horas e, no máximo, 98 horas na semana de referência, cujo grupo de atividade do empreendimento do trabalho principal na semana de referência era agrícola, a qual compreende agricultura, pecuária e

---

<sup>1</sup> Cunha (2008) também analisa os determinantes dos diferenciais regionais de salário de 1981 a 2005, especificamente para o setor agrícola no Brasil, constatando a ocorrência de uma redução dos diferenciais de salário entre os trabalhadores mais e os trabalhadores menos qualificados, ao mesmo tempo em que houve aumento dos diferenciais salariais entre regiões.

serviços relacionados a estas atividades. Portanto, foram excluídas as pessoas empregadas em atividades extrativo-minerais, classificadas como trabalhadores não-remunerados, como conta-própria nos serviços auxiliares, na agricultura, silvicultura ou criação de bovinos, bubalinos, caprinos, ovinos ou suínos, como conta própria em outra atividade, e como empregadoras em alguma destas atividades e também aquelas pessoas para as quais a condição de atividade na semana de referência foi definida como “não economicamente ativa” ou “não aplicável”. Destes indivíduos, foram considerados apenas aqueles com informação referente à idade e ao nível de escolaridade, empregados no setor agrícola e que apresentaram rendimento não nulo na semana de referência da pesquisa.

## 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1. Análise Econométrica

Nesta seção do trabalho, a análise será conduzida através da estimação de dois modelos econométricos a partir dos quais será identificada a significância estatística de fatores determinantes dos rendimentos de empregados no estado do Espírito Santo. Ambos os modelos consideram o logaritmo neperiano dos rendimentos de todos os trabalhos como variável explicada, tendo sido estimados pelo método de Mínimos Quadrados Ponderados, considerando-se como ponderação o peso ou fator de expansão de cada observação fornecido pelo IBGE.

O primeiro modelo de regressão assume a seguinte forma:

$$Y_j = \alpha + \sum_i \beta_i X_{ij} + u_j \quad (1)$$

em que  $\alpha$  e  $\beta_i$  são parâmetros e  $u_i$  são erros aleatórios heterocedásticos com as propriedades usuais.

A seguir são descritas as variáveis adotadas no modelo:

- Idade: variável medida em dezenas de anos, de forma a evitar coeficientes extremamente pequenos.
- Idade ao quadrado: variável definida a partir do quadrado da idade (medida em dezenas de anos), de forma a capturar o comportamento não-linear da renda em relação à idade da pessoa.
- Nível de escolaridade: variável medida em anos de estudo, variando entre menos de um ano de estudo a quinze ou mais anos de estudo.
- Variável poligonal de escolaridade: será identificado o nível de escolaridade a partir do qual há uma majoração no nível de retorno de cada ano adicional de estudo sobre o rendimento esperado do indivíduo e, a partir de então, será construída uma variável poligonal que reflita tal efeito adicional sobre o rendimento esperado, decorrente do fato de o indivíduo possuir nível de escolaridade superior ao identificado, ou seja, uma variável que assuma valores positivos e não nulos apenas para aqueles indivíduos com nível de escolaridade maior do que o nível identificado, sendo igual a 0 para aqueles indivíduos com escolaridade menor ou igual ao nível identificado.
- Sexo: variável binária que assume valor igual a 1 para homens e 0 para mulheres.
- Horas de trabalho: variável definida como o logaritmo natural das horas trabalhadas pelo indivíduo na semana de referência da pesquisa.
- Carteira de trabalho: variável binária que assume valor igual a 1 caso o indivíduo possua carteira de trabalho assinada e 0, caso não possua.
- Urbano: variável binária que assume valor igual a 1 caso o indivíduo seja residente em

meio urbano e 0, caso seja residente em meio rural.

- *Dummies* de cor: serão consideradas três variáveis binárias para distinguir os indivíduos em brancos, pretos, e pardos, as quais assumirão valor 1 caso o indivíduo seja de determinada cor e valor 0, caso não seja, considerando-se como base para comparação os indivíduos brancos.
- Posição na ocupação: variável binária que assume valor igual a 1 caso o indivíduo seja empregado permanente e 0, caso seja empregado temporário.

Já o segundo modelo caracteriza-se pela inclusão de variáveis binárias associadas aos cultivos de café, banana e cana-de-açúcar, considerando-se como base de comparação “Outras Atividades Agropecuárias”<sup>2</sup>. A inclusão dessas variáveis permite verificar o efeito sobre o rendimento associado a cada atividade, assim como o ganho de poder explicativo do modelo trazido pela consideração desse efeito.

Na tabela a seguir são apresentados os resultados obtidos para o modelo 1, para três anos específicos: 1995, 2004 e 2012. A tabela exibe, para cada ano, duas colunas. Na primeira, são apresentados os coeficientes estimados para cada variável. Na segunda coluna é apresentada, a diferença percentual entre o valor dos rendimentos esperado na categoria cuja variável assume valor 1 e o rendimento para a categoria base, para o caso de variáveis binárias. No caso das variáveis associadas ao nível de escolaridade, a referida coluna apresenta ainda a taxa de retorno de cada ano adicional de escolaridade. Ou seja, apresenta a variação percentual dos rendimentos em resposta a cada ano adicional de estudo.

Tabela 1 - Resultados da estimação da equação de rendimentos (modelo 1) para os empregados no setor agrícola do Espírito Santo, 1995, 2004 e 2012

Variável	1995		2004		2012	
	Coefficiente	Diferença % no rendimento esperado	Coefficiente	Diferença % no rendimento esperado	Coefficiente	Diferença % no rendimento esperado
Constante	0,763 (0,717)	-	2,874**** (0,628)	-	4,699**** (0,745)	-
Idade	0,546**** (0,123)	-	0,201** (0,109)	-	0,297*** (0,126)	-
Idade ao quadrado	-0,063**** (0,015)	-	-0,019 (0,014)	-	-0,037**** (0,014)	-
Homem	0,073 (0,116)	7,54	0,339*** (0,161)	40,42	0,261**** (0,077)	29,87
Anos de estudo	0,005 (0,016)	0,54	0,015 (0,012)	1,50	0,000 (0,013)	0,04
Anos de estudo poligonal	0,855**** (0,331)	136,45	0,098 (0,167)	11,97	0,184**** (0,043)	20,22
Carteira de trabalho assinada	0,073 (0,090)	7,54	0,319**** (0,071)	37,53	0,347**** (0,076)	41,43
Urbano	0,106 (0,074)	11,15	0,101* (0,067)	10,58	-0,065 (0,070)	-6,25
Ln (horas de trabalho/semana)	0,787**** (0,195)	-	0,401*** (0,178)	-	0,282* (0,171)	-
Preta	-0,082 (0,154)	-7,86	-0,070 (0,114)	-6,78	-0,172*** (0,082)	-15,78
Parda	-0,131** (0,070)	-12,31	0,119* (0,073)	12,67	-0,136*** (0,063)	-12,68
Empregado	-0,069	-6,66	0,111	11,70	-0,073	-6,99

<sup>2</sup> Encontram-se sob esta classificação todos os indivíduos empregados em atividades agropecuárias distintas às consideradas pelas variáveis *dummies*. Deve-se esclarecer que as amostras selecionadas não dispunham de indivíduos empregados no cultivo de soja, para todos os anos do período em análise.

Variável	1995		2004		2012	
	Coefficiente	Diferença % no rendimento esperado	Coefficiente	Diferença % no rendimento esperado	Coefficiente	Diferença % no rendimento esperado
permanente	(0,079)		(0,081)		(0,086)	
R <sup>2</sup>	0.2397		0.2123		0.3804	
Nº obs.	255		306		155	

Fonte: elaborado pelos autores.

Notas: <sup>(1)</sup>A diferença percentual no rendimento esperado representada pela variável poligonal foi calculada a partir da soma do coeficiente estimado para a variável anos de estudo com o estimado para a variável anos de estudo poligonal. <sup>(2)</sup>\*Significativo a 15% \*\*Significativo a 10% \*\*\*Significativo a 5% \*\*\*\*Significativo a 1%.

Observa-se que os resultados obtidos para a variável idade se comportaram conforme o esperado, apresentando coeficientes positivos para a maior parte dos anos considerados, ao mesmo tempo em que os coeficientes obtidos para a idade ao quadrado foram negativos<sup>3</sup>. Este resultado indica que o rendimento esperado, apesar de ser crescente à medida que o indivíduo se torna mais velho, se comporta como uma parábola invertida em relação a esta variável, de forma que, após determinado nível de idade, passa a decrescer em relação a tal variável<sup>4</sup>. Dessa forma tem-se que enquanto em 1995 o rendimento esperado era máximo para indivíduos com idade igual a 43,46 anos, em 2012 o rendimento era máximo para indivíduos com idade igual a 39,73 anos. Ou seja, a idade para a qual os indivíduos empregados no setor agrícola do estado do Espírito Santo apresentaram redução de 8,57% no período<sup>5</sup>.

Dessa forma, os coeficientes obtidos para o Espírito Santo, específicos para o setor agrícola, indicam que a idade na qual tais empregados alcançam o rendimento máximo é inferior à dos empregados em geral do país como um todo.

Por sua vez, a diferença de rendimento esperado conforme o gênero apresentou um comportamento errático ao longo do período considerado. Mas é possível verificar que houve um aumento no efeito do gênero, passando de 7,54% para 29,87%. Ou seja, a diferença de rendimento esperado entre homens e mulheres no setor agrícola do estado aumentou no período. De maneira geral, tal diferença pode ser explicada por um conjunto de fatores, tais como a produtividade distinta entre os sexos, a alocação de homens e mulheres em postos de trabalhos diferenciados e o acesso à educação formal. Lino (2009) esclarece que a diferença de produtividade entre os gêneros é um importante fator explicativo para o diferencial de rendimentos. Ao tratar especificamente de trabalhadores voltados à produção de cana-de-açúcar, o autor aponta para a grande presença de remuneração por produtividade na atividade em questão o que, devido à menor força física das mulheres, acaba por resultar em menores rendimentos para as mesmas. Entretanto, resultados empíricos indicam também a ocorrência

<sup>3</sup>Com exceção do resultado observado para o ano de 2009, período no qual os coeficientes obtidos para essas variáveis não foram estatisticamente significativos.

<sup>4</sup>Definindo-se a variável associada à idade como o total de anos do indivíduo dividido por dez, uma vez sendo a variável uma medida de anos em décadas, e definindo-se  $\lambda_1$  o coeficiente associado à idade e  $\lambda_2$  o coeficiente associado à idade ao quadrado, tem-se que a idade para a qual o rendimento esperado é máximo é definida por  $-5 \frac{\lambda_1}{\lambda_2}$ .

<sup>5</sup> Um resultado nestes moldes sugere um comportamento distinto ao verificado para o Brasil. Hoffmann (2010), ao estimar uma equação de rendimento para as pessoas ocupadas no Brasil, não se restringindo ao setor agrícola, verificou que a idade para a qual o rendimento é máximo passou de 48,1 anos em 1992, para 51,0 anos, em 2008. Monarin e Cunha (2005) estimam uma equação de rendimentos específica aos empregados da região sul e identificam, para o mesmo período, que a idade cujo rendimento é máximo passou de 47 anos para 51 anos.

de discriminação entre os gêneros, conforme apontado anteriormente por Barros, Ramos e Santos (1995) e Leme e Wajnman (2000), por exemplo. Os resultados obtidos especificamente para o estado do Espírito Santo podem representar uma evidência sugerindo a possível ocorrência de discriminação no setor nessa região.

Considerando-se o nível de escolaridade, os resultados apontaram, como esperado, que quanto maior o nível de escolaridade, maior o rendimento esperado dos trabalhadores. Ou seja, verificou-se uma taxa de retorno positiva ao investimento em educação por parte dos trabalhadores rurais<sup>6</sup>. Entretanto, houve uma redução do efeito marginal de cada ano adicional de escolaridade sobre o nível de rendimento esperado para o caso daqueles indivíduos com nível de escolaridade abaixo de onze anos de estudo, nível este a partir do qual foi identificado um maior efeito marginal para cada ano adicional de estudo, efeito este captado através da inclusão de uma variável poligonal (maiores detalhes adiante). Verificou-se que, enquanto em 1995, cada ano adicional de estudo representava, em média, um acréscimo de 0,54% no rendimento esperado, em 2012 tal efeito passaria a ser de 0,04%<sup>7</sup>. A redução do efeito marginal de cada ano adicional de escolaridade também foi tratada por Barros et. al (2009). Os autores constatam que, no mercado de trabalho, a desigualdade educacional é traduzida em desigualdade de rendimentos, sendo a dimensão de tal conversão uma função de dois fatores: (i) a magnitude da desigualdade educacional e; (ii) a sensibilidade da desigualdade de rendimentos frente à desigualdade educacional. Nesse contexto, verificou-se que os diferenciais de rendimento por nível educacional reduziram-se em todos os níveis desde o ano de 1995, o que foi inclusive um dos fatores que contribuíram para a recente queda de desigualdade de rendimentos no Brasil.

Visando identificar melhor o efeito marginal da escolaridade sobre o rendimento esperado para o caso daqueles indivíduos com mais anos de estudo, o que na amostra foi identificado como sendo aqueles acima de dez anos de estudo, foi definida uma variável binária  $Z$  que assume valor nulo para os indivíduos cujo nível de escolaridade seja menor ou igual a tal nível identificado, e valor igual a um para aqueles indivíduos com nível de escolaridade superior a este nível.

Uma vez tendo sido identificado tal nível de educação formal como aquele a partir do qual o efeito marginal de cada ano adicional de estudo sobre o rendimento esperado é maior, a variável poligonal foi definida por  $Z(E - 10)$ , conforme as categorias definidas pelo IBGE para a variável associada à escolaridade. Desta maneira, considerando-se  $\beta_1$  o coeficiente associado à variável binária de escolaridade, e  $\beta_2$  o coeficiente associado à variável poligonal, tem-se que o efeito marginal associado ao nível de escolaridade será de  $\beta_1$  para os indivíduos cujo nível de escolaridade seja igual ou inferior a dez anos de estudo, e  $\beta_1 + \beta_2$  para os indivíduos cujo nível de escolaridade seja superior a dez anos de estudo. Neste caso, verificou-se que também para os indivíduos com maior nível de escolaridade houve uma redução do efeito marginal médio de cada ano adicional de estudo sobre o rendimento esperado. Enquanto em 1995, cada ano adicional de estudo representava, em média, um acréscimo de 136,45% no rendimento esperado dos empregados do estado, em 2012 o efeito sobre o rendimento dos empregados do estado passou a ser de 20,22%.

---

<sup>6</sup> Com exceção ao ano de 1997. Para esse ano, entretanto, o coeficiente obtido não foi estatisticamente significativo.

<sup>7</sup> Hoffmann (2010), ao analisar os determinantes das mudanças na desigualdade de renda dos indivíduos, em nível nacional, no período 1995-2008, também constata uma tendência de declínio da taxa de retorno da escolaridade sobre o rendimento daqueles indivíduos com escolaridade de até dez anos.

O resultado confirma a elevação da escolaridade média verificada para os indivíduos ocupados no setor. Conforme apontado por Vilela, Araújo e Ribeiro (2010) a escolaridade contribuiu no período para a queda da desigualdade de rendimentos entre distintos grupos no setor. Uma vez que houve no período um significativo aumento da escolaridade dos empregados, especialmente entre os empregados permanentes, é natural que o efeito de cada ano adicional de estudo sobre o rendimento desses indivíduos diminua em vista de tal elevação da média de anos de estudo<sup>8</sup>. Hoffmann (2007), por sua vez, verificou para a população ocupada em todos os setores da economia um decréscimo da taxa de retorno da escolaridade sobre o rendimento a partir de 2002.

O efeito marginal decorrente de o indivíduo possuir carteira de trabalho assinada se mostrou positivo e significativo, tendo aumentado no período. Resultado semelhante foi obtido por Oliveira (2009), a qual verificou um aumento do diferencial de rendimento entre os empregados com e sem carteira de trabalho, entre 1995 e 2007. Este resultado está associado à presença ainda marcante de empregados sem carteira de trabalho no setor, em grande parte devido à demanda por mão-de-obra temporária nas áreas rurais. Já os resultados associados à situação censitária do indivíduo demonstraram não ser possível inferir um efeito definido sobre o rendimento esperado decorrente de o indivíduo ser residente em áreas urbanas<sup>9</sup>.

O total (linearizado) de horas trabalhadas, por outro lado, se mostrou relevante como regressor do logaritmo dos rendimentos, representando a elasticidade dos rendimentos em relação ao tempo trabalhado. No período considerado, houve uma redução no valor dessa elasticidade. Em 1995, um acréscimo de 1,0% no tempo trabalhado por semana, em horas, representava um acréscimo de 0,787% no rendimento esperado. Já em 2012, tal acréscimo passou a ser de 0,282%. Tais elasticidades podem ser consideradas uma indicação de que a jornada de trabalho no setor no estado do Espírito Santo ainda é relativamente elástica, de maneira a não haver, na prática, uma efetiva limitação que implicasse elevação do rendimento frente a horas adicionalmente trabalhadas.

Considerando-se os coeficientes relacionados às variáveis de cor verifica-se que o rendimento esperado para os indivíduos pretos e pardos é inferior ao esperado para os indivíduos brancos. O diferencial, por sua vez, aumentou no período, passando de -7,86% para -15,78% no caso dos primeiros, e de -12,31% para -12,68% no caso dos pardos<sup>10</sup>.

---

<sup>8</sup> Neste sentido, Balsadi (2007) aponta que entre 1992 e 2004, a participação dos indivíduos com oito ou mais anos de estudo entre o total de empregados permanentes urbanos no setor agrícola brasileiro passou de 4,1% para 13,3%. Adicionalmente, De Negri et al. (2006) constatam que entre a população do meio rural no período entre 1993 e 2004, empregadas tanto em atividades agrícolas como não agrícolas, houve diminuição de participação dos indivíduos com menos de três anos de estudos, sendo que entre os primeiros houve significativo aumento de participação daqueles com escolaridade entre quatro e sete anos

<sup>9</sup> Cabe destacar que, conforme apontado pelo IBGE, as estatísticas correspondentes à situação censitária não refletem com fidedignidade a evolução das áreas, sendo que as diferenças se intensificam conforme o ano de realização do Censo. Segundo Campolina e Silveira (2008), a distinção entre tais áreas no Brasil possui um caráter legal-administrativo, de forma que não guarda relação direta com processos e variáveis demográficas, em especial a densidade populacional, contrariamente ao que se verifica em outros países. Deve-se ressaltar, ainda, que houve uma alteração da definição adotada pelo IBGE em termos de situação censitária a partir da realização do Censo Demográfico de 2000, tendo sido a delimitação das áreas consideradas urbanas ampliada conforme a legislação de cada município, a qual passou a ser utilizada nas PNAD a partir de 2001 (HOFFMANN, 2007).

<sup>10</sup> Vale ressaltar que os coeficientes apresentaram baixa significância estatística, em parte resultante da limitação geográfica da amostra considerada. A limitação da amostra também impossibilitou que fosse analisado o efeito sobre o rendimento associado aos indivíduos indígenas e amarelos.

Já os coeficientes para a variável associada à posição na ocupação apresentaram um resultado incerto ao longo do período considerado, indicando um efeito ora negativo, ora positivo. Tal resultado pode estar associado à estrutura produtiva do estado, com grande presença de agricultura voltada ao consumo próprio, com reduzida presença de empregados com carteira assinada, dificultando a identificação do efeito associado à sua posse.

Para o modelo 2, obteve-se um coeficiente de determinação ( $R^2$ ) médio de 0,2810, indicando que 28,10% das variações da variável dependente são explicados pelo modelo estimado<sup>11</sup>.

Tabela 2 - Resultados da estimação da equação de rendimentos (modelo 2) para os empregados no setor agrícola do Espírito Santo, 1995, 2004 e 2012

Variável	1995		2004		2012	
	Coefficiente	Diferença % no rendimento esperado	Coefficiente	Diferença % no rendimento esperado	Coefficiente	Diferença % no rendimento esperado
Constante	0,911 (0,729)	-	2,833**** (0,631)	-	4,711**** (0,749)	-
Idade	0,542**** (0,122)	-	0,191** (0,111)	-	0,284*** (0,129)	-
Idade ao quadrado	-0,062**** (0,015)	-	-0,018 (0,014)	-	-0,036*** (0,014)	-
Homem	0,085 (0,120)	8,82	0,343*** (0,163)	40,91	0,246**** (0,079)	27,86
Anos de estudo	0,009 (0,017)	0,89	0,015 (0,012)	1,49	0,000 (0,013)	0,03
Anos de estudo poligonal	0,808*** (0,326)	126,43	0,097 (0,171)	11,82	0,190**** (0,043)	20,99
Carteira de trabalho assinada	0,082 (0,094)	8,59	0,329**** (0,076)	38,92	0,343**** (0,084)	40,86
Urbano	0,103 (0,076)	10,86	0,100* (0,068)	10,47	-0,078 (0,071)	-7,48
Ln (horas de trabalho/semana)	0,733**** (0,198)	-	0,407*** (0,181)	-	0,279* (0,172)	-
Preta	-0,083 (0,154)	-8,01	-0,063 (0,117)	-6,10	-0,165** (0,085)	-15,25
Parda	-0,127** (0,073)	-11,91	0,129** (0,077)	13,82	-0,138*** (0,065)	-12,91
Empregado permanente	-0,046 (0,082)	-4,53	0,105 (0,081)	11,11	-0,055 (0,085)	-5,33
Cultivo de café	0,066 (0,073)	6,84	0,039 (0,073)	4,03	0,031 (0,0722866)	3,11
Cultivo de banana	-0,095 (0,136)	-9,08	0,144 (0,180)	15,43	0,345**** (0,098)	41,21
Cultivo de cana-de-açúcar	-0,109 (0,1363764)	-10,33	0,153 (0,184)	16,51	0,315*** (0,151)	36,99
R <sup>2</sup>	0,2474		0,2148		0,3918	
Nº Obs.	255		306		155	

Fonte: elaborado pelos autores.

Notas: <sup>(1)</sup> A diferença percentual no rendimento esperado representada pela variável poligonal foi calculada a partir da soma do coeficiente estimado para a variável anos de estudo com o estimado para a variável anos de estudo poligonal. <sup>(2)</sup> \*Significativo a 15% \*\*Significativo a 10% \*\*\*Significativo a 5% \*\*\*\*Significativo a 1%.

## 5. CONCLUSÕES

O objetivo do presente trabalho foi apresentar uma análise empírica dos determinantes dos

<sup>11</sup> A título de informação, vale citar que também foram estimados os diferenciais de rendimentos no Estado do Espírito Santo por atividades selecionadas (cultivos de café, banana e cana-de-açúcar). Os resultados deste exercício não foram reportados aqui com o intuito de poupar espaço. Leitores interessados neste material podem consultar os documentos suplementares que acompanham o presente trabalho.

rendimentos de empregados do setor agrícola no estado do Espírito Santo. Para tanto, foram apresentados resultados de uma análise econométrica baseada em dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), ao longo do período 1995/2012. Os principais resultados obtidos a partir deste esforço de pesquisa foram os seguintes:

- (i) A análise relacionando idade e rendimentos de trabalhadores agrícolas sugere que a idade para a qual o rendimento máximo é obtido pelos empregados do setor reduziu no período, passando de 43,46 para 39,73 anos, o que indica um movimento contrário àquele observado para os empregados no país como um todo.
- (ii) O efeito marginal de cada ano adicional de estudo sobre os rendimentos apresentou uma nítida redução no período, inclusive para indivíduos com maior nível de escolaridade. No caso dos últimos, o diferencial passou de 136,45%, no ano de 1995, para 20,22%, no ano de 2012. Um resultado nestes moldes pode estar associado à elevação da escolaridade média verificada para os indivíduos ocupados no setor, diante da qual uma consequência natural seria a redução do efeito de cada ano adicional de estudo sobre os rendimentos.
- (iii) Em termos de gênero observa-se um aumento nos diferenciais de rendimentos, com a diferença passando de 7,54% para 29,87% ao longo do período analisado, favorecendo trabalhadores de sexo masculino.
- (iv) Em termos de raça, observa-se uma nítida e persistente diferença de rendimentos em favor de trabalhadores brancos, quando da comparação com trabalhadores pardos e pretos.
- (v) Finalmente, há um efeito positivo da posse de carteira assinada sobre os rendimentos dos trabalhadores, o que sugere uma maior importância relativa da formalização das relações trabalhistas no período recente.

Embora o presente trabalho tenha trazido resultados que colaborem para um melhor entendimento acerca dos determinantes do rendimento dos empregados no setor agrícola do Espírito Santo, ainda persistem elementos que podem ser adicionados a partir de pesquisas futuras, especialmente no sentido de auxiliar na compreensão de alguns desses resultados. Em um primeiro momento, uma frente de pesquisa promissora estaria relacionada à identificação precisa dos fatores que expliquem os diferenciais de rendimentos associados ao gênero e à raça na região. A análise aqui apresentada sugere indícios de discriminação que merecem ser melhor investigados, de maneira a se ter evidências quantitativas que sustentem ou não essa hipótese. Conforme indicado ao longo do presente trabalho, é possível que outros fatores expliquem esse diferencial, tais como o nível de escolaridade detido por indivíduos brancos frente a pardos e pretos, por exemplo. No caso do gênero, é possível que o diferencial esteja associado às atividades exercidas pelos diferentes sexos. Há, por exemplo, a possibilidade de que, devido a limitações físicas, mulheres estejam majoritariamente presentes em funções ou atividades que, em média, apresentem uma menor remuneração frente àquelas nas quais os homens estejam mais presentes. Tomados em conjunto, os resultados aqui reportados têm repercussões diretas sobre o desenho e a implementação de políticas públicas voltadas ao setor agrícola em localidades onde predomina a agricultura de subsistência, conforme é o caso do estado do Espírito Santo.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BALSADI, O. V. **O mercado de trabalho assalariado na agricultura brasileira no período 1992-2004 e suas diferenciações regionais**. 2007. 266 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2007.
- BARROS, R.P.; CARVALHO, MIRELA de; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. Markets, the state and the dynamics of inequality: Brazil's case study. In: INTERNATIONAL CONGRESS OF THE LATIN AMERICAN STUDIES ASSOCIATION, 28., 2009, Rio de Janeiro. Disponível: <<http://lasa.international.pitt.edu/members/congress-papers/lasa2009/>>. Acesso em: 14 jan. 2012.
- BARROS, R.P.; RAMOS, L.; SANTOS, E. Gender differences in Brazilian labor Markets. In: SCHULTZ, P. (Ed.). **Investment in Women's Human Capital**. Chicago: University of Chicago Press, 1995. chap. 13, p. 380-424.
- CAMPOLINA, B.; SILVEIRA, F. G. O mercado de trabalho rural: evolução recente, composição da renda e dimensão regional. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 46., **Anais...** Rio Branco: SOBER, 2008. 21 p.
- CELIN, J.L. Contribuição ao estudo da pequena produção na cafeicultura brasileira: o caso do Espírito Santo. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 2, n. 4, p. 67-75, nov. 1984.
- CUNHA, M.S. Evolução da desigualdade de rendimentos na agricultura brasileira, 1981-2004. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 53, n. 2, p. 19-34, jul. 2006.
- \_\_\_\_\_. Os empregados da agricultura brasileira: diferenciais e determinantes salariais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 45, n. 3, p. 597-620, jul. 2008.
- DE NEGRI, F.; DE NEGRI, J. A.; COELHO, D.; TURCHI, L. Tecnologia, exportação e emprego. In: DE NEGRI, J. A. ; DE NEGRI, F. ; COELHO, D. (Org.). **Tecnologia, exportação e emprego**. Brasília: IPEA, 2006. cap. 1, p. 17-51.
- FASSARELLA, R.A.; REGO, M.A. A estrutura fundiária do Espírito Santo de 1970 a 2006. In: FERRARI, M.A.R.; ARTHMAR, R. (Orgs.). **Novas Leituras sobre a Economia do Espírito Santo**. Vitória: CORECON-ES, 2011, p. 71-92.
- HOFFMANN, R., NEY, M.G. Desigualdade, Escolaridade e rendimentos na agricultura, indústria e serviços, de 1992 a 2002. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 13, n. 2, p. 51-79, jul. 2004.
- HOFFMANN, R. Transferências de renda e redução da desigualdade no Brasil e em cinco regiões, entre 1997 e 2005. In: BARROS, R.P.de; FOGUEL, M.N.; ULYSSEA, G. (Org.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: IPEA, 2007. cap. 15, p. 17-40.
- HOFFMANN, R. The evolution of income distribution in Brazil: what promotes and what restricts the decline in inequality. Trabalho apresentado no seminário "A comparative analysis of growth and development: Argentina and Brazil". University of Illinois, Apr. 22-23, 2010. In press.
- HOFFMANN, R. Distribuição da renda agrícola e sua contribuição para a desigualdade de renda no Brasil. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 49., 2011, Belo Horizonte. **Anais...** Belo Horizonte: SOBER, 2011. 26 p.
- LEME, M.C.S.; WAJNMAN, S. Tendências de coorte nos diferenciais de rendimentos por sexo. In: HENRIQUES, R. (org.). **Desigualdade e Pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. cap. 9, p. 251-270.
- LINO, L.S. **Diferencial de rendimentos entre os empregados especializados e não-especializados na cultura de cana-de-açúcar no estado de São Paulo**. 2009. 127 p. Dissertação (Mestrado em

Ciências – Área de concentração: Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2009.

MINCER, J. On-the-job training: costs, returns and some implications. **The Journal of Political Economy**, Chicago, v. 70, n. 5, p. 50-79, out. 1962.

MONARIN, F. V. B.; CUNHA, M. S. da. Determinantes dos rendimentos da região sul do Brasil: 1992-01. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 26, n. 2, p. 905-934, nov. 2005.

MORI, J.S. **Diferenciais de salários nas atividades agrícolas brasileiras**: aspectos estruturais e determinantes regionais. 2008. 98 p. Dissertação (Mestrado em Ciências – Área de concentração: Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2008.

NONNENBERG, M.J.B.; REZENDE, G.C. Desenvolvimento da agropecuária do Espírito Santo. In: VESCOVI, A.P.V; BONELLI, R. (orgs.). **Espírito Santo: instituições, desenvolvimento e inclusão social**. Vitória: IJSN, 2010. p. 139-163.

OLIVEIRA, R.B.de; HOFFMANN, R. Desigualdade de rendimentos entre os empregados na agricultura brasileira de 1992 a 2008: o efeito do salário mínimo. In: CONGRESSO SOBER, 48., 2010, Campo Grande. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/15/465.pdf>>. Acesso em: 16 mar. 2010.

PEREIRA, A.M.A.; PONTILI, R.M.; LOPES, J.L.; SOUZA, E.L.C. Diferencial de renda por gênero, nas áreas urbana e rural, do mercado de trabalho informal, do Paraná. In. CONGRESSO SOBER, 45., 2007, Londrina. Disponível em: < <http://www.sober.org.br/palestra/6/712.pdf>>. Acesso em: 12 fev. 2011.

QUEIROZ, B.L. **Diferenciais regionais de salários nas microrregiões mineiras, 1991**. 2001. 202 p. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, 2001.

REIS, M.C. O mercado de trabalho no Espírito Santo: uma análise para o período 1992-2008. In: VESCOVI, A.P.V; BONELLI, R. (orgs.). **Espírito Santo: instituições, desenvolvimento e inclusão social**. Vitória: IJSN, 2010. p. 399-422.

SAVEDOFF, W.D. Os diferenciais regionais de salários no Brasil: segmentação versus dinamismo da demanda. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 20, n. 3, p. 521-556, dez. 1990.

VILELA, T.; ARAÚJO, E.; RIBEIRO, E. P. Análise do diferencial de renda do trabalho em 2008 entre diferentes gerações de trabalhadores no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., 2010, Salvador. **Anais...** Niterói: Anpec, 2010. p. 385-414.