

ACESSO À TERRA, ESCOLHA OCUPACIONAL E O DIFERENCIAL DE PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA ENTRE PEQUENOS PRODUTORES¹

Guilherme Berse Rodrigues Lambais

1 INTRODUÇÃO

Um dos principais tópicos de pesquisa na economia é entender por que existem persistentes diferenças de renda e produtividade entre os países, apesar da previsão teórica de convergência do crescimento econômico e da renda *per capita* (Solow, 1956). Uma das principais linhas de pesquisa para explicar essa questão é fundada no fato de que existem diferenças substanciais na produtividade total dos fatores (PTF) entre os países, o que inibe a convergência (Restuccia e Rogerson, 2013).²

Existem diferenças de produtividade tanto entre quanto dentro dos setores de atividades econômicas. A diferença internacional da produtividade do trabalho entre setores não agrícola e agrícola chega até a três vezes (Gollin, Lagakos e Waugh, 2014a). Resultado um pouco melhor que o encontrado nos anos 1960, onde os chamados setores “modernos” auferiam produtividade do trabalho vinte vezes maior que os setores “primitivos” (Pinto, 1970). Portanto, houve uma melhora consistente desde a primeira metade do século XX, mas ainda existem grandes diferenças.

No setor agrícola, também existem grandes diferenças, tanto entre países quanto dentro dos países. Por exemplo, a diferença entre países da produtividade do trabalho chega até a cinquenta vezes comparando os países do decil (10%) superior de renda com os do decil (10%) inferior (Gollin, Lagakos e Waugh, 2014b). Especificamente ao Brasil, o diferencial da produtividade do trabalho entre todas propriedades agrícolas (de classes comerciais e familiares) pode chegar a treze vezes e o diferencial da produtividade da terra a 38 vezes (Vieira Filho, Santos e Fornanizer, 2015). Considerando somente as propriedades familiares, o diferencial de produtividade do trabalho chega a até dez vezes e da produtividade da terra a 35 vezes (Vieira Filho, 2013).

1. Uma versão anterior deste estudo foi apresentada no 17º Congresso da International Association for the Economics of Participation (Iafep), em Montevidéu, em 2014, com o título: *Access to land, food security, and agricultural productivity*. Agradeço o generoso apoio recebido da associação e os comentários dos participantes, principalmente de Louis Putterman e Guillermo Alves. Beneficiei-me também de comentários dos editores desse livro e de um revisor, de participantes dos seminários *Agricultura e crescimento*, do Ipea e do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (Mapa), e *Economia do setor público*, na Universidade de Brasília (UnB), em 2015, bem como de diversas conversas com Marcelo Magalhães e Antônio Márcio Buainain.

2. Outra linha de pesquisa seria fundada na questão da acumulação de capital (físico e humano).

O objetivo deste capítulo é explicar por que ocorre esse diferencial de produtividade. Especificamente, concentra-se no diferencial de produtividade (parcial) da terra. Não se objetiva explicar a totalidade do diferencial, mas apenas a parte que é causada pelo mecanismo da escolha ocupacional. A hipótese central é que a escolha ocupacional para fora do domicílio, isto é, quanto os membros auferem proporcionalmente de renda externa em relação à renda gerada dentro da propriedade, exerce um efeito dominante na produtividade agrícola do empreendimento familiar.

Para testar essa hipótese, constrói-se um modelo teórico de produtividade agrícola de onde se deriva sua versão log-linearizada para a análise econométrica. A análise econométrica é feita utilizando a técnica de mínimos quadrados ordinários (MQO) e também uma estratégia de variáveis instrumentais para contornar os problemas de endogeneidade devido a potenciais problemas de causalidade reversa e simultaneidade.

Na seção 2, fundamenta-se melhor o objetivo na literatura teórica, mas antes são demonstrados alguns fatos estilizados para motivar este capítulo. Os fatos estilizados são derivados da literatura sobre a contabilidade do desenvolvimento e da base de dados utilizada na análise econométrica. Na sequência, na seção 3, constrói-se um modelo teórico de produtividade que serve para guiar a análise empírica, visando testar a hipótese derivada na seção 2. Na seção 4, são apresentados os dados utilizados na análise empírica e o contexto institucional em meio onde os dados foram colhidos. Na seção 5, realiza-se a análise econométrica. Na seção 6, tem-se a conclusão deste estudo.

2 ABORDAGEM TEÓRICA E ALGUNS FATOS ESTILIZADOS

O objetivo desta seção é apresentar a abordagem teórica utilizada como motivação para entender o problema da diferença da produtividade, que é baseada na literatura de contabilidade do desenvolvimento (*development accounting*), essa literatura visa calcular principalmente o crescimento e a produtividade dos fatores entre países e setores, como também dentro dos países e dos setores. Alguns fatos estilizados derivados dessa literatura são aqui expostos para que sejam relacionados com os fatos estilizados calculados a partir da amostra utilizada neste estudo, apresentada a seguir. Por fim, apresenta-se a literatura teórica que justifica a hipótese deste capítulo, o que leva ao desenvolvimento do modelo na seção 3.

De forma introdutória, existe um *hiato* de produtividade agrícola entre os setores agrícola e não agrícola ao redor do mundo, termo cunhado pelos autores Gollin, Lagakos e Waugh (2014a), os quais calculam que a produtividade do trabalho no setor não agrícola é três vezes maior que no setor agrícola. Esse resultado se mantém mesmo com um estudo cuidadoso, considerando uma série de fatores, como horas trabalhadas e capital humano por trabalhador, que muitas vezes eram desconsiderados nas comparações ao nível agregado.

Mais ainda, as diferenças dentro do setor agrícola também são grandes. Em Gollin, Lagakos e Waugh (2014b) é demonstrado que os países do decil (10%) superior da distribuição de renda produzem até cinquenta vezes mais produto agrícola por trabalhador do que o decil inferior, e o quartil superior (25%) produz trinta vezes mais que o quartil inferior. A tabela 1 faz um compêndio dos resultados de produto por trabalhador, trabalhador por hectare e produto por hectare.

TABELA 1
Diferenças internacionais de produtividade

Produto por hectare (tonelada)	Razão 10% superior/10% inferior
Milho	4.7
Arroz	2.8
Trigo	2.5
Hectares por trabalhador	31.2
Produto por trabalhador	50.1

Fonte: FAO. Disponível em: <<http://faostat.fao.org>>. Adaptado de Gollin, Lagakos e Waugh (2014b).

Obs.: A terra é medida por hectares de terra arável e os trabalhadores como o número total de pessoas ativas na agricultura.

A equação, a seguir, resume os fatos estilizados apresentados nesta seção.

$$\frac{\textit{Produto}}{\textit{Trabalhador}} = \frac{\textit{Produto}}{\textit{Terra}} \times \frac{\textit{Terra}}{\textit{Trabalhador}}$$

O foco nessa abordagem integrada, considerando a interligação das produtividades parciais do trabalho e da terra com a quantidade de terra por trabalhador, pode auxiliar a compreender alguns resultados obtidos pela agricultura brasileira nos últimos anos e nortear a motivação dessa investigação.

Por exemplo, como demonstram Vieira Filho, Santos e Fornazier (2015) e Gasques *et al.* (2012), de 1975 a 2009, a produtividade total dos fatores (PTF) da agricultura no Brasil cresceu 3,8 vezes em comparação a 1,8 vezes nos Estados Unidos. No entanto, é necessário apontar que a produtividade brasileira apresenta um forte componente de heterogeneidade estrutural, ou seja, de distribuição desigual da produção e tecnologia. Por exemplo, segundo cálculos de Alves, Silva e Souza (2012), a partir do Censo Agropecuário 2006, ao dividir os estabelecimentos rurais em classes – desconsiderando da amostra aqueles que não declararam renda ou área –, aqueles que têm rendimento bruto mensal de até R\$ 3 mil (equivalentes a dez salários mínimos de 2006) somam 89% dos estabelecimentos, mas representam apenas 13% do valor bruto de produção (VBP) anual. Desses, os que possuem renda líquida positiva têm uma produtividade agrícola (produtividade parcial da terra) média de R\$ 474,00 por mês, cerca de quatro vezes menor que os que alcançaram VBP mensal superior a R\$ 3 mil.

Portanto, como demonstrado em Vieira Filho, Santos e Fornazier (2015), apesar do crescimento superior da PTF nos últimos anos, a quantidade de trabalho por produto da agricultura brasileira quase não diminuiu no período 1975-2009,

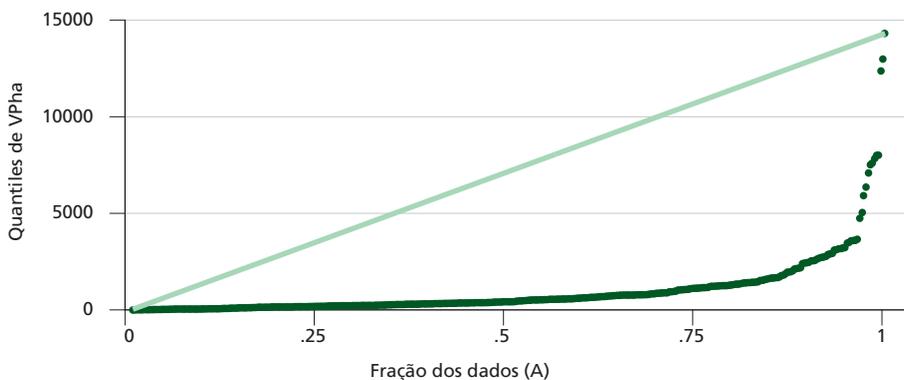
ao passo que a dos Estados Unidos decaiu pela metade. Os autores demonstram que existem diferenças significativas de produtividade da terra e do trabalho dentre as classes comerciais e familiares de agricultura. As diferenças por exemplo chegam a 38 vezes da produtividade da terra e treze vezes da produtividade do trabalho entre os grupos de alta intensidade tecnológica *versus* os de baixa intensidade. Já em Vieira Filho (2013), o autor verifica a diferença, entre classes mais ou menos eficientes economicamente e tecnologicamente, de 35 vezes para a produtividade da terra e dez vezes para a produtividade do trabalho mesmo considerando somente as propriedades agrícolas familiares.

Este capítulo analisa dentro desse foco os microdados quasi-experimentais da avaliação de impacto do Programa Cédula da Terra, com observações para 357 domicílios na região Nordeste mais o Norte de Minas Gerais no ano de 2006. O gráfico 1 e a tabela 2 demonstram que o mesmo padrão diferencial de produtividade observado nos estudos aqui citados também se mantém nessa amostra.

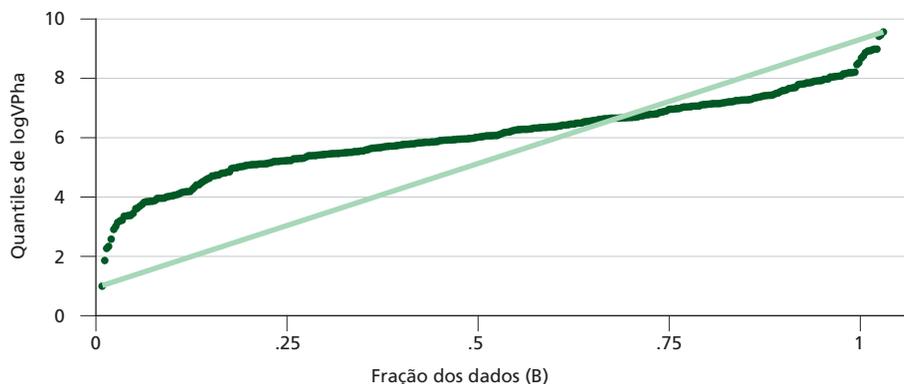
GRÁFICO 1

Diferencial de produtividade entre os domicílios por meio de quantiles

1A – Quantiles de valor (R\$) do produto por hectare



1B – Quantiles de log do valor do produto por hectare (n = 357)



Elaboração do autor.

TABELA 2
Diferencial de produtividade dos 10% e 25% superiores e inferiores (n = 357)

	Valor da produção por hectare (R\$)		
	Média inferior	Média superior	Razão
10%	35,9	5015,5	140
25%	94,9	2940,4	31

Elaboração do autor.

A razão de 140 vezes, da comparação do decil superior com o inferior, é próxima da encontrada por Gollin, Lagakos e Waugh (2014b) do diferencial entre os Estados Unidos e os países da África subsahariana (cem vezes). Já a razão de 31 vezes, da comparação do quartil superior com o quartil inferior, está em linha também com o diferencial encontrado por Vieira Filho, Santos e Fornazier (2015) e Vieira Filho (2013).

Procura-se propor neste capítulo uma interpretação teórica para entender os diferenciais encontrados nesses microdados baseada no desacoplamento da propriedade da terra (direito de propriedade) e do uso da terra (produção a partir da terra). A existência de um desacoplamento gera diferentes escolhas ocupacionais, isto é, alocação de trabalho para dentro ou para fora da propriedade, a qual, por sua vez, pode ter um impacto na produtividade agrícola por estabelecimento.

Em geral, Besley e Ghatak (2010) avaliam que o direito de propriedade tem o benefício de melhorar a alocação dos fatores de produção por meio de diversos canais, do nível micro ao macroeconômico. Especificamente, a capacidade do direito de propriedade de desacoplar o trabalho do proprietário do uso da terra não é uma observação nova, sendo uma das principais teses em George (1879), até mais recentemente em Otuska, Chuma e Hayami (1992). Estes últimos realizam uma série de análises sobre a interligação dos mercados de fatores (terra, trabalho e capital) e como a análise muda substancialmente em contraste com a realização de análises considerando apenas um fator. Para o caso da América Latina, Sadoulet (1992) explica nomeadamente a situação dos inquilinos – no Brasil, mais conhecido como parceiros ou meeiros –, isto é, como a falta de propriedade para os pequenos produtores faz com que se criem contratos interligados de oferta de trabalho e uso da terra que beneficiam somente os grandes proprietários.

Mais relacionados com a análise deste trabalho, Field (2007) analisa como a certificação do direito de propriedade melhora a alocação de trabalho dentre os domicílios e, por consequência, aumenta a oferta de trabalho para fora do domicílio. De Janvry *et al.* (2015) analisam como a certificação leva a uma alocação de trabalho mais eficiente através do aumento da migração daqueles que foram certificados – pois uma vez certificados não precisam ficar defendendo a posse.

Nessa abordagem, Jeong e Townsend (2007) argumentam que um dos grandes componentes da produtividade total dos fatores é a própria mudança ocupacional. Os autores encontraram que 73% do crescimento da PTF da Tailândia entre 1976 e 1996 se deveu às mudanças ocupacionais – aumento da oferta de trabalho de agricultores proprietários e empreendedorismo – e ao aprofundamento financeiro – expansão do crédito.

Não se pretende analisar como funciona o mecanismo da escolha ocupacional, pois isso está além do escopo aqui definido, mas a literatura exposta a seguir fornece um guia para saber quais mecanismos são possíveis de testar no modelo empírico deste trabalho e quais ficarão como heterogeneidade não observada.

A interpretação mais comum sobre a escolha ocupacional é que a existência de restrição de crédito é o maior determinante dessa dinâmica (Banerjee e Newman, 1993; Blatman, Fiala e Martinez, 2013; Bandiera *et al.*, 2015). Em complemento, e muitas vezes de maneira a gerar a própria restrição de crédito, baixos níveis de riqueza também podem influenciar nas escolhas e na dinâmica do sistema (Bardhan, Bowles e Gintis, 2000; Mookherjee e Ray, 2002; Ghatak e Jiang, 2002).

Outra corrente da literatura enfatiza a questão de seleções devido a diferentes preferências, habilidades e vantagens comparativas do trabalho (Foster e Rosenzweig, 1996; Lagakos e Waugh, 2013; Nyshadham, 2014). Nesse sentido, Assunção e Ghatak (2003) e Assunção (2008) demonstraram como a diferença de habilidades pode ser determinante na dinâmica agrícola. Adicionalmente, é possível verificar como a geografia em geral pode afetar a escolha ocupacional por meio de uma série de canais (Felkner e Townsend, 2011; Asher e Novosad, 2016).

Para tanto, procura-se utilizar um modelo teórico de produção que guie as análises com uma estratégia de variáveis instrumentais, que possam estimar o efeito da escolha ocupacional, já que existem potenciais problemas de endogeneidade e causalidade reversa. A endogeneidade da escolha no processo de produção, ou seja, sua correlação com os erros, já é conhecida de longa data nos trabalhos de estimação de produtividade ou funções de produção (Wooldridge, 2010). A causalidade reversa pode existir pelos choques de produtividade que afetam a oferta de trabalho, já que a mensuração do produto agrícola se dá ao longo do período de um ano, como observado em Jayachandran (2006) e Cameron e Worswick (2003). Adicionalmente, utiliza-se o procedimento de correção de Heckman (1979) para controlar os efeitos de viés de seleção advindos da autosseleção do programa e atrito na amostra.

A estratégia empírica é baseada na utilização da idade do chefe do domicílio como instrumento para a escolha ocupacional. Essa estratégia se justifica pelo fato de diversos estudos utilizarem a idade para determinação da escolha ocupacional na agricultura – por exemplo, Lien, Kumbhakar e Hardaker (2010) – e, mais ainda, devido à literatura de ciclos de vida – por exemplo, Bodie, Merton e Samuelson (1992) –, na qual a motivação é baseada. Assumindo os agentes como *forward-looking* o

ciclo de vida e a idade se tornam um dos principais determinantes das escolhas ao longo da vida. Isto é, os chefes de domicílio planejam os esforços olhando para o futuro de acordo com cada estágio no ciclo de vida da família, da concepção à aposentadoria, além da questão intergeracional de consideração das escolhas de acordo com a geração mais nova no domicílio.

Baseado no exposto, pode-se afirmar que não existe uma avaliação normativa da escolha ocupacional para fora da propriedade *a priori*, ou seja, esta não é necessariamente boa ou ruim. Por um lado, se a vantagem comparativa do domicílio estiver no sentido da atividade externa, está-se em melhor situação do que se permanecesse somente com a produção interna, assim como isso será positivo para o bem-estar geral do sistema econômico. Por outro lado, se essa escolha for “forçada”, devido a restrições de crédito, riqueza ou acesso a mercados, então o bem-estar pode estar aquém do ótimo.

Pretende-se avaliar o efeito direto da escolha ocupacional na produtividade, além de testar os mecanismos de crédito, riqueza e, indiretamente, de acesso aos mercados. Isto é, avaliar se o efeito da escolha ocupacional está sendo resultado de alguma restrição, e se é o caso desse efeito ser considerado ruim para o domicílio. O efeito remanescente então seria devido a preferências, vantagem comparativa ou alguma outra heterogeneidade não observada, que foge do escopo da presente análise. A seção 3 apresenta o modelo teórico que irá guiar essa análise.

3 UM MODELO SIMPLES DE PRODUTIVIDADE

Na abordagem matemática, o método é baseado na modelagem desenvolvida por Assunção e Braido (2007), chamada de *yield approach*, que também foi utilizada por Barrett, Bellemare e Hou (2010). Esta abordagem será utilizada devido a possibilidade de se estimar funções de produção, que mensurem o valor total da produção sem a necessidade de especificar os preços e as quantidades individuais dos produtos. Ademais, estimam-se as funções de produção sem as variáveis de trabalho e de capital, que são extremamente suscetíveis a erros de medida, o que inviabiliza a análise econométrica.

Considere uma função de produção Cobb-Douglas, onde Y_i é o valor do produto total, T_i a área utilizada, K_i os insumos não relacionados ao trabalho, L_i o trabalho, A_i o fator tecnológico, e ε_i o termo aleatório de erro e $i = n$, para cada domicílio:

$$Y_i = A_i T_i^{\alpha_t} K_i^{\alpha_k} L_i^{\alpha_l} \exp(\varepsilon_i) \quad (1)$$

O tratamento correto do fator tecnológico é fundamental, pois a PTF, em termos gerais, é dada por $PTF = A_i = \frac{Y_i}{T_i^{\alpha_t} K_i^{\alpha_k} L_i^{\alpha_l}}$.

Portanto, nesse arcabouço, o termo A_i adquire caráter predominante ao representar as características da terra, da tecnologia e do domicílio, notadamente do efeito da escolha ocupacional. Por associação, A_i corresponde a efeitos específicos a cada região e o sistema agrícola derivado – por exemplo, diferentes culturas plantadas ou animais criados. Já o termo de erro é responsável pelas características não observáveis e pelos choques idiossincráticos – por exemplo, choques climáticos, pragas agrícolas e doenças animais.

Multiplicando Y_i , K_i e L_i pelos respectivos preços p , r e w , pode-se representar a função de produção em termos monetários:

$$y_i = \alpha_i T_i^{\alpha_l} k_i^{\alpha_k} l_i^{\alpha_l} \exp(\varepsilon_i) \quad (2)$$

em que, $y_i = pY_i$ representa o valor da produção; $k_i = rK_i$ o valor dos insumos não ligados ao trabalho; $l_i = wL_i$ o valor do trabalho e $\alpha_i = \frac{A_i p}{(r)^{\alpha_k} (w)^{\alpha_l}}$ é o fator tecnológico ajustado para preços. Considere-se agora um ambiente competitivo sem externalidades e com retornos constantes de escala, isto é, $\alpha_i = (1 - \alpha_k - \alpha_l)$. Para uma área de terra de qualquer tamanho, o domicílio irá maximizar o lucro esperado de forma que os insumos resolvam a equação a seguir.

$$\max_{k_i, l_i} E(\alpha_i T_i^{\alpha_l} k_i^{\alpha_k} l_i^{\alpha_l} \exp(\varepsilon_i) - k_i - l_i) \quad (3)$$

As quantidades ótimas de trabalho e dos insumos não relacionados ao trabalho são dadas por:

$$K_i^* = T_i (\alpha_i^{(1-\alpha_l)} \alpha_l^{\alpha_l} \alpha_i E(\exp(\varepsilon_i)))^{\frac{1}{1-\alpha_k-\alpha_l}} \quad (4)$$

$$L_i^* = T_i (\alpha_i^{(1-\alpha_k)} \alpha_k^{\alpha_k} \alpha_i E(\exp(\varepsilon_i)))^{\frac{1}{1-\alpha_k-\alpha_l}} \quad (5)$$

A função de produção em termos monetários (equação 2) pode ser reescrita como:

$$\frac{y_i}{T_i} = (\lambda \alpha_i)^{\frac{1}{1-\alpha_k-\alpha_l}} \exp(\varepsilon_i) \quad (6)$$

em que, $\lambda = (\alpha_k)^{\alpha_k} (\alpha_l)^{\alpha_l} [E(\exp(\varepsilon_i))]^{(\alpha_k + \alpha_l)}$

A equação 6 será a utilizada ao longo da análise empírica, sendo, portanto, a estimada no modelo econométrico. Sua versão log-linear é apresentada na seção 5.

4 DADOS E CONTEXTO INSTITUCIONAL

Como se tem alta taxa de concentração de terras no Brasil e baixo nível de desenvolvimento do mercado para compra, venda e aluguel de terras, o governo brasileiro implementou, a partir de 1997, a chamada segunda geração de reformas, as quais incluem a reforma agrária amparada pelo mercado.

No Brasil, o projeto-piloto desse tipo de política foi o Programa Cédula da Terra (PCT), iniciado em 1998, beneficiando 15 mil famílias, a um custo aproximado de US\$ 150 milhões. O PCT foi incorporado pelo Programa Nacional do Crédito Fundiário, que tem basicamente o mesmo desenho com pequenas alterações. A estrutura do PCT possibilita, primeiramente, que os beneficiários sejam autoselecionados, permitindo a formação das associações de beneficiários de forma descentralizada sem desnecessárias interferências do governo. Os beneficiários e as associações constituídas têm autonomia para tomar decisões sobre a utilização dos recursos disponibilizados, a estratégia de distribuição, o uso entre as famílias dos lotes individuais e as terras comuns.

O governo federal coordena o programa provendo o crédito e assumindo o risco com os ofertantes de terra. A terra é adquirida por meio de uma operação de crédito fundiário, com prazo de pagamento de vinte anos e carência mínima de três anos, que pode ser estendida em função das restrições agroclimáticas regionais. Ao governo estadual, cabe a garantia do direito de propriedade, a assistência técnica aos projetos produtivos e os investimentos comunitários para bens públicos. E os governos locais coordenam a formação de associações para que estas possam interagir com os sindicatos de trabalhadores rurais e outras esferas de governo.

A base de dados consiste de 357 domicílios, sendo 206 participantes do PCT e 151 de proprietários próximos com características parecidas. O propósito da amostra foi possibilitar a comparação do efeito de tratamento do PCT nos beneficiários, o que pode ser visto em Silveira *et al.* (2008), onde se encontra mais descrições sobre a característica quasi-experimental do desenho amostral. Cabe ressaltar que avaliar o efeito de tratamento do PCT não está no escopo deste capítulo, sendo que se pretende aproveitar a amostra para outros fins, igualmente importantes.

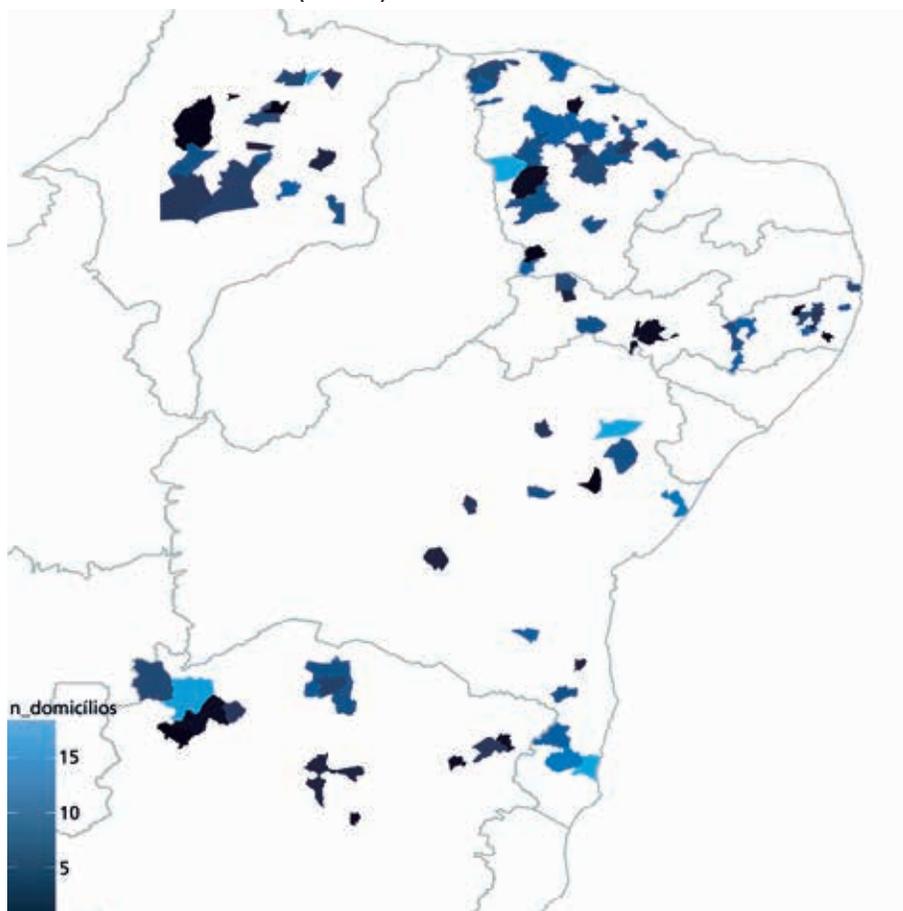
A amostra foi desenhada para cobrir o PCT na sua totalidade, este programa foi implementado enquanto piloto em cinco estados (Bahia-BA, Ceará-CE, Maranhão-MA, Minas Gerais-MG e Pernambuco-PE). O procedimento amostral foi realizado em dois estágios, garantindo variação do tamanho e distribuição geográfica dos projetos. No primeiro estágio, os projetos foram aleatorizados e selecionados por mesorregião. No segundo estágio, os domicílios foram ordenados de acordo com o tamanho do projeto, e então novamente aleatorizados e escolhidos dentre os projetos de assentamento. O número de domicílios selecionados dentre as mesorregiões foi proporcional ao número de domicílios de beneficiários existentes na região, assegurando um mínimo de dois projetos por mesorregião quando possível. Este processo assegura a aleatoriedade e garante observações na maioria das mesorregiões e variação no tamanho dos assentamentos.

A amostra de agricultores não participantes no PCT seguiu os mesmos critérios, se norteando a partir do desenho da amostra dos beneficiários até o nível do município.

No município, foi definido um universo de agricultores por meio da técnica de *propensity score matching*. As variáveis determinantes para o pareamento entre beneficiários e não beneficiários foram: *i*) a proximidade dos não beneficiários ao projeto do PCT sendo marcados em relação aos projetos pareados, o que possibilita a definição de *clusters*; e *ii*) que obedecessem o critério de um tamanho limite da propriedade, em relação ao pareamento com os beneficiários e aos padrões regionais que definem o pequeno agricultor e a agricultura familiar.

A figura 1 apresenta um mapa da região Nordeste mais o norte de Minas Gerais com a amostra dos números de domicílios por município.

FIGURA 1
Amostra de domicílios (n = 357)



Elaboração do autor.

Dado o caráter descentralizado do programa de reforma agrária, é importante caracterizar as regiões em que foram alocados os projetos de assentamento. A contextualização geográfica dos domicílios é ao nível estadual, a partir de Buainain *et al.* (1999), com informações sobre densidade populacional, isolamento e acesso a mercados, condições climáticas, acesso à energia elétrica e capacidade de irrigação.

A densidade populacional dos municípios onde os projetos do PCT estão localizados varia de quinze a trinta habitantes por km². Regiões como o norte de Minas Gerais e o Maranhão possuem a densidade populacional menor que vinte habitantes por km², mas, ainda assim, no Maranhão, este valor fica acima da média estadual. Em Pernambuco, muitos projetos estão localizados em regiões que a densidade populacional é de mais de cinquenta habitantes por km², como o agreste Pernambucano, mas que seria exceção ao resto dos projetos.

Para informações sobre o isolamento e acesso ao mercado, foram compiladas informações sobre a distância até os mercados principais – por exemplo, cidades com mais de 100 mil habitantes, capitais e centros comerciais regionais – e mercados locais – por exemplo, cidades com 50 mil a 100 mil habitantes), condições das estradas e do tráfego. Uma vez compiladas, foi criado um índice que divide as regiões nas categorias em que o acesso a mercados é fácil, adequado, limitado ou difícil. Em Pernambuco, a maioria dos projetos está localizada em regiões de acesso adequado (cerca de 40%) e os remanescentes igualmente divididos entre as outras categorias. Minas Gerais e Maranhão apresentam condições parecidas, com a maioria dos projetos em regiões difíceis ou limitadas, sendo que, no Maranhão, alguns assentamentos estão localizados em regiões de acesso fácil e adequado. Ceará e Bahia apresentam condições similares, onde a maioria dos projetos está localizada em regiões limitadas (cerca de 70%) e o restante dividido de maneira aproximadamente igual entre as demais categorias.

É importante saber se existe instalação de energia elétrica e irrigação, sendo a energia pré-condição para irrigação. Em relação à energia, no ano 2000, Buainain *et al.* (1999) classificam as propriedades adquiridas³ em três categorias: *i*) sem oferta de energia; *ii*) com instalação possível no médio prazo; e *iii*) sem possibilidade de instalação no médio prazo. Pernambuco é o estado que mais tem projetos com energia já instalada, na casa dos 70%, seguido por Minas Gerais e Ceará, com 55% a 60% aproximadamente, por último aparece o Maranhão com quase 30%, que tem as outras propriedades igualmente divididas nas duas outras categorias. Apesar de Pernambuco ter a maior porcentagem de assentamentos com energia, quase a totalidade das outras propriedades está classificada sem possibilidade de

3. Dados não disponíveis para a Bahia.

instalação no médio prazo, que é o caso de Minas Gerais. Apenas o Ceará tem a maioria da categoria sem energia com possibilidade de instalação no médio prazo. No entanto, ressalta-se que a amostra é para 2006, sendo que a situação pode ter melhorado, dependendo do andamento do programa Luz para Todos no estado.

A irrigação é um fator muito importante para superar as condições edafoclimáticas adversas em que muitas propriedades se encontram e para mitigar o risco de seca que é historicamente alto no Nordeste brasileiro. Com a exceção de Minas Gerais, os projetos não têm capacidade de irrigação. Não obstante, uma parcela significativa dos projetos tem capacidade de instalar irrigação, por haver disponibilidade de energia imediata ou por haver fontes de água no médio prazo. Somente Pernambuco tem menor capacidade devido a restrições de oferta de água.

Em conclusão, a análise em Buainain *et al.* (1999) sugere que o PCT teve dificuldades para direcionar o processo para as áreas mais favoráveis, mas espera-se, em se tratando de política de reforma agrária, que o programa tenha sido direcionado para as piores regiões rurais. Com algumas exceções, os beneficiários não estão comprando propriedades já prontas para o processo produtivo, o que, por um lado, pode ser benéfico, se a associação alinhar o subsídio disponibilizado aos projetos produtivos escolhidos pelos membros, mas que, por outro lado, pode ser um impedimento à produtividade inicial dos domicílios.

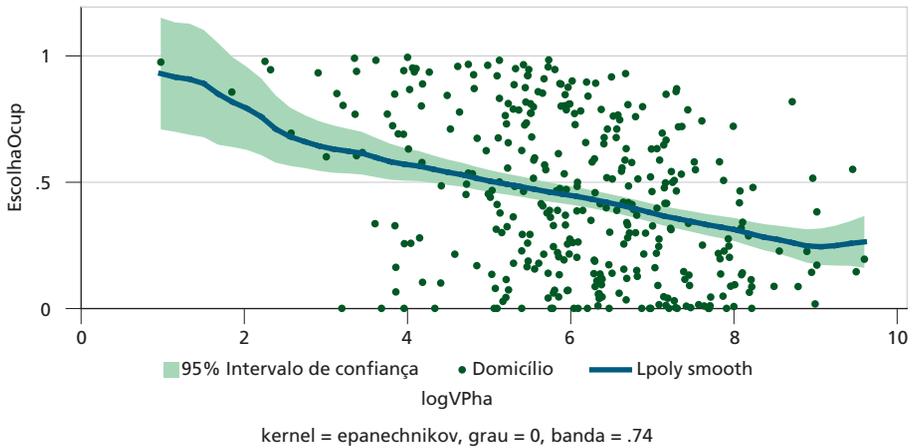
A seguir apresentam-se as variáveis utilizadas no modelo empírico, a tabela A1, compreendendo as principais variáveis, e a tabela A2, com as variáveis de controle, estão disponíveis no apêndice deste capítulo e apresentam as estatísticas descritivas detalhadas em média, desvio-padrão mínimo e máximo. A principal variável independente de interesse, a escolha ocupacional é dada por:

$$EscolhaOcup = \frac{Renda\ Externa}{Valor\ da\ Produção + Renda\ Externa}$$

Isto é, a renda externa dividida pela renda total, que nada mais é que o valor da produção mais a própria renda externa. Isso faz da escolha ocupacional uma variável contínua de zero (0) a um (1), sendo zero (0) uma ocupação voltada totalmente para dentro da propriedade e um (1) voltada totalmente para fora, ou seja, a variável representa um *continuum* de possibilidades de ocupações. Como se pode observar no gráfico 2, existe uma forte correlação da escolha ocupacional com a produtividade agrícola.

GRÁFICO 2

Regressão não paramétrica entre produtividade agrícola e escolha ocupacional



Elaboração do autor.

A variável escolha ocupacional tem uma média de 0,44, com desvio-padrão de 0,31, mínimo de zero (0) e máximo de um (1) na amostra. Já o produto tem média de R\$ 9.321,00 e a área utilizada para o empreendimento uma média de 25 ha, o que traz um total de produto por área, ou simplesmente produtividade agrícola, na média de R\$ 1.012,00, mas com grande variação. O desvio-padrão da produtividade é de R\$ 1.700,00, variando de R\$ 2,60 até R\$ 14.300,00. A renda externa tem uma média de R\$ 5.744,00, com alto desvio-padrão de R\$ 8.688,00, mínimo de zero e máximo de R\$ 72.000,00. Por fim, a idade do chefe do domicílio apresenta uma média de quase 54 anos de idade, com desvio-padrão de quase 14 anos, mínimo de 23 anos e máximo de 91 anos de idade.

A média de ativos, que inclui a valoração de todos bens físicos do domicílio, ficou em R\$ 48.162,00, com um desvio de R\$ 115.677,00, mínimo de R\$ 490,00 e máximo de R\$ 1.091.038. A existência de restrição de crédito, rebanho anual e plantio com culturas anuais ficou acima dos 50% na amostra, enquanto a existência de máquinas e equipamentos agrícola, o processo de produção utilizando trabalho animal, as sementes compradas e a irrigação ficaram abaixo de 50%, ao passo que a utilização de químicos e defensivos agrícolas se aproximou da mediana. Finalmente, a escolaridade da família, que é medida como o número total de anos de estudo do domicílio dividido pela quantidade de membros, ficou em quatro anos, com desvio-padrão de 2,68, mínimo de zero e máximo de dezesseis anos.

5 ANÁLISE EMPÍRICA

Seguindo Assunção e Braido (2007), para as regressões, utilizou-se a versão log-linear da equação 6, a qual pode ser escrita como a seguir.

$$\ln\left(\frac{y_i}{T_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\alpha_i) + \varepsilon_i \quad (7)$$

$$\text{em que, } \beta_0 = \frac{\ln(\lambda)}{1 - \alpha_k - \alpha_l} \text{ e } \beta_1 = \frac{1}{1 - \alpha_k - \alpha_l}$$

Nesse caso, todas variáveis do modelo entram para controlar $\alpha_i = \frac{A_i p}{(r)^{\alpha_k} (w)^{\alpha_l}}$. Ou seja, a escolha ocupacional, a área utilizada e os controles podem ser interpretados como afetando os parâmetros em α_i . Sendo assim, não é uma relação de causalidade direta com efeito linear das variáveis independentes sobre a dependente. De todo modo, pode-se ter uma avaliação, *ceteris paribus*, da magnitude do efeito das variáveis uma em relação a outra, além da possibilidade de poder testar essas magnitudes para diferentes mecanismos.

Primeiramente uma regressão de mínimos quadrados ordinários (MQO) é estimada. Se o produto, a área utilizada e a escolha ocupacional não forem correlacionadas com o erro, então o método de mínimos quadrados ordinários é consistente. Porém, a escolha da quantidade de terra é endógena, assim como a escolha ocupacional. Além disso, é possível que exista causalidade reversa da produtividade para a escolha ocupacional. Nesse caso, as estimativas de MQO são inconsistentes. De acordo com Udry *et al.* (1995), pode-se controlar para variações finas nas características observáveis, utilizando efeitos fixos e desvios-padrão robustos para *clusters* de grupos, bem como mitigando o viés derivado da correlação das variáveis explicativas com as características não observáveis.

Apesar de mitigar o viés, a estimação da escolha ocupacional permanece pouco confiável devido à causalidade reversa. Para resolver esse problema e qualquer outro viés, propõe-se uma estimação via variáveis instrumentais (VI). O instrumento proposto é a idade – junto com a idade ao quadrado – do chefe do domicílio.

Para um instrumento (idade) ser válido, é necessário que esta variável explicativa afete a variável dependente (valor da produção por hectare), somente através da variável instrumentada (escolha ocupacional). Assim, justifica-se a escolha baseada na literatura apresentada na seção 2 sobre ciclos de vida, em que o chefe do domicílio irá preferir fazer um trabalho que requer considerável esforço custoso, não só de trabalho manual, mas também de planejamento e todas as outras atividades cognitivas de administração do empreendimento, parte mais ativa da sua vida –

isto é, antes da aposentadoria. Adicionalmente, considera-se que famílias mais jovens precisam guardar dinheiro para o futuro, o que aumenta o esforço presente. Os chefes de domicílio passam a executar tarefas menos onerosas e a consumir a aposentadoria na idade mais avançada, o que diminui sua escolha ocupacional “para dentro da propriedade”, pois a aposentadoria é contabilizada como renda externa.

Restaria apenas uma objeção à utilização desse instrumento, que seria a correlação da idade com a experiência do chefe do domicílio. Argumenta-se que essa preocupação é baseada na literatura de economia do trabalho,⁴ em que uma das principais preocupações é estimar o efeito dos anos da escolaridade sobre o salário livre do viés da experiência/habilidade que é correlacionada aos anos de estudo. No caso da economia agrícola com baixa intensidade tecnológica, a habilidade/experiência não é uma função linear dos anos totais que a pessoa passa desempenhando a atividade, pois o aprendizado ocorre muito cedo na vida do agricultor e, por ser um setor menos dinâmico com baixa tecnologia, não ocorre uma dinâmica de aprendizado constante, que poderia refletir na produtividade agrícola, como esta se reflete em uma equação de salários.⁵ A subseção 5.2 apresenta melhor essa argumentação com a análise dos resultados do primeiro estágio dos mínimos quadrados em dois estágios da VI.

Outro problema que existe na estimação dos parâmetros é o de viés de seleção, pois está se utilizando uma amostra quasi-experimental. Existem três potenciais fontes de viés: *i*) devido à autosseleção que existe na entrada do programa, ou seja, algumas famílias podem estar mais propensas a participar do programa dependendo de algumas características observáveis e não observáveis; *ii*) à autosseleção de saída do programa e do direito de propriedade; e *iii*) ao atrito na amostra, pois como se trabalha com o segundo período de um painel de avaliação de impacto essas saídas e a substituição ou não por outras famílias na amostra geraram atrito.

Para corrigir o viés de seleção, emprega-se o procedimento de correção de Heckman (1979). A correção de Heckman no primeiro estágio gera uma variável chamada de *inverse mills ratio*, que corrige o viés de estimação do segundo estágio. Geralmente, esse procedimento é feito automaticamente em apenas dois estágios por pacotes estatísticos, mas como a análise utilizando variáveis instrumentais possui mais dois estágios, calcula-se a *inverse mill ratio* manualmente, a qual é inserida tanto na estimação por MQO quanto nos primeiros e segundos estágios da estimação por variáveis instrumentais, totalizando três estágios, como recomenda Wooldridge (2010). A subseção 5.1 a seguir apresenta os resultados para o primeiro estágio da correção de Heckman.

4. Ver, por exemplo, vários exemplos em Wooldridge (2010).

5. A exemplo da “equação Minceriana” de salários (Mincer, 1958).

5.1 Correção de Heckman

De acordo com Wooldridge (2010), é preciso incluir na regressão exatamente todas as variáveis exógenas que irão compor a entrada na estimação da produtividade agrícola, o instrumento e qualquer outra característica primordial ao viés de seleção. No caso, considera-se de importância de primeira ordem incluir se o domicílio estava em situação de insegurança alimentar – classificada como risco de fome – e também se o domicílio está em restrição de crédito, pois essas questões são determinantes nas decisões das famílias (Barrett, 1996; Banerjee e Mullainathan, 2008).

A tabela 3 demonstra a validade do procedimento, sendo que a existência de rebanho animal, máquinas, cultivo anual, sementes compradas e insegurança alimentar aumentam a probabilidade do domicílio estar na amostra do PCT, ao passo que o aumento da área diminui a probabilidade. Isto indica que se não houvesse a correção de Heckman a estimativa dessas variáveis estariam viesadas nos outros estágios, o que contaminaria as estimativas das outras variáveis.

TABELA 3
Resultados do primeiro estágio da correção de Heckman

Variáveis	Heckman probit PCT (=1)
Logativos	0.0668 (0.0831)
Loguarea	-0.380*** (0.0771)
Rebanho	0.703*** (0.251)
Máquinas	0.453*** (0.174)
Trabalho animal	0.00394 (0.212)
Irrigação	-0.251 (0.256)
Anual	0.552** (0.240)
Restrição crédito	0.151 (0.189)
Sementes	0.317* (0.171)
Químicos	-0.0171 (0.165)
Insegurança alimentar	1.373*** (0.443)
Idade	-0.0518*** (0.00647)
Constante	1.624* (0.860)
Observações	357

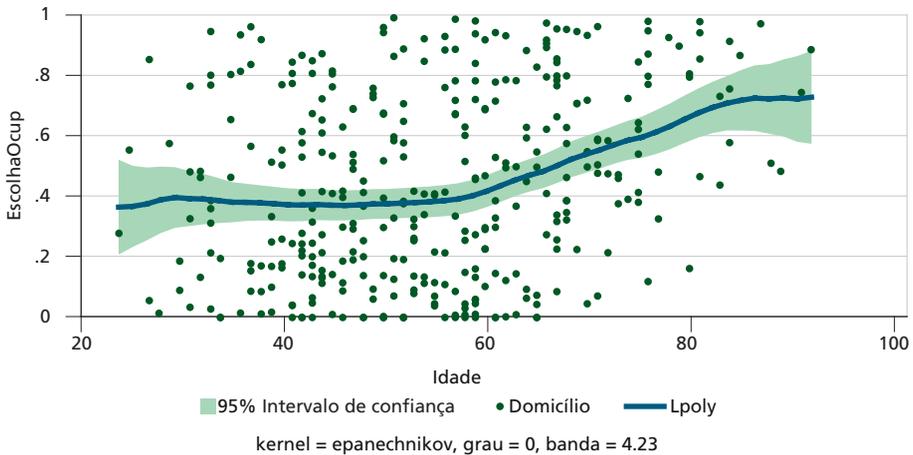
Elaboração do autor.

Obs.: *** p < 0.01; ** p < 0.05; * p < 0.1. Desvio-padrão entre parênteses.

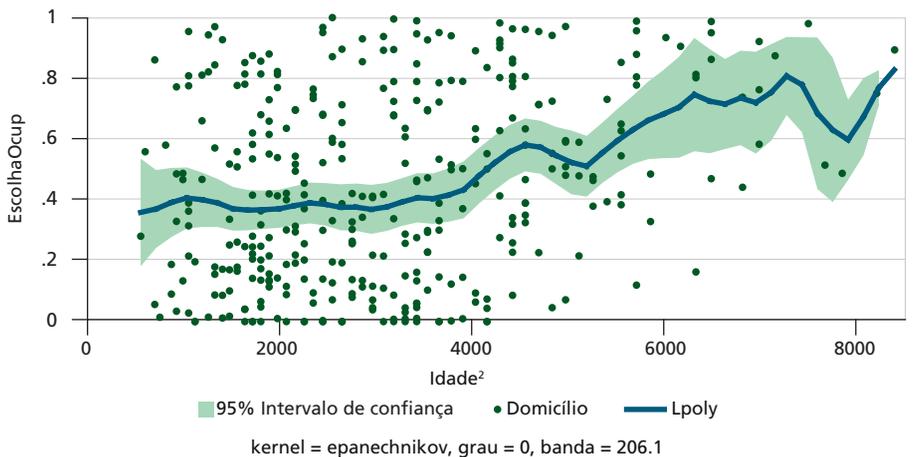
5.2 Baseline

Primeiramente, é importante saber qual o poder da estratégia de variáveis instrumentais. Para isso, utiliza-se alguns gráficos representando regressões não paramétricas entre os instrumentos (idade), a variável instrumentada (escolha ocupacional) e a variável dependente (valor produzido por hectare), bem como se faz uma análise das estatísticas do primeiro estágio.

GRÁFICO 3
Regressão não paramétrica entre escolha ocupacional e idade
3A – Regressão não paramétrica entre escolha ocupacional e idade



3B – Regressão não paramétrica entre escolha ocupacional e idade ao quadrado



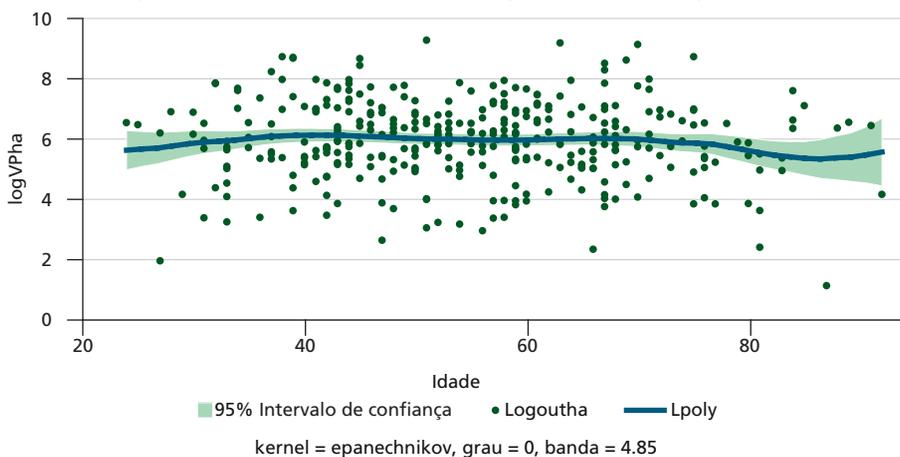
Elaboração do autor.

O gráfico 3 demonstra que existe uma forte correlação entre idade e escolha ocupacional, ao passo que a partir do gráfico 4 nota-se não haver nenhuma relação sistemática da idade com a produtividade agrícola.

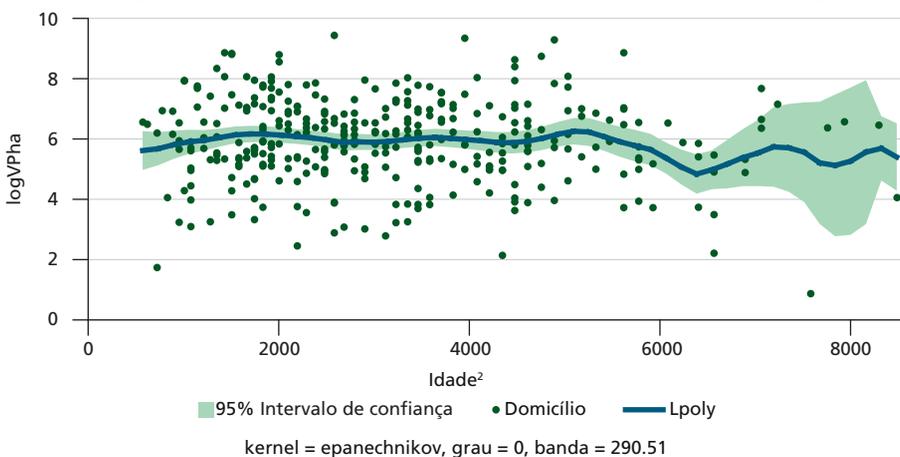
GRÁFICO 4

Regressão não paramétrica entre idade e produtividade agrícola

4A – Regressão não paramétrica entre idade e log da produtividade agrícola



4B – Regressão não paramétrica entre idade ao quadrado e log da produtividade agrícola



Elaboração do autor.

Essa interpretação é corroborada pela tabela 4. Para as regressões, utiliza-se a variável escolha ocupacional normalizada, para que a interpretação dos resultados seja mais intuitiva em termos de desvio-padrão. Todas as especificações utilizam desvios-padrão robustos para *clusters* ao nível do projeto, o que corrige qualquer variação sistemática da variância do erro ao nível dos projetos, portanto resolvendo qualquer problema de heteroscedasticidade advindo do plano amostral ou qualquer outra variação sistemática a esse nível.

TABELA 4
Resultados do primeiro estágio

	MQO Primeiro estágio
Idade	-0.051** (0.022)
Idade ²	0.00075*** (0.0022)
Observações	357
F	10.65
F Robusto	6.83
Prob > F	0.001

Elaboração do autor.

Obs.: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Desvio-padrão (SE) robusto entre parênteses.

Os resultados demonstram que existe significância para os instrumentos aos níveis de confiança de 95% e 99% e com os sinais invertidos, o que era esperado quando se utiliza a variável idade. As estatísticas-*F* estão dentro dos padrões dos estudos que utilizam estratégias de variáveis instrumentais, com a *F*-normal em 10,65 e a *F*-robusta em 6,83, mas significativa a 1%.

A tabela 5 apresenta a regressão “base” da análise, ou seja, aquela que apresenta todas variáveis principais para comparação dos métodos MQO e VI. Cabe destacar que as regressões estão sendo ajustadas com desvios-padrão robustos para *clusters* ao nível dos projetos, sendo apresentado ao final da tabela.

TABELA 5
Regressão-base

Variáveis	(1)	(2)
	MQO	VI
	logVPha	logVPha
EscolhaOcup	-0.673*** (0.0546)	-1.035*** (0.295)
Loguarea	-0.912*** (0.0522)	-0.995*** (0.0866)
Logativos	0.324*** (0.0603)	0.282*** (0.0701)
Rebanho	0.696*** (0.185)	0.654*** (0.201)
Annual	0.159 (0.147)	0.200 (0.165)
Máquinas	0.172 (0.113)	0.231* (0.137)
Trabalho animal	0.324*** (0.117)	0.264* (0.135)
Sementes	-0.0476 (0.118)	-0.0307 (0.118)

(Continua)

(Continuação)

	(1)	(2)
	MQO	VI
Químicos	-0.0587 (0.102)	-0.102 (0.120)
Irrigação	0.357* (0.185)	0.231 (0.199)
Escolaridade fam.	0.0424* (0.0219)	0.0448* (0.0236)
Inverse mills ratio	0.397*** (0.107)	0.600*** (0.219)
Constante	3.454*** (0.557)	3.896*** (0.671)
Observações	357	357
R2	0.621	0.564
Clustered SE	154	154

Elaboração do autor.

Obs.: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Desvio-padrão (SE) robusto entre parênteses.

A escolha ocupacional apresenta forte efeito negativo na produtividade agrícola. O método MQO apresenta elevado viés de baixa na estimação da escolha ocupacional que, quando corrigido por meio da VI, o parâmetro se torna o maior determinante da produtividade agrícola, além da constante que representa os efeitos combinados do trabalho e do capital.

5.3 Mecanismos e robustez

A questão agora é saber se esses resultados se mantêm quando se investiga por quais mecanismos amplificam ou diminuem o efeito da escolha ocupacional na produtividade agrícola. Pode ser até mesmo que algum dos mecanismos anule os efeitos da escolha ocupacional. Então, nesse caso, toda variação existente foi capturada pelo mecanismo que seria na verdade o real causador do efeito na produtividade agrícola. Sendo assim, esses exercícios servem também como testes de robustez. Os mecanismos investigados que podem ter relação com a escolha ocupacional são: restrição de crédito, nível de riqueza e um conjunto de acesso aos mercados com efeitos localmente restritos – por exemplo, qualidade do solo e existência de bens públicos.

5.3.1 Nível de riqueza

Para testar o mecanismo de nível de riqueza, divide-se a amostra em dois níveis – a metade inferior e a superior. O ideal seria dividir em quartis, mas algumas das subamostras não comportaria as regressões. A tabela apresenta os resultados.

TABELA 6
Regressões por nível de riqueza

	(1)	(2)	(3)	(4)
	MQO Ativos -50%	VI Ativos -50%	MQO Ativos +50%	VI Ativos +50%
Variáveis	logVPha	logVPha	logVPha	logVPha
EscolhaOcup	-0.640*** (0.0676)	-1.167*** (0.441)	-0.638*** (0.0804)	-0.846** (0.344)
Loguarea	-1.099*** (0.0627)	-1.182*** (0.0914)	-0.747*** (0.0884)	-0.813*** (0.143)
Constante	4.762*** (0.960)	5.463*** (1.256)	3.388*** (1.005)	3.417*** (0.978)
Observações	178	178	179	179
R2	0.731	0.631	0.535	0.513
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Clustered SE	99	99	110	110

Elaboração do autor.

Obs.: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Desvio-padrão (SE) robusto entre parênteses.

Interessante perceber que o efeito corrigido da escolha ocupacional é muito menor na metade superior de ativos, indicando que uma parte do efeito decorre da insuficiência de ativos para a realização de esforço interno à propriedade. Cabe ressaltar que a constante também é bem menor para a metade superior, indicando que a produtividade agrícola deriva de um processo com menor intensidade do trabalho, o que corrobora essa hipótese. Fica destacada, portanto, a relevância da utilização do método VI, sem o qual não apareceria a diferença de efeitos.

5.3.2 Restrição de crédito

Para testar o mecanismo da restrição de crédito, dividiu-se a amostra entre os domicílios que declararam estar com restrição de crédito e, em contraposição, àqueles que declararam não estar. Os resultados são apresentados na tabela 7.

TABELA 7
Regressões por restrição de crédito

	(1)	(2)	(3)	(4)
	MQO Cred Não R.	VI Cred Não R.	MQO Cred Restrito	VI Cred Restrito
Variáveis	logVPha	logVPha	logVPha	logVPha
EscolhaOcup	-0.550*** (0.108)	-0.637* (0.332)	-0.710*** (0.0643)	-1.258*** (0.399)
Loguarea	-1.003*** (0.0921)	-1.016*** (0.101)	-0.897*** (0.0582)	-1.025*** (0.116)
Constante	2.337** (1.124)	2.373** (1.104)	3.888*** (0.608)	4.705*** (0.822)
Observações	76	76	281	281
R2	0.640	0.637	0.624	0.497
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Clustered SE	54	54	142	142

Elaboração do autor.

Obs.: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Desvio-padrão (SE) robusto entre parênteses.

As regressões apontam para o caso da restrição de crédito ser um mecanismo que amplifica a escolha ocupacional e, por sua vez, o efeito negativo desta na produtividade agrícola. O efeito da escolha ocupacional na produtividade agrícola do domicílio restrito chega a ser o dobro daquele que não é restrito. O valor da constante acompanha essa hipótese, tendo possivelmente menor intensidade do trabalho no caso do domicílio que não está restrito. Em ambos mecanismos testados, da restrição de crédito e do nível de riqueza, o valor da constante diminui quando não há restrições, isso possivelmente indica uma produção com maior nível tecnológico nesses domicílios, já que o termo da constante diminui em relação aos outros parâmetros que compõem o fator tecnológico.

5.3.3 Acesso aos mercados e efeitos regionalmente restritos

Por fim, podem existir restrições locais para alguns produtores que estariam afetando a produtividade agrícola ou a escolha ocupacional. Apesar da utilização de desvio-padrão robusto ao nível dos projetos, podem existir ainda efeitos além da área de um projeto específico que engloba uma área relativamente maior. Por exemplo, produtores isolados no interior dos estados podem ter um tipo de comportamento em relação as possibilidades de escolha ocupacional ou de plantio devido às condições edafoclimáticas de clima e qualidade do solo local, o que pode inibir a produtividade agrícola em alguma região específica. Como ainda não se tem uma medida direta dessas variáveis, o que se pode fazer é tentar diversos controles de efeitos fixos ao nível da microrregião e mesorregião. Apresentam-se os resultados na tabela 8.

TABELA 8
Regressões controlando para efeitos fixos regionais

	(1)	(2)	(3)	(4)
	MQO Micro	VI Micro	MQO Meso	VI Meso
Variáveis	logVPha	logVPha	logVPha	logVPha
EscolhaOcup	-0.665*** (0.0602)	-1.073*** (0.325)	-0.666*** (0.0580)	-0.892*** (0.300)
Loguarea	-0.872*** (0.0570)	-0.971*** (0.0901)	-0.895*** (0.0557)	-0.941*** (0.0802)
Constante	3.338*** (0.587)	3.761*** (0.631)	3.311*** (0.579)	3.581*** (0.659)
Observações	357	357	357	357
R2	0.701	0.639	0.656	0.636
Efeito fixo micro	Sim	Sim	Não	Não
Efeito fixo meso	Não	Não	Sim	Sim
Clustered SE	154	154	154	154

Elaboração do autor.

Obs.: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Desvio-padrão (SE) robusto entre parênteses.

Os efeitos da mesorregião contribuem para a diminuição do resultado negativo da escolha ocupacional, mas a diferença é pouca. Ademais, não existe alteração na constante, como existiu em relação aos outros mecanismos. Portanto, pode-se considerar que algumas regiões estão afetando as variáveis, mas não de maneira ampla como os outros mecanismos.

Por fim, para confirmar que não existe nenhuma região específica causando uma variação sistemática na produtividade agrícola ou na escolha ocupacional, a figura A1 no apêndice deste capítulo apresenta histogramas onde no eixo horizontal estão todos os projetos – cada barra representa um projeto e os domicílios aí distribuídos. Fica claro por meio da figura A1 que existem grandes variações dentro dos projetos nas duas variáveis de interesse e que as variações entre os projetos não apresentam nenhum padrão sistemático.

6 CONCLUSÃO

Procurou-se examinar os efeitos da escolha ocupacional na produtividade agrícola. Como resultado, pode-se ver que, conforme a literatura – por exemplo, Jeong e Townsend (2007) –, que a escolha ocupacional tem forte efeito na produtividade agrícola e, por consequência teórica, na PTF. Utilizando de uma estratégia de variáveis instrumentais, encontrou-se um considerável efeito. No caso, o efeito foi negativo, pois definiu-se a variável como a proporção de renda externa do domicílio em relação a renda total que seria a soma da renda externa com o valor de produção.

Esse efeito é amplificado, conforme predito pela literatura, principalmente pelo nível de riqueza e a existência de restrições de crédito. Estas implicações estão em linha, por exemplo, com os resultados recentes de seis experimentos randomizados em seis países diferentes conduzidos por Banerjee *et al.* (2015). Através dos experimentos, em que foram transferidos ativos produtivos e outros suportes para um grupo de tratamento, foram encontradas diferenças significativas de impactos no consumo advindos do aumento da escolha ocupacional do empreendimento próprio. As implicações deste capítulo também estão em linha com Blatman, Fiala e Martinez (2013) os quais conduzem um experimento na Uganda e chegam a conclusão que o principal mecanismo que move a escolha ocupacional a favor ou contra o empreendimento familiar é a situação de restrição de crédito, se a pessoa estiver com restrição existe menos possibilidade de empreendimento próprio.

Apesar disso, não é todo efeito que é explicado por esses mecanismos, ficando ainda parte considerável advinda possivelmente de diferenças não observáveis, tais como habilidades, vantagens comparativas e preferências. Esse resultado reflete, por exemplo, Assunção (2008) que coloca que a seleção por habilidades e preferências é determinante no setor agrícola.

Entender as origens do diferencial de produtividade no setor agrícola e mais específico entre os pequenos produtores é de importância de primeira ordem para a formulação de políticas públicas, pois entender o diferencial como algo negativo não seria correto, mas sim somente a parte que é causada por restrições. Como argumentado por Vieira Filho (2013), existe uma vasta variedade de situações para se dividir apenas entre agricultura “comercial” e “familiar”, a própria diversidade da agricultura familiar requer ações específicas de promoção da produtividade e alocação de recursos para os diferentes segmentos dentro dessa classe.

Se existir um trabalho para eliminar o diferencial inteiro, com certeza incorrerá em perdas de eficiência e bem-estar para o sistema como um todo. No entanto, se as intervenções forem bem formuladas, pode-se suportar a visão de que eliminar as restrições de crédito e riqueza, visando dar a possibilidade de escolha de acordo com suas habilidades e vantagens comparativas, aumentariam a PTF da agricultura em geral.

Cabe destacar que a intervenção política não pode pensar em termos de equilíbrio parcial, ou seja, de aumentar a produtividade de todos até uma hipotética fronteira sem considerar que a vantagem comparativa ou habilidade do domicílio é melhor empregada em outra ocupação, o que levaria na verdade a uma queda da PTF do crescimento econômico. Conclui-se, adicionalmente, que é preciso ter cautela ao olhar a contabilidade nacional, já que a PTF da agricultura parece estar viesada para baixo. Muitos domicílios não têm a escolha ocupacional para dentro da propriedade, nesse caso, estaria contabilizando o domicílio como um “produtor agrícola”, quando na verdade este tem uma outra escolha ocupacional. Porém, quantificar exatamente esses efeitos ao nível da contabilidade nacional requer outro aparato de análise, o que certamente pode ficar para um trabalho futuro.

REFERÊNCIAS

- ALVES, E.; SILVA, S. G.; ROCHA, P. D. Lucratividade da agricultura. **Revista de Política Agrícola**, ano 21, n. 2, p. 45-63, 2012.
- ASHER, S.; NOVOSAD, P. **Market access and structural transformation: evidence from rural roads in India**. Cambridge: Harvard University, 2016. Mimeografado.
- ASSUNÇÃO, J. J. Rural organization and land reform in Brazil: the role of nonagricultural benefits of landholding. **Economic Development and Cultural Change**, v. 56, n. 4, p. 851-870, 2008.
- ASSUNÇÃO, J. J.; BRAIDO, L. H. B. Testing household-specific explanations for the inverse productivity relationship. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 89, n. 4, p. 980-990, 2007.

ASSUNÇÃO, J. J.; GHATAK, M. Can unobserved heterogeneity in farmer ability explain the inverse relationship between farm size and productivity. **Economics Letters**, v. 80, n. 2, p. 189-194, 2003.

BANDIERA, O. *et al.* **The misallocation of labor in village economies**. London: London School of Economics, 2015. Mimeografado.

BANERJEE, A.; MULLAINATHAN, S. Limited attention and income distribution. **American Economic Review: Papers & Proceedings**, v. 98, n. 2, p. 489-493, 2008.

BANERJEE, A.; NEWMAN, A. Occupational choice and the process of development. **Journal of Political Economy**, v. 101, p. 274-298, 1993.

BANERJEE, A. *et al.* A multifaceted program causes lasting progress for the very poor: evidence from six countries. **Science**, v. 348, n. 6.236, 2015.

BARDHAN, P.; BOWLES, S.; GINTIS, H. Wealth inequality, wealth constraints, and economic performance. *In*: ATKINSON, A. B.; BOURGUIGNON, F. **Handbook of income distribution**. Amsterdam: Elsevier, 2000.

BARRETT, C. B. On price risk and the inverse farm size-productivity relationship. **Journal of Development Economics**, v. 51, n. 2, p. 193-215, 1996.

BARRETT, C. B.; BELLEMARE, M. F.; HOU, J. Y. Reconsidering Conventional Explanations of the Inverse Productivity: Size Relationship. **World Development**, v. 38, n. 1, p. 88-97, 2010.

BESLEY, T.; GHATAK, M. Property rights and economic development. *In*: RODRIK, D.; ROSENZWEIG, M. **Handbook of development economics**. Amsterdam: Elsevier, 2010.

BLATMAN, C.; FIALA, N.; MARTINEZ, S. Generating skilled self-employment in developing countries: experimental evidence from Uganda. **Quarterly Journal of Economics**, v. 129, n. 2, p. 697-752, 2013.

BODIE, Z.; MERTON, R.; SAMUELSON, W. Labor supply flexibility and portfolio choice in a life cycle model. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 16, p. 427-449, 1992.

BUAINAIN, A. M. *et al.* **Community-Based Land Reform Implementation in Brazil: A new way of reaching out the marginalized?** *In*: THE BONN SEMINAR/ GLOBAL DEVELOPMENT NETWORK. Bonn, Germany, 1999.

CAMERON, L.; WORSWICK, C. The labor market as a smoothing device: labor supply responses to crop loss. **Review of Development Economics**, v. 7, n. 2, p. 327-341, 2003.

DE JANVRY, A. *et al.* Delinking land rights from land use: certification and migration in Mexico. **American Economic Review**, v. 105, n. 10, p. 3125-3149, 2015.

FELKNER, J. S.; TOWNSEND, R. M. The Geographic Concentration of Enterprise in Developing Countries. **Quarterly Journal of Economics**, v. 126, n. 4, p. 2.005-2.061, 2011.

FIELD, E. Entitled to work: urban property rights and labor supply in Peru. **Quarterly Journal of Economics**, v. 122, n. 4, p. 1.561-1.602, 2007.

FOSTER, A.; ROSENZWEIG, M. Comparative advantage, information and the allocation of workers to tasks: evidence from an agricultural labour market. **Review of Economic Studies**, v. 63, p. 347-374, 1996.

GASQUES, J. G. *et al.* Produtividade da agricultura brasileira e os efeitos de algumas políticas. **Revista de Política Agrícola**, v. 21, n. 3, p. 83-92, 2012.

GEORGE, H. **Progress and poverty**. New York: E. P. Dutton & Company, 1879.

GHATAK, M.; JIAN, N. A simple model of inequality, occupational choice, and development. **Journal of Development Economics**, v. 69, n. 1, p. 205-226, 2002.

GOLLIN, D.; LAGAKOS, D.; WAUGH, M. E. The Agricultural Productivity Gap. **Quarterly Journal of Economics**, v. 129, n. 2, p. 939-993, 2014a.

_____. Agricultural Productivity Differences across Countries. **American Economic Review: Papers & Proceedings**, v. 104, n. 5, p. 165-170, 2014b.

HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 41, n. 1, p. 153-161, 1979.

JAYACHANDRAN, S. Selling labor low: wage responses to productivity shocks in developing countries. **Journal of Political Economy**, v. 114, n. 3, p. 538-575, 2006.

JEONG, H.; TOWNSEND, R. M. Sources of TFP growth: occupational choice and financial deepening. **Economic Theory**, v. 32, p. 179-221, 2007.

LAGAKOS, D.; WAUGH, M. Selection, agriculture, and cross-country productivity differences. **American Economic Review**, v. 103, n. 2, p. 948-980, 2013.

LIEN, G.; KUMBHAKAR, S.; HARDAKER, B. Determinants of off-farm work and its effects on farm performance: the case of Norwegian grain farmers. **Agricultural Economics**, v. 41, n. 6, p. 577-586, 2010.

MINCER, J. Investment in human capital and personal income distribution. **Journal of Political Economy**, v. 66, n. 4, p. 281-302, 1958.

MOOKHERJEE, D.; RAY, D. Contractual structure and wealth accumulation. **American Economic Review**, v. 92, n. 4, p. 818-849, 2002.

NYSHADHAM, A. **Learning about comparative advantage in entrepreneurship: evidence from Thailand**. Los Angeles: University of Southern California, 2014. Mimeografado.

OTSUKA, K.; CHUMA, H.; HAYAMI, Y. Land and labor contracts in agrarian economies: theories and facts. **Journal of Economic Literature**, v. 30, n. 4, p. 1965-2018, 1992.

PINTO, A. Natureza e implicações da heterogeneidade estrutural da América Latina. **El Trimestre Económico**, v. 37, n. 1, 1970.

RESTUCCIA, D.; ROGERSON, R. Misallocation and productivity. **Review of Economic Dynamics**, v. 16, p. 1-10, 2013

SADOULET, E. Labor-Service tenancy contracts in a Latin American Context. **American Economic Review**, v. 82, n. 4, p. 1031-1042, 1992.

SILVEIRA, J. M. F. J. *et al.* (Coord.). Avaliação de impacto do programa cédula da terra, **Estudos de Reordenamento Agrário**, Brasília, MDA, 2008.

SOLOW, R. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.

UDRY, C. *et al.* Gender differentials in farm productivity: implications for household efficiency and agricultural policy. **Food Policy**, v. 20, n. 5, p. 407-423, 1995.

VIEIRA FILHO, J. E. R. Heterogeneidad estructural de la agricultura familiar en el Brasil. **Revista Cepal**, v. 111, p. 103-121, 2013.

VIEIRA FILHO, J. E. R.; SANTOS, G. R.; FORNAZIER, A. Distribuição produtiva e tecnológica da agricultura brasileira e sua heterogeneidade estrutural. *In*: INFANTE, R.; MUSSI, C.; ODDO, M. **Por um desenvolvimento inclusivo: o caso do Brasil**. Santiago: Cepal, 2015.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. 2nd ed. Cambridge: MIT, 2010.

APÊNDICE

TABELA A.1
Estatísticas descritivas: principais variáveis

	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Valor do produto (VP) (R\$)	9.321,28	22.708,58	39,00	324.698,78
Área utilizada em ha (uarea) (ha)	25,33	64,58	0,36	600,00
VP/ha (R\$/ha)	1.012,57	1.720,31	2,60	14.302,78
Renda externa (R\$)	5.744,23	8.688,43	0,00	72.000,00
Escolha ocupacional (entre 0 e 1)	0,44	0,31	0,00	1,00
Idade (anos)	53,81	13,89	23,00	91,00
Número de observações	357			

Elaboração do autor.

TABELA A.2
Estatísticas descritivas: variáveis de controle

	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Ativos (R\$)	48.162,32	115.677,21	490,00	10.910,38
Restrição de crédito (entre 0 e 1)	0,79	0,41	0,00	1,00
Rebanho (entre 0 e 1)	0,87	0,34	0,00	1,00
Cultura anual (entre 0 e 1)	0,85	0,36	0,00	1,00
Máquinas (entre 0 e 1)	0,38	0,49	0,00	1,00
Trabalho animal (entre 0 e 1)	0,17	0,37	0,00	1,00
Sementes compradas (entre 0 e 1)	0,34	0,47	0,00	1,00
Químicos (entre 0 e 1)	0,53	0,50	0,00	1,00
Irrigação (entre 0 e 1)	0,11	0,32	0,00	1,00
Escolaridade da família ¹	4,07	2,68	0,00	16,00
Número de mesorregiões	22			
Número de microrregiões	56			
Número de projetos	225			
Número de domicílios	357			

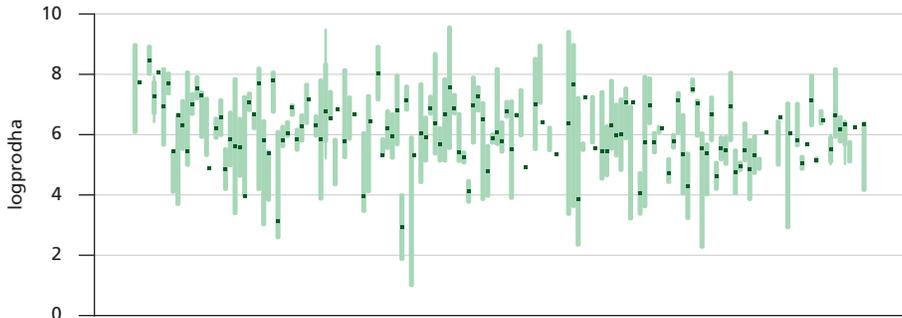
Elaboração do autor.

Nota: ¹ Anos totais de estudo dividido por número de integrantes da família.

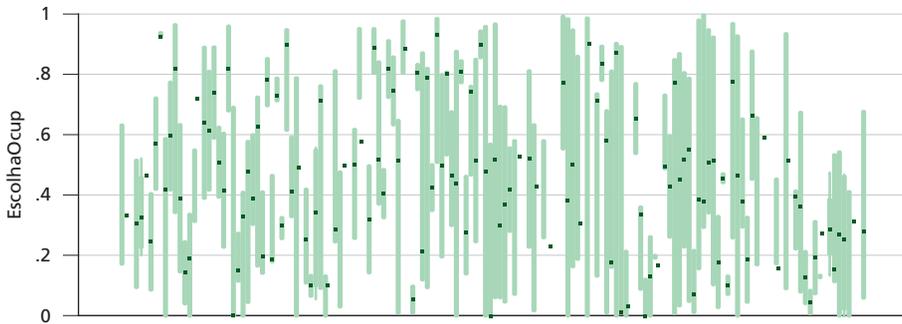
FIGURA A.1

Histograma dos projetos com relação à produtividade agrícola e escolha ocupacional

A1A – Produtividade agrícola por projeto



A1B – Escolha ocupacional por projeto



Elaboração do autor.

