

# A CERTIFICAÇÃO DA PRODUÇÃO ORGÂNICA NA AGRICULTURA FAMILIAR BRASILEIRA: UMA ANÁLISE ECONÔMICA E MERCADOLÓGICA ALÉM DO PROPENSITY SCORE MATCHING

Froehlich, Anderson G.<sup>1</sup>  
Mello, Andrea S.S.A<sup>2</sup>

## Abstract

Many studies have compared the difference of economic performance between certified and non-certified organic farmers, but they present discrepant results. Some of these works have addressed the issue of selection vies due to observables variables; but none has adequately addressed the issue of selection vies on unobservable variables. In this paper we use the Propensity Score Matching to address the selection vies due to observables variables, and the technique developed by Millimet and Tchernis (2010) to address the vies of selection due to the non-attendance of the conditional independence assumption (CIA). Data from the Brazilian family farming of the Agricultural Census (IBGE, 2006) were used, accounting for 71,189 observations. The results confirmed the hypothesis of this research, revealing that certified farmers have a 10% higher income, a profit around 30% higher, and greater integration with the market.

Key words: Family farming; certification; propensity score; failure of the CIA.

Jel Classification: D29; C19; Q18

## Resumo

Muitas pesquisas têm comparado a diferença do desempenho econômico de produtores agrícolas orgânicos certificados e não certificados, mas eles apresentam resultados divergentes. Alguns desses trabalhos corrigiram o viés de seleção devido às variáveis observáveis, porém, nenhum deles tratou adequadamente a questão do viés relativo às variáveis não observáveis. Neste estudo se aplica o método Propensity Score Matching para corrigir o viés das variáveis observáveis, e a técnica recentemente desenvolvida por Millimet e Tchernis (2010) para corrigir o viés que surge do não atendimento ao pressuposto da independência condicional (CIA). Foram utilizados os dados do Censo Agropecuário (IBGE, 2006) da agricultura familiar no Brasil, com 71.189 observações. Os resultados confirmaram a hipótese da pesquisa, revelando que os agricultores familiares brasileiros certificados possuem 10% a mais em sua renda e cerca de 30% a mais no lucro, além de terem maior integração com o mercado.

Palavras-chave: Agricultura orgânica; certificação; escore de propensão; falha da CIA.

---

<sup>1</sup> Aluno de doutorado em Economia da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). E-mail: [andergf@gmail.com](mailto:andergf@gmail.com)

<sup>2</sup> Professora do departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). E-mail: [andrea.sameo@ufpe.br](mailto:andrea.sameo@ufpe.br)

## 1 INTRODUÇÃO

De acordo com o relatório da Conferência das Nações Unidas sobre Comércio e desenvolvimento, o mercado de alimentos orgânicos em todo o mundo cresceu cerca de 15% na década passada, enquanto o mercado convencional se expandiu apenas de 2 a 4% (UNCTAD, 2011). Para Barham e Weber (2012), esse crescimento vem de preferências dos consumidores relacionadas a questões sociais, ambientais e impactos na saúde. Produtores e comerciantes de produtos orgânicos certificam seus processos para garantir aos consumidores que os alimentos que consomem tenham cumprido as exigências de segurança dos alimentos.

Como a produção não tem acompanhado a expansão da demanda, normalmente são oferecidos maiores preços de comercialização. A promessa de alimentos mais saudáveis, com enorme apelo aos consumidores que se dispõem a pagar mais por isso, obriga os produtores a garantir a qualidade. O cumprimento dos padrões de produção em mercados globais, onde consumidores e produtores se tornam cada vez mais distantes uns dos outros, só pode ser assegurado pela certificação (KLEEMANN ET AL., 2014; TRAN ET AL., 2013). A certificação se constitui dessa forma em um mecanismo essencial para a exportação de produtos orgânicos e conquista de novos mercados e garantia de vendas do produtor.

Segundo dados da FiBL-IFOAM (2015), as vendas de bebidas e alimentos orgânicos alcançaram 72 bilhões de dólares em 2013. As receitas aumentaram quase cinco vezes desde 1999. As vendas de produtos orgânicos aumentaram a uma taxa considerável na última década, com previsão de que o crescimento continue nos próximos anos. Europa e América do Norte geraram acima de 90% das vendas globais.

Analisando o lado da oferta, ainda de acordo com dados da FiBL-IFOAM (2015), em 2013 foram 43,1 milhões de hectares de terras agrícolas orgânicas, 6 milhões a mais que em 2012, incluindo áreas em conversão. As regiões com as maiores áreas agrícolas orgânicas foram Oceania (17,3 milhões de hectares, 40% de área agrícola orgânica mundial) e Europa (11,5 milhões de hectares, 27%). Em relação ao número de produtores orgânicos, em 2013 foi constatado aproximadamente 2 milhões deles em todo o mundo.

Os países em desenvolvimento e emergentes desempenham um papel importante na produção agrícola de orgânicos. Aproximadamente um terço da área agrícola mundial (11,7 milhões de hectares) e mais de 80% dos produtores estão contidos nesses países (FiBL-IFOAM, 2015), índices que certamente contribuem para o desenvolvimento sustentável dessas regiões.

Na América do Sul, o Brasil é o mercado orgânico mais importante em termos de produção e consumo. Dados do último Censo Agropecuário (IBGE, 2006) mostraram que o país possuía uma área orgânica equivalente a 4,9 milhões de hectares, o que representava 1,5%<sup>3</sup> da área agropecuária que era de 333,7 milhões de hectares e dessas apenas 10,5% (517 mil hectares) era certificada. Considerando o total de 5.175.636 de estabelecimentos computados pelo Censo, foram apontados 90.498 estabelecimentos orgânicos no Brasil, ou seja, 1,7% dos estabelecimentos agropecuários do país. Destes, 5.106 eram certificados, representando 5,6% dos estabelecimentos orgânicos.

---

<sup>3</sup> Segundo dados da FiBL-IFOAM (2015), esse percentual no Brasil é de apenas 0,3%. Há de se analisar as metodologias utilizadas por cada instituto.

Diante dessa lacuna, perguntas ainda não respondidas são lançadas: uma vez que a decisão de se certificar ou não tem como base a percepção dos custos e benefícios desse processo, será que os produtores orgânicos certificados brasileiros estão realmente em melhor situação que os produtores orgânicos não certificados quando se trata de renda familiar agrícola? Se há de fato vantagens na certificação, porque há tão poucos produtores adeptos a esse sistema no Brasil?

Alguns autores, a exemplo de Darby et al. (2008), Onazaka e McFadden (2011), Greene et al. (2009) e Mendez et al. (2010), argumentam que os produtores percebem custos substanciais associados à certificação, incluindo o custo financeiro do processo burocrático com a certificadora. Ayuya et al. (2015), por sua vez, destaca a obtenção de produtividades inferiores. Por esses motivos, muitos produtores preferem o mercado direto<sup>4</sup>, pois se eximem de alguns desses custos e ainda conseguem estabelecer um preço-prêmio<sup>5</sup> por meio de uma relação de confiança com o consumidor em uma espécie de “mercado orgânico local”.

Por outro lado, uma série de estudos recentes tem encontrado ganhos econômicos da produção orgânica certificada em relação à convencional (ARNOULD ET. AL., 2009; BARHAM ET. AL., 2011; BEUCHELT E ZELLER, 2011; BOLWIG ET AL., 2009; VALKILA, 2009). Embora as metodologias destes estudos possam variar em termos de medidas (preços, produtividade, lucratividade) e também do rigor estatístico dos seus indicadores, a maioria deles aponta na direção de ganhos de preços e melhoria de renda associada à certificação orgânica.

Mas parte dos trabalhos citados utilizaram métodos que podem ter trazido algum viés na análise, como os trabalhos de Barham e Weber (2012), Bolwig et al. (2008), Beuchelt e Zeller (2011), Oelofse et al. (2010), e Veldstra et al. (2014). Para corrigir os vieses nas características observáveis, alguns outros estudos utilizaram a metodologia de pareamento através do escore de propensão, a exemplo de Bolwig et al. (2009), Henson et al. (2011); Kassie et al. (2008); Blackman e Naranjo (2012); Jena et al. (2012); Ruben e Fort (2012); Chiptwa et al. (2015); Uematzu e Mishira (2012); Kleemann e Abdulai (2013). No entanto, nenhum estudo encontrado sobre o assunto procurou corrigir viés de seleção nas não observáveis.

Diante das ambiguidades expostas sobre a decisão de certificar a produção e dos poucos estudos no Brasil sobre a temática, este artigo busca avaliar o efeito das variáveis econômicas e mercadológicas dos produtores orgânicos certificados em relação aos não certificados no âmbito da agricultura familiar brasileira. A hipótese sustentada, diante da literatura estudada, é de que a certificação traz vantagens econômicas - renda e lucratividade - e comerciais, com maior integração ao mercado para os produtores.

Como método, o escore de propensão de pareamento foi escolhido para

---

<sup>4</sup> Esse tipo de mercado se caracteriza pela venda direta ao consumidor, se constituindo em umas das formas de venda para produtores orgânicos da agricultura familiar no Brasil. A certificação, nesse caso, é feita por controle social, o que não exige o estabelecimento de ser cadastrado em órgão fiscalizador oficial (MDA, 2015).

<sup>5</sup> É a diferença de preço entre produtos orgânicos comparados com os convencionais (Oberholtzer et al., 2005). Parte dessa diferença de preço pode resultar de custos de produção de conversão. Outra parte, segundo os autores, advém dos resultados superiores do nível relativo de fornecimento e demanda de produtos orgânicos, o que contribui para maiores lucros aos agricultores orgânicos.

corrigir o viés de seleção nas observáveis. E para minimizar e corrigir o viés para as não observáveis, reparando possíveis falhas do pressuposto da independência condicional (CIA), foi aplicada uma técnica desenvolvida recentemente por Millimet e Tchernis (2010). Além disso, testes de sensibilidade e robustez foram inseridos para proporcionar maior rigor estatístico das estimativas.

Os resultados da pesquisa confirmaram a hipótese da pesquisa. Produtores certificados possuem renda superior em torno de 10% e cerca de 30% a mais em sua lucratividade, quando comparados com os produtores não certificados. Para as variáveis mercadológicas, a mesma relação positiva foi encontrada, ratificando o efeito da certificação sobre integração ao mercado e venda direta. Vale ressaltar que os *outcomes* não foram afetados por variável não observável, o que reforça a suposição de que de fato a certificação é a responsável pelos efeitos esperados.

Além da seção introdutória, o artigo está dividido da seguinte forma: a seção 2 relata as principais evidências empíricas do assunto. A seção 3 descreve os dados usados na análise. A metodologia do estudo é exposta na seção 4. Na seção 5, os resultados são mostrados e analisados. Por fim, na última seção, as considerações finais são apresentadas.

## 2 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Além de motivações ideológicas e de outra ordem, considerações econômicas desempenham, indubitavelmente, um papel importante na decisão de um agricultor a respeito da conversão para agricultura orgânica (PIETOLA E LANSINK, 2015) e certificação. Em outros termos, a participação na produção orgânica certificada depende de como essa decisão afeta os preços, receitas e os rendimentos que os adeptos receberão. Nesse sentido, uma série de estudos recentes examinam os ganhos econômicos da produção orgânica certificada em relação à convencional (ARNOULD ET. AL., 2009; BARHAM ET. AL., 2011; BEUCHELT E ZELLER, 2011; BOLWIG ET AL., 2009; VALKILA, 2009).

Oelofse et al. (2010) investigaram, com base em três estudos de caso na China e no Brasil, as condições de acesso para os agricultores orgânicos participarem da certificação e a sua influência no balanço de nutrientes, renda e trabalho. Segundo os relatos, os pequenos agricultores necessitavam de apoio externo para produção, marketing e suporte na certificação. Além disso, a pesquisa constatou que a percepção de rendimentos melhorados dos agricultores é, provavelmente, devido à melhoria do acesso ao mercado, juntamente com uma maior intensificação e diversificação da produção.

Bolwig et al. (2009) examinaram os efeitos nas receitas da agricultura orgânica certificada para os pequenos agricultores de Uganda, na África tropical, utilizando regressão OLS e um modelo de seleção de Heckman, os autores comparam dados de um grupo de contratos da agricultura orgânica de café. Controlando para uma série de fatores, a análise concluiu que os efeitos positivos na receita líquida dos produtores de café equivalem a 12,5% na média da receita total das famílias.

Ainda com grupo de cafeicultores, desta feita no México e Peru, Barham e Weber (2012) exploraram a sustentabilidade econômica do café certificado em relação ao convencional. A análise revelou que os rendimentos através de

preços-prêmio são importantes para aumentar os retornos de caixa líquidos para as famílias produtoras.

Procurando corrigir o viés para as variáveis observáveis, usando escore de propensão, merecem destaque alguns trabalhos: Kleemann et al. (2014), por exemplo, verificaram que o preço-prêmio foi decisivo para que os pequenos produtores orgânicos certificados de abacaxi de Gana obtivessem um retorno sobre o investimento (ROI) maior que outro sistema de certificação.

Por sua vez, Uematzu e Mishira (2012) exploraram a relação entre a certificação orgânica e renda familiar agrícola em seus diversos componentes. Nesse estudo, foi identificado que os agricultores orgânicos certificados não ganham renda familiar significativamente maior do que os produtores convencionais. Embora produtores de culturas orgânicas certificadas gerem receita maior, eles incorrem em despesas de produção mais elevadas também. Em particular, os produtores orgânicos certificados gastam significativamente mais com trabalho, seguros e taxas de marketing do que os agricultores convencionais.

Por sua vez, Chiputwa et. al. (2014) analisaram e compararam impactos de três normas orientadas para a sustentabilidade, sobre os meios de subsistência dos pequenos cafeicultores do Uganda e descobriram que a certificação Fairtrade aumenta o nível de vida das famílias em 30% e reduz a prevalência e a intensidade da pobreza. Para os outros regimes de certificação, como os orgânicos, não houve impactos significativos.

Já Blakmann e Naranjo (2012) usaram o método de escore de propensão e encontraram que a certificação orgânica melhora o desempenho ambiental dos cafeicultores. Ele reduz significativamente o uso de insumos químicos e aumenta a adoção de algumas práticas de gestão ambientalmente amigáveis.

### **3 DADOS E ESTATÍSTICA DESCRITIVA**

#### **3.1 Origem e característica dos dados**

Esse estudo utilizou os microdados do Censo Agropecuário de 2006, desenvolvido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O Censo Agropecuário de 2006 pesquisou agricultores em todo o território nacional, abordando dados estruturais que contemplaram informações detalhadas sobre as características do produtor e do estabelecimento, da economia e do emprego no meio rural, relativamente à pecuária, lavoura e agroindústria.

O Censo Agropecuário de 2006 abrange os estabelecimentos agrícolas de uma forma geral, mas esta pesquisa limita-se a estudar a agricultura familiar<sup>6</sup>. A utilização desse conceito, contudo, e conforme alerta o próprio relatório do Censo (IBGE, 2006), pode trazer uma ligeira superestimação do público pertencente à categoria. Isso acontece porque o conceito de agricultura familiar está relacionado à unidade familiar, enquanto que a propriedade está relacionada à unidade de produção. Este fato, entretanto, não interfere no desenvolvimento do estudo, por não haver alteração dos resultados.

---

<sup>6</sup> Adota-se assim o conceito do Ministério do Desenvolvimento Agrário (MDA), de acordo com a Lei 11.326, que estabelece as diretrizes para a formulação da Política Nacional da Agricultura Familiar e Empreendimentos Rurais Familiares.

De acordo com o IBGE (2006), em 2006 foram identificados 4.367.902 estabelecimentos de agricultura familiar, o que representa 84,4% de todos os estabelecimentos brasileiros. Esse grande contingente de agricultores familiares ocupava uma área de 80,25 milhões de hectares, ou apenas 24,3% da área ocupada por estabelecimentos agropecuários no Brasil. Em relação aos estabelecimentos familiares orgânicos, fizeram parte das observações dessa pesquisa 71.189 produtores orgânicos e desses 3.616 eram certificados.

### 3.1 Estatística descritiva

Para construção dos *outcomes*, os critérios utilizados foram de ordem econômica (lucro e renda) e mercadológica (integração ao mercado e venda direta). Dada a literatura em questão, a variável *ln* (lucro) foi adotada no sentido de examinar o ganho real das receitas menos despesas (p. ex. BACON, 2005; NIEBERG E OFFERMAN, 2003), visto que há muitos apontamentos indicando um preço-prêmio dos produtos certificados no mercado (p. ex. CONNOLLY E KLAIBER, 2014), o que poderia resultar em maiores receitas (p. ex. BOLWIG ET AL., 2008; HENSON ET AL, 2010). Mas, por outro lado, há também algumas despesas extras para a manutenção do processo de certificação (UEMATSU E MISHRA, 2012).

A variável renda, por sua vez, apresenta a definição de renda total do empreendimento adotada pelo IBGE para o Censo Agropecuário de 2006, se configurando em um importante elemento comparativo para a análise econômica do trabalho. Ela foi construída a partir da média de renda total do empreendimento e, em seguida, delineada como uma *dummy* para: renda  $\geq$  renda média=1 e caso contrário=0.

Como variável mercadológica, a integração ao mercado foi criada para sustentar as evidências de que a certificação inclui produtores em um cenário mais amplo de atuação comercial (CONNOLLY E KLAIBER, 2014; KLEEMAN ET AL, 2014; BARRET ET AL, 2002; OBERHOLTZER, 2005). A variável estava assim descrita no questionário do Censo Agropecuário em relação ao grau de integração do estabelecimento: 1 - Muito Integrado; 2 – Integrado; 3 – Pouco Integrado; 4 – Não classificado. Diante das alternativas, foi criada uma variável binária em que muito integrado=1 e caso contrário=0. A variável venda direta (*dummy* de venda direta=1 e caso contrário =0) surgiu de uma das respostas do Censo a respeito da questão sobre o destino da venda. Sua inserção procura confirmar a situação encontrada pela maioria dos produtores certificados no Brasil, conforme literatura apresentada, de que o controle social garante a qualidade da certificação e que, portanto, eles podem vender seu produto diretamente ao consumidor.

A Tabela 1 apresenta a estatística descritiva das variáveis usadas na análise empírica. A última coluna mostra a diferença de média entre os dois tipos de produtores orgânicos analisados. Fica evidente que os produtores orgânicos certificados são mais educados, são um pouco mais jovens, participam mais de cooperativas, recebem mais orientação técnica, tanto do governo, quanto de cooperativas e ONG's, e possuem maior acesso à informação (internet). Quanto a financiamentos, os produtores certificados também os acessam mais, tanto para finalidade de investimento quanto para finalidade de custeio, indicando diferentes implicações políticas. Além disso, os produtores certificados parecem ter menor aversão ao risco, uma vez que não declararam possuir medo de realizar financiamento na mesma medida que os produtores orgânicos não certificados.

**Tabela 1 – Estatística descritiva**

<b>Variáveis</b>	<b>Certificados</b>	<b>Não certificados</b>	<b>Diferenças</b>
<i>ln</i> (lucro)	8.556 (1.669)	7.500 (1.901)	1.056***
Renda ≥ Renda Média	.322 (.457)	.167 (.359)	.155***
Integração ao mercado	.356 (.479)	.189 (.391)	.167***
Venda direta	.123 (.015)	.067 (.023)	.056**
Sexo (masculino=1)	.891 (.310)	.845 (.360)	.046***
Idade	49.139 (12.878)	50.726 (14.513)	-1.587***
Experiência	.659 (.474)	.633 (.481)	.026***
Educação Fund. Completa	.743 (.436)	.644 (.478)	.099***
Educação Ensino Médio	.136 (.343)	.075 (.264)	.061***
Educação Técnico Agropec.	.006 (.079)	.001 (.038)	.005***
Educação Superior	.037 (.189)	.023 (.150)	.014***
Rural	.937 (.242)	.942 (.232)	-.005
Assentamento	.160 (.367)	.138 (.345)	.022***
Cooperativa	.290 (.453)	.071 (.256)	.219***
Internet	.034 (.182)	.013 (.115)	.031***
Orientação Técnica	.559 (.496)	.195 (.396)	.364***
Orientação Técnica Governo	.273 (.445)	.121 (.326)	.152***
Orientação Técnica Cooperativa	.103 (.304)	.018 (.133)	.085***
Orientação Técnica ONG	.046 (.209)	.007 (.083)	.039***
Área	1348.28 (12604.5)	2755.65 (38368.26)	-1.407,37
Proprietário	.799 (.400)	.758 (.428)	.041***
Financiamento investimento	.125 (.331)	.088 (.283)	.037***
Financiamento para custeio	.134 (.356)	.090 (.301)	.044***
Não precisou financiamento	.419 (.493)	.393 (.488)	.026***
Não financ. falta garantia	.005 (.075)	.017 (.130)	-.012***
Não financ. por medo	.101 (.248)	.203 (.402)	-.102***
PRONAF	.248 (.432)	.102 (.303)	.146***
<b>N</b>	<b>3.616</b>	<b>71.189</b>	

Nota: Erros Padrão estão entre parênteses.

#### 4 METODOLOGIA

Essa seção é reservada para determinar a estimação da equação principal do estudo, através de regressões OLS e Probit, como também o estimador de pareamento de limite inferior para os parâmetros de interesse. Neste sentido, segue-se o trabalho seminal de Rosenbaum e Rubin (1983) e os estudos de Abadi e Ibens (2012), Dehejia e Wahba (2002), Altonji, Elder, e Taber (2005, 2008) e Millimet e Tchernis (2010), tendo como base em seu escopo metodológico, o estudo desenvolvido por Sampaio et al., (2013). Além desses, incorpora os estudos sobre Escore de Propensão de Pareamento (PSM) aplicado na produção orgânica desenvolvidos por Blackman et al. (2013), e Uematsu e Mishira (2012), além de outros autores já citados anteriormente.

## 4.1 Probit e OLS

A estratégia empírica foi construída para responder ao seguinte modelo:

$$(1) \quad Y = \alpha + \beta C + X'\delta + \varepsilon$$

onde Y representa os *outcomes* de interesse (ln(lucro), renda, integração ao mercado e venda direta), C é a variável *dummy* que toma o valor igual a 1 quando o produtor é certificado e 0, caso contrário, X é um vetor de variáveis de controle (descritos na Tabela 2),  $\varepsilon$  é o termo de erro e  $\beta$  é o efeito da certificação sobre lucro, renda, integração ao mercado e venda direta.

## 4.2 Abordagem do escore de propensão (PSM)

A abordagem de regressão impõe uma forma nos relacionamentos que pode ou não ser precisa e na qual o escore de propensão de pareamento evita: isso é válido dado que as restrições de forma funcional não são geralmente justificadas nem pela teoria económica, nem pelos dados utilizados (DEHEJIA e WAHBA, 2002). Daí a presente análise foi realizada empregando escore de propensão, cuja vantagem sobre a OLS e Probit está na correção do viés de seleção sobre as variáveis observáveis.

O escore de propensão é definido por Rosenbaum e Rubin (1983) como a probabilidade condicional de receber um tratamento, dadas as características pré-tratamento.

$$(2) \quad p(X) \equiv \Pr\{D = 1|X\} = E\{D|X\}$$

onde  $D = \{0,1\}$  é o indicador de exposição ao tratamento e X é o vector multidimensional de características de pré-tratamento. O efeito médio de tratamento sobre os tratados (ATT), que é parâmetro de avaliação mais distinta, incide sobre os efeitos daqueles para quem o programa é realmente pretendido e pode ser dado como

$$(3) \quad = E\{E\{Y_{1i} | D_i = 1, p(X_i)\} - E\{Y_{0i} | D_i = 0, p(X_i)\} | D_i = 1\}$$

O valor esperado do ATT é definido como a diferença entre os valores do resultado esperado com e sem tratamento para aqueles que, na verdade, participaram no tratamento. De acordo com Rosenbaum e Rubin (1983), essa abordagem depende de dois pressupostos de identificação: da "ignorabilidade" ou "independência condicional" (CIA), e do "suporte comum" ou "sobreposição".

Dado que a atribuição tratamento é independente de *outcomes* potenciais condicionadas em um conjunto X de covariáveis, como mostrado por Rosenbaum e Rubin (1983), o escore de propensão  $p(X)$  é definido como a probabilidade condicional de ser tratado  $Pr(O = 1|X)$ . Neste caso, o ATE e ATT são obtidos por

$$(4) \quad \beta_{ATE} = E[\beta_i] = E[y_{1i} - y_{0i}|p(X_i)]$$

$$(5) \quad \beta_{ATT} = E[\beta_i|O = 1, p(X_i)] = E[y_{1i} - y_{0i}|O = 1, p(X_i)]$$



### 4.3 Nearest Neighbor Matching (NNM) e Kernel

Nesse estudo, foram utilizados dois métodos de pareamento: o método do vizinho mais próximo (NNM) e o método Kernel. O primeiro é mais direto e envolve a escolha de indivíduos adeptos e não adeptos que estão mais próximos em termos de escores de propensão como parceiros correspondentes. No NNM o número de controles pareados com a observação  $i \in T$  por  $N_i^c$  e define o peso  $w_{ij} = \frac{1}{N_i^c}$  se  $j \in C_i$  e  $w_{ij} = 0$  ao contrário. Assim, segundo Heckman et al. (1997), a fórmula pode ser escrita como segue:

$$(6) \quad \tau^M = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} \left[ Y_i^T - \sum_{j \in C(i)} w_{ij} Y_j^C \right]$$

$$(7) \quad = \frac{1}{N^T} \left[ \sum_{i \in T} Y_i^T - \sum_{i \in T} \sum_{j \in C(i)} w_{ij} Y_j^C \right]$$

$$(8) \quad = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} Y_i^T - \frac{1}{N^T} \sum_{j \in C} w_j Y_j^C$$

onde os pesos  $w_j$  são definidos por  $w_j = \sum_i w_{ij}$ .

No método Kernel, cada observação tratada  $i$  é pareada com algumas observações controle, com pesos inversamente proporcionais à distância entre as observações tratadas e controle. Com o pareamento baseado no escore de propensão, os pesos são assim definidos:

$$(9) \quad w(i, j) = \frac{K \left( \frac{p_j - p_i}{h} \right)}{\sum_{j=1}^{n_0} K \left( \frac{p_j - p_i}{h} \right)}$$

### 4.4 Teste Millimet: quando a CIA falha

Para analisar o viés que surge quando a CIA falha, construiu-se estimadores para minimizar o viés, propostos por Millimet e Tchernis (2010). Assim, o viés ao estimar o ATE e o ATT é dado finalmente por:

$$(13) \quad \beta_{MB,ATE} | p^* = \left[ \frac{\sum_{1 \in \Pi} \frac{y_i O_i}{p(X_i)}}{\sum_{1 \in \Xi \Pi} \frac{O_i}{p(X_i)}} \right] - \left[ \frac{\sum_{1 \in \Pi} \frac{y_i (1 - O_i)}{1 - p(X_i)}}{\sum_{1 \in \Pi} \frac{(1 - O_i)}{1 - p(X_i)}} \right]$$

$$(14) \quad \beta_{MB,ATT} | p^* = 0,5 \sum_{i \in \Pi} y_i O_i - \left[ \sum_{i \in \Pi} \frac{y_i (1 - O_i) p(X_i)}{1 - p(X_i)} / \sum_{i \in \Pi} \frac{(1 - O_i) p(X_i)}{1 - p(X_i)} \right]$$

Depois, como uma extensão natural, estima-se o próprio viés, através das seguintes equações:

$$(15) \quad \beta_{ATE} | p^* = - \{ \rho_{Ou\sigma_O} + [1 - p^*] \rho_{\delta u \sigma_\delta} \} \left[ \frac{\phi(\psi^{-1}(p^*))}{p^*[1 - p^*]} \right]$$

$$(16) \quad \beta_{ATT} [p = 0,5] = -\rho_{Ou\sigma_O} \left[ \frac{\phi(\psi^{-1}(0,5))}{p^*[1 - 0,5]} \right] \cong -1,6 \rho_{Ou\sigma_O}$$

Esse resultado poderia ser usado para gerar estimativa de viés corrigido (MB-BC) de ambos os parâmetros:

$$(17) \beta_{MB-BC,ATE|p^*} = \beta_{MB,ATE|p^*} - \beta_{ATE|p^*}$$

$$(18) \beta_{MB-BC,ATT|p^* = 0,5} = \beta_{MB,ATT|p^*} - \beta_{ATT|p = 0,5}$$

## 5 RESULTADOS

Conforme especificado na seção anterior, foram usados quatro *outcomes*: log de lucro (Inlucro), renda, integração ao mercado e venda direta. A Tabela 2 apresenta as estimativas, em que os coeficientes para as estimações OLS, Probit, Nearest Neighbor Matching e Kernel são todos altamente significantes.

Os métodos de pareamento Nearest Neighbor e Kernel procuram balancear a distribuição de covariáveis nos grupos de tratamento e controle, e corrigir o possível viés de seleção nas características observáveis. Desta forma, inicialmente pode-se considerar que há uma probabilidade de um ganho na renda dos produtores orgânicos certificados em torno de 10% em relação aos produtores orgânicos não certificados. O mesmo acontece com a outra variável econômica, o lucro, que apresenta vantagem de cerca de 30% para os produtores certificados. Para as variáveis mercadológicas, pode-se afirmar nas observáveis que os produtores certificados possuem uma probabilidade de maior integração com mercado (8 a 12%) em relação aos produtores não certificados. Além disso, suas vendas diretas ao consumidor são entre 2 a 3% maiores que as dos produtores sem certificação.

**Tabela 2 - Efeito da produção orgânica certificada sobre lucro, renda, integração ao mercado e venda direta**

Estimação	In(Lucro)	Renda	Integração	
			Mercado	Venda Direta
OLS	.365*** (.035)	.174*** (.007)	.231*** (.007)	.015*** (.003)
Probit	-	.268*** (.040)	.334*** (.040)	.146*** (.059)
	-	[.014]	[.034]	[.003]
Nearest Neighbor	.294** (.115)	.101** (.028)	.087*** (.026)	.031** (.012)
Kernel	.350*** (.057)	.095*** (.014)	.127*** (.015)	.024*** (.008)

Nota: Erros padrão robusto são apresentados entre parênteses (erros padrão com *bootstrap* para estimativas *matching*). Modelos de probabilidade linear são estimados para as colunas (2) - (4) sobre OLS. Efeitos marginais são apresentados em colchetes para estimativas probit. \*\*\* representam  $p < 1\%$ , \*\* representam  $p < 5\%$  e \* representam  $p < 10\%$ .

A Tabela 3 contém algumas estatísticas que resumem a qualidade da implementação do escore de propensão de pareamento. Na segunda coluna, o pseudo  $R^2$  da estimação da probabilidade de tratamento condicional (escore de propensão) antes e depois do pareamento, mostra que o modelo tem significativamente mais poder para explicar o *status* de tratamento depois do pareamento. O teste Razão de Verossimilhança (LR), na coluna 3, sugere que a amostra pareada é bem balanceada nas variáveis observadas. Nas colunas 4 e 5, finalmente, evidencia-se redução na média e mediana do viés absoluto, de

acordo com o destacado por Rosenbaum e Rubin (1985). Os resultados são condizentes com o enfatizado por Dehija e Wahba (2002), revelando que o procedimento de pareamento foi bem sucedido, uma vez que os membros do grupo de controle selecionado (produtores orgânicos não certificados) possuem características observáveis similares quando comparados ao grupo de tratados (produtores orgânicos certificados).

**Tabela 3 - Qualidade do balanço antes e depois do *matching***

Amostra	Pseudo R2	LR chi2	Viés Médio	Viés Mediano
Antes	0.151	1276.03***	23.1	13.2
Depois	0.001	3.22	1.8	1.3

Nota: \*\*\* representa  $p < 1\%$ . Os vieses médio e mediano servem como indicadores sintetizados da distribuição do viés absoluto e são calculados como diferenças entre tratados e controle nas médias e medianas das covariáveis antes e depois do *matching*.

A Tabela 4 expõe o teste de robustez dos resultados quando as variáveis não observáveis são correlacionadas com a produção orgânica certificada. Nesse teste, foi analisado, a priori, o quão sensíveis são as estimativas do efeito da produção orgânica certificada sobre a variação na correlação entre os termos de erros do modelo probit bivariado.

**Tabela 4 - Sensibilidade do efeito da produção orgânica certificada para variação na correlação de distúrbios do Modelo Probit Bivariado.**

	Renda	Integração Mercado	Venda Direta
<b>PAINEL A</b>			
P	(1)	(2)	(3)
0.0	.268*** (.040) [.014]	.334*** (.040) [.034]	.146*** (.059) [.003]
0.1	.081** (.040) [.018]	.141*** (.040) [.039]	-.037 (.059) [.004]
0.2	-.099 (.039) [.022]	-.045 (.048) [.044]	-.210*** (.058) [.006]
0.3	-.273*** (.039) [.027]	-.229*** (.039) [.048]	-.374*** (.057) [.008]
<b>PAINEL B</b>			
$\rho$	.143	.179	..071

Nota: Erros padrão robusto são apresentados entre parênteses (erros padrão com *bootstrap* para estimativas *matching*). Modelos de probabilidade linear são estimados para as colunas (2) - (4) sobre OLS. Efeitos marginais são apresentados em colchetes para estimativas probit. \*\*\* representam  $p < 1\%$ , \*\* representam  $p < 5\%$  e \* representam  $p < 10\%$ .

No painel A, são apresentadas as estimativas dos parâmetros de interesse e seus efeitos marginais. Os coeficientes de correlação  $\rho$  contêm

diferentes valores. Quando  $\rho = 0$ , obtêm-se os mesmos resultados para os *outcomes* que as estimativas probit da tabela 3, dado que as variáveis não observáveis são consideradas distantes. Quando  $\rho = 0.1$ , o coeficiente sobre venda direta se torna insignificante, mudando de sinal. Aumentando  $\rho$  para 0.2 nota-se que as variáveis renda e integração ao mercado se tornam insignificante e com coeficientes negativos. Finalmente para 0.3 percebe-se que os coeficientes são todos negativos e estatisticamente significantes. No painel B, calcularam-se os valores de  $\rho$  tais que o efeito da produção orgânica certificada fosse zero ( $\theta \approx 0$ ). Nesse caso, os valores baixos dos coeficientes eliminariam completamente qualquer efeito da produção orgânica certificada sobre os *outcomes* em questão.

Diante disso, pode-se assumir previamente que variáveis importantes que afetam os *outcomes* de interesse e a probabilidade de se tornar um produtor orgânico certificado estão omitidas. Por outro lado, não se pode afirmar que as variáveis omitidas são totalmente responsáveis pelos efeitos encontrados se não há informação do tamanho correto de  $\rho$  disponível. De modo contrário, pode acontecer que a correlação seja suficientemente próxima de zero e que toda a análise realizada até agora esteja correta, ou seja, que existe de fato benefícios econômicos e mercadológicos em se tornar um produtor certificado.

Para confirmar ou não a análise de sensibilidade anterior e avaliar o viés oriundo da falha do pressuposto da independência condicional (CIA), empregou-se a técnica desenvolvida por Millimet and Tchernis (2010). Essa técnica permite obter as estimativas dos limites inferiores do efeito da certificação da produção orgânica quando as observáveis que afetam a variável independente têm a mesma relação das não observáveis afetando o regressor endógeno.

Os resultados desse procedimento estão contidos na Tabela 5, cujas estimativas de viés mínimo ( $\beta_{MB}$ ) e viés corrigido ( $\beta_{MB-BC}$ ) do efeito da certificação da produção orgânica sobre os *outcomes*, são demonstradas.

As evidências fornecidas nesse teste validam a hipótese de que a certificação da produção orgânica influencia os *outcomes* analisados e que, portanto, a estimativa não está viesada pelo controle que exerce sobre as variáveis não observáveis. De outro modo, a decisão da certificação por parte do produtor orgânico pode ser justificada pelo aumento de seus ganhos econômicos (lucro e renda), e maior participação no mercado (integração ao mercado e venda direta). Esse fato exprime a sua racionalidade econômica na decisão de ser certificado.

Sendo assim, a constatação de que existe aumento de renda e lucro ao se tornar um produtor orgânico certificado, pode ser considerada não viesada. Em termos mais acurados, depois de controlar a seleção de algumas variáveis não observáveis e estimar os limites inferiores, minimizando ou removendo o viés da falha da CIA, fica patente que se tornar um produtor orgânico certificado tem forte relação com renda e lucro, além de maior relação com os canais de mercado.

Para avaliar a robustez dos resultados obtidos sobre o efeito da certificação da produção orgânica, aplicou-se o estimador IV proposto por Klein and Vella (2009). A abordagem dos autores, que serve para contornar estimativa na ausência de uma restrição de exclusão, baseia-se na presença de heterocedasticidade para identificar o parâmetro de interesse para calcular,

em primeiro lugar, a probabilidade de tratamento de um modelo de resposta binária e, em seguida, usá-lo como um instrumento para a variável de tratamento (SAMPAIO ET AL, 2013).

**Tabela 5 – Efeito da produção orgânica certificada: estimativa de mínimo viés e viés corrigido**

Coeficiente	<i>ln</i> (lucro)	Renda	Integração ao mercado	Venda direta
	1	2	3	4
<b>Painel A – ATE</b>				
$\beta_{MB \theta=0.05}$	1.008 [.682, 1.258]	.104 [.066, .182]	.187 [.112, .235]	.021 [.005, .044]
$\beta_{MB \theta=0.10}$	.943 [.642, 1.142]	.126 [.088, .168]	.155 [.113, .196]	.015 [-.002, .033]
$\beta_{MB \theta=0.25}$	.685 [.513, .825]	.111 [.081, .138]	.147 [.118, .175]	.005 [-.006, .029]
$\beta_{MB-}$ BCI $\theta=0.05$	1.619 [1.111, 1.458]	.599 [.525, .690]	.397 [.288, .472]	.115 [.081, .144]
$\beta_{MB-}$ BCI $\theta=0.10$	1.554 [1.036, 1.901]	.621 [.528, .690]	.365 [.278, .482]	.110 [.075, .131]
$\beta_{MB-}$ BCI $\theta=0.25$	1.297 [.755, 1.752]	.605 [.510, .698]	.358 [.262, .460]	.100 [.069, .131]
<b>Painel B- ATT</b>				
$\beta_{MB \theta=0.05}$	.167 [.086, .264]	.080 [.044, .107]	.094 [.073, .127]	.031 [.014, .057]
$\beta_{MB \theta=0.10}$	.265 [.198, .388]	.086 [.060, .112]	.106 [.080, .136]	.026 [.009, .041]
$\beta_{MB \theta=0.25}$	.345 [.266, .445]	.090 [.063, .112]	.114 [.086, .142]	.023 [.008, .040]
$\beta_{MB-}$ BCI $\theta=0.05$	4.577 [4.192, 5.057]	1.157 [1.051, 1.208]	.978 [.875, 1.079]	.115 [.080, .154]
$\beta_{MB-}$ BCI $\theta=0.10$	4.676 [4.223, 5.185]	1.163 [1.063, 1.212]	.990 [.888, 1.084]	.110 [.074, .145]
$\beta_{MB-}$ BCI $\theta=0.25$	4.756 [4.294, 5.282]	1.167 [1.061, 1.215]	.998 [.892, 1.093]	.107 [.070, .144]

Nota: Intervalo de confiança empírico de 90% obtido usando 200 repetições *bootstrap* apresentado em colchetes.

A Tabela 6 apresenta os coeficientes estimados, confirmando resultados anteriores de que a certificação da produção orgânica leva à vantagens econômicas e mercadológicas importantes.

**Tabela 6 - Estimação dos efeitos da produção orgânica certificada baseada em Klein e Vella (2009)**

	In (lucro) (1)	Renda≥Renda Média (2)	Integração ao mercado (3)	Venda direta (4)
<b>Coefficiente</b>	3.753	1.070	.859	.132
	[3.322, 4.149]	[.955, .1125]	[.762, .955]	[.098, .172]

Nota: Intervalo de confiança empírico de 90% obtido usando 200 repetições *bootstrap* apresentadas em colchetes.

Em outro teste de robustez, agora com uma amostra específica para os produtores orgânicos certificados em relação à nível de instrução e experiência, estimaram-se novamente OLS, Probit e PSM. A motivação para a escolha dessas duas amostras restritas se deve, no primeiro caso, ao fato de que anos a mais de educação podem permitir maior conhecimento e discernimento para adotar a certificação e se beneficiar desse processo. No mesmo raciocínio, se o produtor orgânico possui mais anos de trabalho, pode ter conhecimento de causa para estudar a viabilidade econômica e comercial de obter a certificação.

**Tabela 7 - Teste de Robustez: estimação para integração ao mercado e orientação técnica**

Estimação	In (lucro) (1)	Renda≥Ren da Média (2)	Integração ao mercado (3)	Venda direta (4)
<b>Nível de instrução</b>				
OLS	.368*** (.008)	.080*** (.016)	.130*** (.016)	.016** (.009)
Probit	-	.221*** (.045)	.349*** (.045)	.126** (.066)
	-	[.249]	[.533]	[.050]
Nearest Neighbor	.347*** (.088)	.067** (.026)	.101*** (.028)	.026** (.012)
Kernel	.309*** (.074)	.074*** (.016)	.131*** (.020)	.020** (.008)
<b>Experiência</b>				
OLS	.387*** (.009)	.099*** (.020)	.122*** (.016)	.019*** (.007)
Probit	-	.234*** (.047)	.413*** (.049)	.166** (.068)
	-	[.016]	[.035]	[.003]
Nearest Neighbor	.294** (.115)	.101** (.028)	.087*** (.026)	.031** (.012)
Kernel	.350*** (.057)	.095*** (.014)	.127*** (.015)	.024*** (.008)

Nota: Erros padrão robusto são apresentados entre parênteses (erros padrão com *bootstrap* para estimativas *matching*). Modelos de probabilidade linear são estimados para as colunas (2) - (4) sobre OLS. Efeitos marginais são apresentados em colchetes para estimativas probit. \*\*\* representam  $p < 1\%$ , \*\* representam  $p < 5\%$  e \* representam  $p < 10\%$ .

Como esperado, os coeficientes de OLS, Probit e Matching para nível de instrução foram todos positivos e estatisticamente significantes, constatando-se um aumento de 8% na renda de produtores orgânicos certificados que possuem ensino fundamental completo. Situação semelhante pode ser verificada para a amostra de experiência, evidenciando-se um aumento de 9,9% da renda de produtores orgânicos certificados que receberam esse tipo de suporte, conforme Tabela 7 acima.

**Tabela 8 - Teste de Robustez: sensibilidade da produção orgânica para nível de instrução e experiência**

Variáveis	Renda ≥ Renda Média	Integração ao Mercado	Venda Direta
<b>Nível de Instrução</b>			
<b>Painel A</b>			
$\rho$	(1)	(2)	(3)
0.0	.221*** (.045) [.020]	.349*** (.045) [.044]	.126** (.065) [.004]
0.1	.036*** (.045) [.025]	.160*** (.045) [.049]	-.056 (.066) [.005]
0.2	-.143 (.044) [.031]	-.026 (.045) [.055]	-.228*** (.065) [.008]
0.3	-.315*** (.043) [.036]	-.208*** (.044) [.060]	-.390*** (.064) [.010]
<b>Painel B</b>			
$\rho$	.122	.189	.062
<b>Experiência</b>			
<b>Painel A</b>			
$\rho$	1	2	3
0.0	.234*** (.047) [.016]	.413*** (.049) [.035]	.166** (.068) [.003]
0.1	.049 (.047) [.020]	.224*** (.048) [.040]	-.015 (.068) [.005]
0.2	-.128*** (.046) [.025]	.037 (.048) [.045]	-.187*** (.067) [.007]
0.3	-.300*** (.046) [.029]	-.145*** (.047) [.050]	-.350*** (.066) [.009]
<b>Painel B</b>			
$\rho$	.130	.219	.079

Nota: Erros padrão são apresentados entre parênteses e efeitos marginais em colchetes. Para o painel B, os valores de  $\rho$  são calculados tais que o efeito da produção orgânica certificada seja zero. \*\*\* representam  $p < 1\%$ , \*\* representam  $p < 5\%$  e \* representam  $p < 10\%$ .

Portanto, ao reduzir para uma amostra específica, confirmam-se resultados anteriores (Tabela 3) de que a certificação afeta positivamente as variáveis econômicas e mercadológicas dos produtores orgânicos que possuem mais experiência e anos de estudos.

Na Tabela 8, atentou-se para identificar quão sensíveis são as estimativas do efeito de certificação da produção orgânica à variação da correlação entre os termos de erro do modelo probit bivariado para as sub-amostras já descritas anteriormente de nível de instrução e experiência. Em comparação com a Tabela 5, os valores de  $p$  impostos para a amostra de nível de instrução e experiência não eliminam o efeito positivo da certificação da produção orgânica sobre as variáveis econômicas e mercadológicas, reforçando qualitativamente os resultados precedentes.

## **6 CONSIDERAÇÕES FINAIS**

Muitos pesquisadores em toda parte do mundo têm estudado nos últimos anos a produção orgânica como caminho para uma agricultura mais sustentável, analisando aspectos sociais, ambientais e econômicos, além de questões mercadológicas. Especialmente quanto aos aspectos econômicos, evidências apontam ambiguidade sobre o efeito da certificação na produção orgânica sobre os ganhos do produtor rural.

Essas indefinições estão relacionadas aos rendimentos líquidos e brutos, aos retornos sobre investimentos, às receitas e despesas e outros indicadores econômicos que podem diferenciar um produtor orgânico certificado de um produtor orgânico que ainda não obteve certificação.

Em termos metodológicos, a maioria desses estudos se eximiu de usar métodos de identificação a fim de corrigir as variáveis omitidas em seus modelos. Nesse sentido, este trabalho permitiu avançar em relação às técnicas que se preocupam tão somente com a seleção nas observáveis e dirigir a pesquisa a partir de um tratamento que considere as variáveis não observáveis e a possibilidade de corrigir a falha da CIA presente nos métodos de score de propensão.

Para isso, foi usada a técnica proposta por Millimet e Tchernis (2010), que apontou uma nova direção nas conclusões até então avançadas pelos testes de sensibilidade, dado que a maioria dos coeficientes estimados foram estatisticamente significantes e diferentes de zero. Em outras palavras, os resultados confirmaram a hipótese de que a certificação tem efeito positivo sobre as variáveis econômicas e de mercado estudadas, não sofrendo influências das não observáveis no modelo.

Desse modo, essa pesquisa pode contribuir para o estado da arte ao propor um avanço nas técnicas usualmente empregadas sobre seleção nas observáveis, além de reforçar o debate sempre valioso dos impactos da certificação na renda dos produtores orgânicos, especialmente para o Brasil onde há uma escassez de trabalhos dessa natureza.

Não obstante, os resultados podem auxiliar políticas públicas para que, em forma de mecanismos eficazes, criem e solidifiquem programas e ações de desenvolvimento sustentável tendo como base a produção orgânica de



alimentos na agricultura familiar brasileira e o processo de certificação dos produtores.

## REFERÊNCIAS

- Abadie, A., Imbens, G. W., 2002. Simple and Bias-corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects. National Bureau of Economic Research, Inc.
- Altonji, J., Elder, T.; Taber, C. 2005. Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools. *Journal of Political Economics*, 151-184.
- Altonji, J.; Elder, T.; Taber, C. 2008. Using Selection on Observed Variables to Assess Bias from Unobservables when evaluating SwanGanz Cathererization. *The American Economic Review: papers and proceedings*, 345-350.
- Arnould, E. J.; Plastina, A.; Ball, D. 2009. Does Fair Trade Deliver on Its Core Value Proposition? Effects on Income, Educational Attainment, and Health in Three Countries. *Journal of Public Policy & Marketing* , 186-201.
- Ayuya, O. I.; Gigo, E. O.; Bett, H. K.; Lagat, J. K.; Kahil, A. K.; Bauer, S. 2015. Effect of Certified Organic Production Systems on Poverty among Smallholder Farmers: Empirical Evidence from Kenya. *World Development*, 27-37.
- Bacon, C. M. 2005. Confronting the coffee crisis: Can fair trade, organic, and specialty coffees reduce small-scale farmer vulnerability in northern Nicaragua? *World Development*, 497-511.
- Barham, B. L.; Weber, J. G. 2012. The Economic Sustainability of Certified Coffee: Recent Evidence from Mexico and Peru. *World Development*, 1269-1279.
- Barham, B.; Callenes, M.; Gitter, S.; Lewis, J. 2011. Fair Trade/organic coffee, rural livelihoods and the agrarian question: southern Mexican coffee families in transition. *World Development*, 134-145.
- Barrett, H.; Browne, A.; Harris, P.; Cadoret, K. 2002. Organic certification and the UK market: organic imports from developing countries. *Food Policy*, 301-318.
- Beuchelt, T. D.; Zeller, M.. 2011. Profits and poverty: Certification's troubled link for Nicaragua's organic and fairtrade coffee producers. *Ecological Economics*, 1316-1324.
- Blackman, A.; Naranjo, M. A. 2012. Does eco-certification have environmental benefits? Organic coffee in Costa Rica . *Ecological Economics*, 58-66.
- Blackman, A.; Naranjo, M.; Alpizar, F.; Rivera, J. 2013. Does Tourism Eco-Certification Pay? Costa Rica's Blue Flag Program. *World Development*, 41-52.
- Bolwig, S.; Gibbon, P.; Jones, S. 2009. The economics of smallholder organic contract farming in Tropical Africa. *World Development*, 1094-1104.
- Burton, M. Rigby, D.; Young, T. 2003. Modelling the adoption of organic horticultural technology in the UK using Duration Analysis. *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 29-54.

- Chiputwa, B.; Spielman, D. J.; Qain, M. 2015. Food standards, certification, and poverty among coffee farmers in Uganda. *World Development*, 400-412.
- Connolly, C.; Klaiber, H. A. 2014. Does organics command a premium when the food is already local? *American Journal of Agricultural Economics*, 1-15.
- Dabbert, S.; Lippert, C.; Zorn, A. 2014. Introduction to the special section on organic certification systems: Policy issues and research topics. *Food Policy*, 425-428.
- Darby, K.; Batte, M.T.; Ernst, S.; Roe, B. 2008. Decomposing Local: A Conjoint Analysis of Locally Produced Foods. *American Journal Agricultural Economics*, 476-486.
- Delbridge, T.; Fernholz, C.; King, R.; Lazarus, W. 2013. A whole-farm profitability analysis of organic and conventional cropping systems. *Agricultural Systems*, 1-10.
- FiB-IFOAM. 2015. *The world of organic agriculture*. Retrieved May 04, 2015, from <http://www.organic-world.net/yearbook-2015.html>
- Fort, R.; Ruben, R. 2012. The Impact of Fair Trade Certification for Coffee Farmers in Peru. *World Development*, 570-582.
- Giovanucci, D.; Liu, P.; Byers, A. 2008. Adding Value: certified coffee trade in North America: In Pascal Liu (Ed), Value-Added standards in the North American food market. *Food and Agricultural Organization*.
- Greene, C.; Dimitri, C.; Lin, B. H.; McBride, D. W.; Oberholtzer, I.; Smith, T. 2009. Emerging issues in the U.S. organic industry, economic information bulletin. *USDA Economic Research Service*.
- Heckman, J.; Navarro-Lozano, S. 2004. Using Matching, Instrumental Variables, and Control Functions to Estimate Economic Choice Models. *Review of Economics and Statistics*, 30-57.
- Henson, S.; Masakure, O.; Cranfield, J. 2010. Do Fresh Produce Exporters in Sub-Saharan Africa Benefit from GlobalGAP Certification? *World Development*, 375-386.
- Hirano, K.; Imbens, G. 2001. Estimation of Causal Effects using Propensity Score Weighting: An Application to Data on Right Heart Catheterization. *Health Services and Outcomes Research Methodology*, 259-278.
- IBGE. (2006). *Censo Agropecuário de 2006*. Rio de Janeiro.
- Jena, P. P.; Chichaibelu, P. B.; Stellmacher, T. 2012. The impact of coffee certification on small-scale producers' livelihoods: A case study from the Jimma Zone, Ethiopia. *Agricultural Economics*, 429-440.
- Kassie, M.; Zikhali, P.; Pender, J.; Köhlin, G. 2008. Organic Farming Technologies and Agricultural Productivity: The case of Semi-Arid Ethiopia. Göteborg, Sweden.
- Kleeman, L.; Abdulai, A. 2013. Organic certification, agro-ecological practices and return on investment: Evidence from pineapple producers in Ghana. *Ecological Economics*, 330-341.

- Kleemann, L.; Abdulai, A.; Buss, M. 2014. Certification and Access to Export Markets: Adoption and Return on Investment of Organic-Certified Pineapple Farming in Ghana. *World Development*, 79-92.
- Klein, R.; Vella, F. 2009. A semiparametric model for binary response and continuous outcomes under index heteroscedasticity. *Journal of Applied Econometrics*, 735-762.
- MacInnis, B. 2004. Transaction Costs and Organic Marketing: Evidence from U.S. Organic Produce Farmers. Berkeley, California, Estados Unidos: Giannini Hall.
- Martinez, M. G.; Bañados, F. 2014. Impact of EU organic product certification legislation on Chile organic exports. *Food Policy*, 1-14.
- Mendez, V. E.; Bacon, C. M.; Olson, M.; Petchers, S.; Herrador, D.; Caranza, C. 2010. Effects of organic and Fair Trade certifications on small-scale coffee farmer households in Central America and Mexico. *Renewable Agriculture*, 236-251.
- Millimet, D. L.; Tchernis, R. 2010. Minimizing Bias in Selection on Observables Estimators When Unconfoundedness Fails. *Unpublished, Southern Methodist University*.
- Nieberg, H.; Offermann, F. 2003. The profitability of organic farming in Europe. Organic Agriculture: Sustainability, Markets and Policies. *OECD Publishing*, 141-152.
- Oberholtzer, L., Dimitri, C.; Greene, C. 2005. Price Premiums Hold on as U.S. Organic Produce Market Expands. *Electronic Outlook Report from the Economic Research Service*.
- Oelofse, M.; Hogg-Jensen, H.; Abreu, L. S.; Almeida, G. F.; Hui, Q. Y., Sultan; T. 2010. Certified organic agriculture in China and Brazil: Market accessibility and outcomes following adoption. *Ecological Economics*, 1785-1793.
- Onozaka, Y.; Mcfadden, D. T. 2011. Does Local Labeling Complement or Compete with Other Sustainable Labels? A Conjoint Analysis of Direct and Joint Values for Fresh Produce Claim. *American Journal of Agricultural Economics*, 693-706.
- Pietola, K.; Lansink, A. 2015. Farmer response to policies promoting organic farming technologies in Finland. *European Review of Agricultural Economics*, 315-337.
- Rosenbaum, P.; Rubin, D. 1983. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrics*, 41-55.
- Ruben, R.; Fort, R. 2011. The Impact of Fair Trade Certification for Coffee Farmers in Peru. *World Development*, 570-582.
- Rubin, D. 1974. Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. *Journal of Educational Psychology*, 688-701.
- Sampaio, B.; Sampaio, G.; Sampaio, Y. 2013. On Estimating The Effects of Legalization: Do Agricultural Workers Really Benefit? *American Journal of Agricultural Economics*.

- Tran, N.; Bailey, C.; Wilson, N.; Phillips, M. 2013. Governance of Global Value Chains in Response to Food Safety and Certification Standards: The Case of Shrimp from Vietnam. *World Development*, 325-336.
- Uematsu, H.; Mishira, A. K. 2012. Organic farmers or conventional farmers: Where's the money? *Ecological Economics*, 55-62.
- United Nations Conference on Trade and Development, U. ([S.I.]. 2011). *Land and soil in the context of a green economy for sustainable development, food security and poverty eradication*. Retrieved May 02, 2015, from On line at <http://www.unccd.int/knowledge/menu.php>.
- Valkila, J. 2009. Fair Trade organic coffee production in Nicaragua — Sustainable development or a poverty trap? *Ecological Economics*, 3018–3025
- Veldstra, M. D.; Alexander, C. E.; Marshall, M. I. 2014. To certify or not to certify? Separating the organic production and certification decisions. *Food Policy*, 429-436.