

Sambuichi, Regina Helena Rosa; Galindo, Ernesto Pereira; Pereira, Rodrigo Mendes; Constantino, Michel; dos Santos Rabetti, Matheus

**Working Paper**

Diversidade da produção nos estabelecimentos da agricultura familiar no Brasil: Uma análise econométrica baseada no cadastro da Declaração de Aptidão ao Pronaf (DAP)

Texto para Discussão, No. 2202

**Provided in Cooperation with:**

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

*Suggested Citation:* Sambuichi, Regina Helena Rosa; Galindo, Ernesto Pereira; Pereira, Rodrigo Mendes; Constantino, Michel; dos Santos Rabetti, Matheus (2016) : Diversidade da produção nos estabelecimentos da agricultura familiar no Brasil: Uma análise econométrica baseada no cadastro da Declaração de Aptidão ao Pronaf (DAP), Texto para Discussão, No. 2202, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/144638>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

# 2202

TEXTO PARA DISCUSSÃO

**DIVERSIDADE DA PRODUÇÃO  
NOS ESTABELECIMENTOS DA  
AGRICULTURA FAMILIAR NO BRASIL:  
UMA ANÁLISE ECONOMÉTRICA  
BASEADA NO CADASTRO DA  
DECLARAÇÃO DE APTIDÃO AO  
PRONAF (DAP)**

**Regina Helena Rosa Sambuichi  
Ernesto Pereira Galindo  
Rodrigo Mendes Pereira  
Michel Constantino  
Matheus dos Santos Rabetti**

The logo for IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada) features the lowercase letters 'ipea' in a white, sans-serif font. A yellow and green swoosh underline is positioned beneath the letters, starting under the 'i' and ending under the 'a'.

**ipea**



# 2202

## TEXTO PARA DISCUSSÃO

Rio de Janeiro, maio de 2016

### **DIVERSIDADE DA PRODUÇÃO NOS ESTABELECIMENTOS DA AGRICULTURA FAMILIAR NO BRASIL: UMA ANÁLISE ECONOMÉTRICA BASEADA NO CADASTRO DA DECLARAÇÃO DE APTIDÃO AO PRONAF (DAP)**

Regina Helena Rosa Sambuichi<sup>1</sup>

Ernesto Pereira Galindo<sup>2</sup>

Rodrigo Mendes Pereira<sup>3</sup>

Michel Constantino<sup>4</sup>

Matheus dos Santos Rabetti<sup>5</sup>

- 
1. Técnica de planejamento e pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (Dirur) do Ipea.
  2. Técnico de planejamento e pesquisa da Dirur/Ipea.
  3. Técnico de planejamento e pesquisa da Dirur/Ipea.
  4. Professor dos programas de mestrado e doutorado em ciências ambientais e sustentabilidade, e em desenvolvimento local da Universidade Católica Dom Bosco (UCDB).
  5. Pesquisador do Programa de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional (PNPD) na Dirur/Ipea.

## Governo Federal

### Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão

Ministro interino Dyogo Henrique de Oliveira

## **ipea** Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

#### **Presidente**

Manoel Carlos de Castro Pires

#### **Diretor de Desenvolvimento Institucional**

Alexandre dos Santos Cunha

#### **Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia**

Roberto Dutra Torres Junior

#### **Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas**

Mathias Jourdain de Alencastro

#### **Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais**

Marco Aurélio Costa

#### **Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura**

Fernanda De Negri

#### **Diretor de Estudos e Políticas Sociais, Substituto**

José Aparecido Carlos Ribeiro

#### **Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais, Substituto**

Cláudio Hamilton Matos dos Santos

#### **Chefe de Gabinete**

Fabio de Sá e Silva

#### **Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação**

João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <http://www.ipea.gov.br>

## Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2016

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.  
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: H24; N46; E62.

# SUMÁRIO

---

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO ..... 7

2 AGRICULTURA FAMILIAR E DIVERSIDADE DA PRODUÇÃO  
NOS ESTABELECIMENTOS ..... 11

3 MÉTODOS DE COLETA E ANÁLISE DE DADOS ..... 14

4 RESULTADOS..... 22

5 DISCUSSÃO ..... 29

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS..... 39

REFERÊNCIAS ..... 40



## SINOPSE

Este estudo realizou uma análise da diversidade da produção nos estabelecimentos da agricultura familiar brasileira utilizando a base de dados da Declaração de Aptidão ao Pronaf (DAP). A diversidade foi medida por meio do índice de diversidade de Simpson (*Simpson index of diversity* – SID), que assume o valor 0 no caso de monocultores e se aproxima de 1 com o aumento da diversidade da produção. Em 57% dos estabelecimentos, a produção foi relativamente diversificada, com um SID maior que 0,35, embora tenha sido observada uma tendência à especialização em anos recentes. A porcentagem de monocultores, na base utilizada, aumentou de 25% em 2012 para 33% em 2014. O SID foi usado como variável dependente numa regressão Tobit a fim de testar variáveis comumente utilizadas para explicar a diversidade na produção, tais como *dummies* regionais, tamanho da área, número de imóveis explorados, idade do agricultor, nível de educação, renda de benefícios sociais, valor bruto da produção (VBP) e *dummy* para acesso à assistência técnica. Todas estas variáveis apresentaram efeitos estatisticamente significantes sobre a decisão do agricultor quanto a diversificar ou não a produção. Os resultados sugerem um forte viés regional quanto à diversificação, bem como a importância de se prover assistência técnica e fomentar a geração e a difusão de tecnologias voltadas para sistemas diversificados de produção.

**Palavras-chave:** diversificação; políticas públicas; sustentabilidade; agricultura familiar.

## ABSTRACT

This paper analyzes the production diversity among Brazilian agricultural family farms, using the DAP (declaration of Pronaf entitlement). The diversity is measured with a Simpson index, that goes from zero, for monocultures, to one. Production is considerably diversified in these types of farms. 57% of them have a diversification index above 0,35, although it has been noticed an increase in specialization in recent years. The share of monoculture farms rose from 25% in 2012 to 33% in 2014. The diversification index is set as the dependent variable on a Tobit regression with variables that are commonly used to explain the decision to diversify, such as regional dummies, farm size, number of farms, farmer's age, income from social benefits, education, gross

production, or a dummy for access to technical assistance. All of these variables have significant effects on production diversity. The results suggest a strong regional bias in terms of diversification, as well as the importance of technical assistance and the availability of technologies in order to spur diversification among family farmers.

**Keywords:** diversification; public policies; sustainability; family farms.

## 1 INTRODUÇÃO

A diversificação da renda é uma estratégia frequentemente adotada pelos agricultores para lidar com os riscos da produção agropecuária (Coelli e Fleming, 2004; Di Falco e Chavas, 2009). Além das incertezas de preço e comercialização, comuns a todos os setores produtivos, a agropecuária é particularmente vulnerável aos riscos representados pelas instabilidades climáticas, pestes e doenças, que podem causar grandes variações na renda obtida com a produção (Seo, 2010). Esta vulnerabilidade é ainda maior no caso dos pequenos agricultores, pois, geralmente, todo o capital da família está investido na sua produção, e existe pouca margem para resistir a estas variações de renda (Ellis, 1998). Adicionalmente, especialmente nos países em desenvolvimento, a diversificação tem também uma função de garantir a segurança alimentar da família, por meio do cultivo de subsistência (Niehof, 2004).

Para diversificar as fontes de renda, os agricultores podem aumentar a sua carteira de produtos, consorciando culturas ou fazendo rotação destas, ou beneficiando sua produção por meio da agroindústria. Podem, também, exercer atividades não agropecuárias no seu estabelecimento, como turismo rural e artesanato. Outra maneira de diversificar é obter renda de atividades exercidas fora do estabelecimento (*off-farm*), como a assunção de empregos ou a venda de dias de trabalho. Podem também alugar parte de seus equipamentos e benfeitorias, ou arrendar parte das suas terras. Muitos agricultores complementam ainda a sua renda por meio de aposentadorias, bolsas ou outros benefícios sociais recebidos do governo (McNamara e Weiss, 2005).

As diferentes formas de diversificação podem trazer diferentes benefícios aos agricultores. A diversificação para fontes de rendas não agropecuárias apresenta a vantagem de os riscos associados a estes rendimentos serem geralmente menos correlacionados aos riscos da produção agropecuária, o que tende a tornar essa estratégia mais eficaz para a finalidade de redução de risco (Ellis, 1998). Por sua vez, a diversificação da produção agropecuária pode trazer outros benefícios, como aumento da eficiência e sustentabilidade ambiental.

Na lógica da produção industrial, muitas vezes se considera a especialização da produção como uma estratégia para obter ganho de eficiência. Isto acontece principalmente quando ocorrem ganhos de escala, por meio do melhor aproveitamento

das instalações de beneficiamento, armazenamento e transporte, e da maior facilidade de comercialização. Podem ocorrer também ganhos de eficiência ao evitar-se a alternância entre tarefas, aproveitando-se o uso de competências especializadas e reduzindo-se assim os custos de trabalho (Coelli e Fleming, 2004).

Em contrapartida, especialmente no caso de sistemas de produção agropecuária, a diversificação também pode ser considerada uma estratégia para aumentar a eficiência. Este aumento pode decorrer de retornos decrescentes de escala, de economias de escopo ou do melhor aproveitamento dos recursos disponíveis (McNamara e Weiss, 2005). Quando existem retornos decrescentes de escala, o ganho com o aumento do volume de produção de uma mesma cultura é menor que o obtido com o acréscimo de um novo produto. A economia de escopo ocorre quando se observa uma redução nos custos de produção ao se produzirem diferentes itens em conjunto (Chavas e Kim, 2010), o que pode ser obtido com o adequado consórcio ou o rodízio de culturas. O ganho de eficiência pode vir também do melhor uso da mão de obra disponível ao longo do ano, pois, devido à natureza sazonal de muitas culturas, é vantajoso consorciar produções que apresentem picos de uso do trabalho em momentos distintos (Rahman, 2009). Adicionalmente, quando existem diferenças ambientais de solo e microclima dentro de uma mesma propriedade, ganhos de eficiência podem ser obtidos ao se plantarem diferentes culturas adaptadas a cada condição específica (Di Falco *et al.*, 2010; Schroth e Ruf, 2014).

Coelli e Fleming (2004) estudaram a economia de diversificação e a eficiência de especialização em sistemas mistos de produção de café e alimentos cultivados por pequenos agricultores da Nova Guiné. Esse estudo mostrou que a especialização tem um impacto negativo sobre a produtividade destes agricultores, por meio de perdas de economia de diversificação e de eficiência. Os autores destacaram ainda que esta perda seria maior se a variável de risco tivesse sido incorporada ao modelo, uma vez que a diversificação é uma estratégia comum utilizada por estes produtores para gerir o risco.

A diversificação da produção proporciona também benefícios ambientais. Os sistemas de produção diversificados são, geralmente, mais indicados para a conservação do solo, da água e da biodiversidade, sendo também, em geral, menos dependentes de insumos químicos como agrotóxicos e fertilizantes, o que permite uma produção com

menos impacto ambiental e mais saudável (Lin, 2011; Sambuichi *et al.*, 2014a). Alguns tipos de sistemas, como os agroflorestais e de integração lavoura-pecuária-floresta, ajudam a absorver carbono, servindo à função de mitigação de emissões de gases de efeito estufa (Vilela, Martha Júnior e Marchão, 2012; Schroth *et al.*, 2015). Muitos desses benefícios constituem-se em externalidades do processo produtivo que, muito além dos agricultores e dos consumidores dos seus produtos, beneficiam a toda a sociedade. Porém, como nem todos esses benefícios são percebidos pelos agentes diretamente envolvidos na compra e na venda dos produtos, muitas vezes não são valorizados economicamente e, portanto, não são levados em conta pelo agricultor na hora de decidir o nível ótimo de diversidade da sua produção (Baumgärtner e Quaas, 2010).

Apesar dos potenciais benefícios da diversificação, estudos indicam estar havendo uma tendência de especialização da produção na agricultura familiar brasileira (Guanziroli, Buainain e Di Sabbato, 2012; Sambuichi *et al.*, 2014a). Isto tem sido atribuído principalmente ao processo de modernização de agricultura, que se baseia fortemente no modelo de produção industrial e fomenta o uso de monoculturas intensivas em larga escala. A tecnologia de produção foi desenvolvida quase sempre no sentido de aumentar as vantagens da especialização, com uso maciço de insumos industrializados, como fertilizantes, agrotóxicos e máquinas pesadas. Além disso, as políticas voltadas para o setor, como crédito e seguro agrícola, podem estar induzindo os agricultores a se tornarem mais especializados (Sambuichi *et al.*, 2014a).

Estudos realizados em diversas regiões do mundo mostraram que vários fatores podem afetar a decisão do agricultor de diversificar ou não a sua produção. Entre os fatores citados na literatura, estão: características do estabelecimento, como o tamanho da área e o tipo de exploração; características dos agricultores, como escolaridade, idade, experiência e conhecimento técnico; características econômicas do empreendimento, como saúde da empresa e nível de renda; além de fatores como seguro agrícola, subsídios, assistência técnica, e acesso a mercados e a outras fontes de renda externas ao estabelecimento (Pope e Prescott, 1980; Bosma *et al.*, 2005; Culas e Mahendrarajah, 2005; McNamara e Weiss, 2005; Bravo-Ureta, Cocchi e Solís, 2006; Singha *et al.*, 2012; Kiprono, 2012; Longpichai, 2013). A influência que cada um destes fatores exerce sobre a diversidade da produção pode variar de acordo com a região estudada e o tipo de estratégia de diversificação adotada (McNamara e Weiss, 2005).

A diversidade da produção nos estabelecimentos agropecuários é um assunto ainda pouco estudado na literatura científica brasileira. Faltam análises quantitativas amplas que permitam avaliar com profundidade os diferentes aspectos relacionados a este tema. A principal limitação para a realização desses estudos é a disponibilidade de bases de dados que permitam o cruzamento das diversas variáveis envolvidas e abranjam a diversidade da realidade brasileira ao longo do seu extenso território. Visando diminuir esta lacuna do conhecimento, este trabalho objetivou analisar a diversidade da produção existente nos estabelecimentos da agricultura familiar no Brasil e entender os fatores associados a esta diversidade. Buscou-se obter uma resposta quantitativa a respeito do efeito que diversos fatores exercem sobre a decisão do agricultor de diversificar ou especializar a sua carteira de produtos, a partir de abordagem econométrica.

Para isso, este estudo utilizou uma fonte de informações ainda pouco explorada em pesquisas econométricas, a base de dados da Declaração de Aptidão ao Pronaf (DAP) – um cadastro mantido pelo Ministério do Desenvolvimento Agrário (MDA) que permite ao agricultor familiar ter acesso às políticas públicas destinadas a este segmento. Trata-se de uma ampla base de dados, que contém informações sobre a família, a propriedade, a produção e a fonte de renda de agricultores familiares de todo o Brasil. O nível de detalhamento sobre tipos de produtos (e rendas associadas a eles) desta base permite a realização de análises que não são possíveis de serem feitas nem mesmo com os microdados do Censo Agropecuário, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Além disso, as informações da DAP são mais atualizadas que as do Censo Agropecuário, cuja última edição foi realizada em 2006. Na data da extração dos dados para esta pesquisa, em outubro de 2014, a base da DAP contava com aproximadamente 4,8 milhões de famílias cadastradas, o que permitiu traçar um amplo retrato da diversidade produtiva na agricultura familiar brasileira.

O texto está organizado em seis seções, sendo a primeira esta introdução. A segunda seção apresenta uma revisão sobre o conceito de agricultura familiar e os estudos de diversidade da produção nos estabelecimentos agropecuários no Brasil. A terceira seção aborda os métodos utilizados na pesquisa; a quarta, os resultados; a quinta, a discussão; e a sexta, as considerações finais sobre o tema.

## 2 AGRICULTURA FAMILIAR E DIVERSIDADE DA PRODUÇÃO NOS ESTABELECIMENTOS

A agricultura familiar é um importante componente do setor produtivo agropecuário brasileiro. Dados do Censo Agropecuário de 2006 mostraram que a agricultura familiar é responsável pela maior parte da produção de muitos dos alimentos básicos consumidos pelos brasileiros, como mandioca, feijão, hortaliças, leite e outros. Embora ocupe apenas 24% da área total dos estabelecimentos agropecuários, a agricultura familiar corresponde a mais de 84% dos estabelecimentos e concentra mais de 74% do pessoal ocupado no campo (IBGE, 2006).

A definição de agricultura familiar no Brasil é atualmente dada pela Lei nº 11.326/2006, que estabelece as diretrizes para a formulação da Política Nacional da Agricultura Familiar e Empreendimentos Familiares Rurais. Abrange quatro principais critérios: *i*) o tamanho de área não pode ser maior que quatro módulos fiscais;<sup>1</sup> *ii*) a mão de obra utilizada deve ser predominantemente da própria família; *iii*) a porcentagem de renda proveniente das atividades econômicas exercidas no estabelecimento não pode ser menor que um mínimo estabelecido por lei; e *iv*) a direção do estabelecimento deve ser feita pelo agricultor junto com a família (Brasil, 2006).

Embora a Lei da Agricultura Familiar tenha sido sancionada apenas em 2006, o conceito de agricultura familiar é bem mais antigo. O Estatuto da Terra, Lei nº 4.504/1964, utiliza explicitamente a expressão agricultores familiares e apresenta uma definição de propriedade familiar que abrange os quatro principais critérios posteriormente utilizados na lei de 2006. A principal novidade da lei foi a inclusão de grupos específicos como beneficiários (silvicultores; aquicultores; extrativistas; pescadores artesanais; povos indígenas; integrantes de comunidades remanescentes de quilombos rurais; e demais povos e comunidades tradicionais), desde que atendidas algumas condições.

---

1. O módulo fiscal é entendido como a área mínima necessária para o estabelecimento ser economicamente viável. O tamanho do módulo varia de 5 ha a 110 ha, de acordo com o município onde se encontra o estabelecimento, com base em critérios como o tipo de exploração predominante no município e a renda obtida com esta exploração. A Lei nº 8.629/1993 estabeleceu as dimensões da pequena propriedade rural entre um e quatro módulos fiscais.

Dez anos antes da sanção da Lei da Agricultura Familiar, em 1996, foi criado o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf), um programa de crédito subsidiado que consistiu na primeira política governamental voltada especificamente para o fomento da agricultura familiar. Posteriormente, foram criados, para atender a este setor, programas de assistência técnica, seguro agrícola, garantia de preços e compras públicas sem licitação. Para ter acesso a estas políticas, o agricultor familiar precisa se cadastrar na Secretaria de Agricultura Familiar (SAF) do MDA por meio da DAP, que é um cadastro com informações básicas autodeclaradas do agricultor e da sua produção. As organizações de agricultores familiares, como associações e cooperativas, para terem acesso a estas políticas, precisam também se credenciar na SAF/MDA, preenchendo o cadastro da DAP de pessoa jurídica.

Existem poucos estudos que quantificaram a diversidade da produção dentro dos estabelecimentos da agricultura familiar no Brasil ou analisaram os determinantes desta diversificação. Guanzioli *et al.* (2001) fizeram um amplo retrato da agricultura familiar brasileira com base nos dados do Censo Agropecuário de 1996 e, entre outras variáveis, quantificaram o grau de diversidade da produção nos estabelecimentos. Esse estudo, anterior à lei de 2006, utilizou um recorte de agricultura familiar mais abrangente, incluindo produtores com área de até quinze módulos fiscais, e adotou como medida de diversidade a proporção da renda do produto principal sobre a renda total do agricultor. Os autores observaram que a maioria dos agricultores familiares apresentava uma produção classificada como diversificada. A especialização em um único produto foi encontrada em apenas 11,5% dos estabelecimentos.

Dando continuidade a esse primeiro estudo, Guanzioli, Buainain e Di Sabbato (2012), utilizando o mesmo recorte de agricultura familiar e a mesma medida de diversidade do estudo anterior, compararam os resultados obtidos no Censo Agropecuário de 1996 com os de 2006, para mostrar a evolução observada na agricultura familiar ao longo desses dez anos. O estudo mostrou ter havido uma especialização da produção no período, observando uma tendência do produto principal ocupar uma porcentagem cada vez maior da renda dos produtores, principalmente dos agricultores nas faixas de maior renda. Os autores consideraram a especialização como um dos determinantes da renda e utilizaram estes resultados para explicar o aumento da renda dos agricultores familiares mais ricos.

Contrastando com essa interpretação de que a especialização aumentaria a renda, Perondi (2007) fez um estudo da diversificação dos meios de vida de agricultores familiares em um município do Paraná e encontrou maior renda entre os que apresentaram maior diversidade. Considerando-se os tipos de diversificação, os maiores valores de renda foram observados para as famílias que agregavam valor aos produtos e/ou eram pluriativas, em contraste com as que trabalhavam apenas com *commodities* agrícolas e/ou eram beneficiadas pela assistência social. O autor concluiu que uma maior diversidade da renda corresponde a um meio de vida rural mais sustentável.

Oliveira Filho *et al.* (2014) apresentaram um estudo pioneiro no Brasil sobre os determinantes da diversificação produtiva entre agricultores. O estudo foi realizado nos perímetros de irrigação do polo Petrolina-Juazeiro, com uma amostra de 173 fazendas. Embora não tenha se restringido ao segmento da agricultura familiar, abrangeu principalmente agricultores de pequeno porte. Os autores utilizaram um modelo econométrico *logit* ordenado para testar a influência de alguns fatores sobre a diversidade produtiva dos agricultores. Segundo essa pesquisa, os fatores que apresentaram influência sobre a diversidade produtiva foram porte do produtor; experiência; participação da receita advinda de contratos; participação da receita advinda de atravessadores; desenvolvimento de culturas específicas; participação em associação; acesso à assistência técnica; certificação; adoção de procedimentos pós-colheita; e acesso à internet.

O estudo de Sambuichi *et al.* (2014a) utilizou dados da DAP, extraídos em 2012, para apresentar um retrato da diversidade produtiva nos estabelecimentos da agricultura familiar brasileira. Os resultados mostraram que, entre os agricultores em geral, a produção diversificada correspondia à maioria dos casos. Entretanto, nas faixas mais altas de renda, a porcentagem de agricultores com produção especializada era maior que a de agricultores de produção diversificada. Os autores argumentaram que a maior especialização entre os agricultores de maior renda poderia ser um indício de que o maior acesso à tecnologia e às políticas de desenvolvimento agrário poderia estar induzindo estes agricultores à especialização. Sugeriram então que fossem realizados estudos posteriores para investigar as relações de causalidade relacionadas às tendências de diversificação ou de especialização dos agricultores.

## 3 MÉTODOS DE COLETA E ANÁLISE DE DADOS

### 3.1 Base de dados

Esta pesquisa utilizou microdados da base da DAP, disponibilizados pelo MDA. Utilizaram-se dados na forma *cross-section*<sup>2</sup> a partir de base extraída do cadastro em outubro de 2014, abrangendo informações obtidas em um universo de 4,8 milhões de DAPs cadastradas.

A base de dados da DAP é acessada de forma restrita nas instalações do MDA por meio de linguagem de consulta estruturada (*structured query language* – SQL) sobre um espelho dos dados. Está estruturada em uma série de arquivos vinculados por identificadores comuns. Para realizar a consulta, é necessário conhecimento tanto da linguagem como do desenho do banco, além de conhecimento do formulário da DAP e da política de registro, incluindo as recorrentes edições de resoluções que alteram o conteúdo do *Manual de Crédito Rural*<sup>3</sup> em seu capítulo 10 (referente ao Pronaf).

A maioria das pesquisas utilizadas para a caracterização da agricultura familiar – Censo Agropecuário, Censo Demográfico, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) – é de natureza declaratória, tal como a DAP. A diferença é que a DAP é um registro administrativo e não uma pesquisa domiciliar. Os interessados e enquadráveis se dirigem a pontos autorizados descentralizados em todo o país para realizar o registro, o qual é transferido *on-line*, imediatamente, ou *off-line*, posteriormente, ao sistema centralizado do MDA. No ministério, o registro recebe uma numeração sequencial interna única, além do próprio número da DAP de acesso público.

O agricultor familiar deve registrar na base da DAP as alterações nos dados da sua família, não podendo passar mais de três anos sem realizar atualização de suas informações cadastrais. É gerado um novo número de registro a cada atualização, mas é possível identificar aqueles cadastros que estão ativos quando se vai fazer uma extração dos dados. Cada extração corresponde a um recorte dos dados cadastrados nas DAPs ativas contidas na base naquela data, os quais contêm informações que podem ter sido

---

2. Dados de corte transversal, obtidos em um dado ponto no tempo.

3. Disponível em: <<http://www3.bcb.gov.br/mcr>>.

fornecidas pelos agricultores naquele mesmo dia ou até três anos atrás; portanto, o recorte obtido não corresponde exatamente ao retrato da situação dos agricultores naquele momento. Por simplificação, considerou-se na análise que o agricultor continua tendo, na data de extração dos dados, o mesmo padrão de produção informado na data de atualização do cadastro.

Para a realização das análises, foi feita uma limpeza na base, eliminando casos de observações com variáveis sem informação (*missing*) ou com valores aberrantes (*outliers*) que pudessem indicar erro de preenchimento das declarações. As limpezas de *outliers* incluíram a eliminação de DAPs com valor bruto da produção (VBP) maior que R\$ 1 milhão. Além disso, a Lei da Agricultura Familiar estende o enquadramento a categorias não compreendidas estritamente como agricultores, permitindo atividades que não dependem de uma área de terra a ser explorada (a pesca, por exemplo) ou que não tenham uma área de exploração precisamente definida (como a extração vegetal ou a caça). Para evitar que estes casos acarretassem distorções na análise, foram retiradas da base as observações que apresentavam área de exploração declarada como zero ou com valores acima dos quatro módulos fiscais previstos na lei. Considerando-se todas as limpezas realizadas, foram aproximadamente 133 mil casos (2,7%) de DAPs excluídas da base, a qual ficou com 4,7 milhões de observações.

### 3.2 Mensuração da diversidade

Foram consideradas todas as fontes de renda obtidas dentro do estabelecimento (*on-farm*), incluindo toda a variedade de rendas obtidas com a venda de produtos primários da produção agropecuária e produtos processados (incluindo agroindústria e artesanato), e também renda de turismo rural realizado no estabelecimento.

Para quantificar a diversidade da renda, foi utilizado o índice de diversidade de Simpson (*Simpson index of diversity* – SID) (Simpson, 1949). Este índice foi escolhido porque leva em conta toda a variedade de fontes de renda no estabelecimento, considerando o quanto cada fonte de renda contribui para a renda *on-farm* total do produtor. A renda foi dada pelo VBP declarado na DAP para cada produto específico. Aplicou-se a seguinte fórmula:

$$SID = 1 - \sum_{i=1}^N \left( \frac{X_i}{\sum_{i=1}^N X_i} \right)^2$$

Onde:  $X_i$  = VBP de cada produto; e  $N$  = número de produtos.

O índice assume o valor 0 quando o agricultor apresenta apenas uma fonte de renda, e se aproxima de 1 à medida que aumenta a diversidade da renda. O valor apresentado pelo índice é influenciado não apenas pelo número de produtos, mas, principalmente, pelo valor proporcional que cada produto apresenta sobre o VBP de cada agricultor.

### 3.3 Análises por classes de diversidade

Para fins de análise do grau de diversidade da renda, foram estabelecidas quatro classes de diversidade, seguindo-se a classificação adotada por Sambuichi *et al.* (2014a):

- *muito especializado*: SID = 0;
- *especializado*: SID > 0,0 e ≤ 0,35;
- *diversificado*: SID > 0,35 e ≤ 0,65; e
- *muito diversificado*: SID > 0,65.

A classe *muito especializado* abrange os agricultores que declararam renda de apenas um produto. A classe *especializado* abrange os agricultores que, apesar de trabalharem com mais de um produto, têm 80% ou mais da renda provenientes de apenas um deles. As classes *diversificado* e *muito diversificado* abrangem os agricultores com mais de um produto, o principal deles representando menos de 80% da renda. Para ser classificado como *muito diversificado*, o produtor precisou apresentar pelo menos três produtos com pesos semelhantes na renda.

As análises por classe de diversidade foram feitas para todo o universo de 4,7 milhões de observações válidas, sendo quantificados o número de estabelecimentos, o VBP total, o VBP por estabelecimento, a área total e a área por estabelecimento para cada classe de diversidade no Brasil e nas grandes regiões.

### 3.4 Análise dos determinantes da diversificação

#### 3.4.1 O método Tobit de estimação

Um problema comum em análises de regressão ocorre quando a variável dependente é censurada. Neste caso, valores que recairiam acima (ou abaixo) de um determinado valor são todos transformados para um valor único. Na literatura, existem inúmeras variáveis que seguem este padrão.

Nas análises apresentadas nas próximas subseções, a variável dependente no modelo de regressão é o SID, que é restrito ao intervalo entre 0 e 1 – portanto, uma variável censurada. Em particular, a amostra tem uma grande quantidade de casos com valores 0, uma vez que muitos produtores praticam a monocultura (SID = 0). Ocorre que toda a análise de inferência em modelos de regressão parte do pressuposto de que a variável dependente tem distribuição normal. Todos os testes de significância individual e conjunta dos parâmetros do modelo são feitos com base neste pressuposto. Com dados censurados, a distribuição de probabilidade da variável dependente é conhecida como normal truncada, basicamente uma mistura de uma distribuição contínua (normal) e de uma distribuição discreta. Então, se o índice de diversificação é censurado no valor 0, podemos supor que segue uma distribuição semelhante a uma normal até o valor 0, e, daí em diante, os valores que seriam observados na normal são simplesmente transformados em 0. A única diferença é que teríamos que fazer com que a probabilidade de a variável estar na região não truncada (no caso, ser maior que 0), somada à probabilidade de a variável assumir o valor truncado (no caso, 0), seja normalizada para a unidade, de modo que a distribuição resultante seja de fato uma distribuição de probabilidade. Ou seja, a probabilidade no ponto de censura equivale à massa de probabilidade inteira da região que foi censurada. Se a variável  $X$  segue uma distribuição normal  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , então:

$$Y = X, \text{ se } X \geq 0;$$

$$Y = 0, \text{ se } X < 0;$$

Nesse caso,  $Y$  tem uma distribuição normal truncada. Se, por exemplo, em nossa base de dados 20% dos estabelecimentos têm o SID igual a 0, a distribuição de probabilidade que se aplica a  $Y$  será  $P(Y = 0) = P(X \leq 0) = 0,2$ , se  $Y = 0$ , e distribuição

normal  $N(\mu, \sigma^2)$ , se  $Y > 0$ . O modelo de regressão cuja variável dependente tem esta distribuição de probabilidade é conhecido como modelo Tobit.

Suponhamos o seguinte modelo:

$$X_i = \beta'Z_i + \epsilon_i$$

$$Y = X, \text{ se } X \geq 0$$

$$Y = 0 \text{ se } X < 0$$

Onde  $\beta$  é um vetor  $(k + 1) \times 1$  de coeficientes, e  $Z$  é um vetor  $(k + 1) \times 1$  de observações das  $k$  variáveis independentes. A variável dependente  $X$  é conhecida como variável latente. Trata-se de uma variável com distribuição normal não truncada. É como se o SID pudesse assumir valores negativos, sem o truncamento no 0, seguindo uma distribuição normal convencional. A diferença é que, com a variável dependente truncada, a interpretação dos resultados da regressão é diferente. Os betas estimados não são mais os efeitos marginais das variáveis explicativas sobre a variável dependente. Estes efeitos marginais passam a ser os betas estimados multiplicados pela probabilidade da variável dependente se encontrar na parte não censurada da distribuição – ou seja, pela probabilidade de um agricultor ter algum grau de diversidade produtiva (porcentagem de agricultores que não desenvolvem monoculturas em nossa base de dados). Então, por exemplo, se o VBP afetar negativamente o índice de diversidade, este efeito se dá por dois canais: *i*) um maior VBP diminui o valor esperado condicional do índice; e *ii*) um maior VBP diminui a probabilidade de o agricultor ter algum grau de diversidade (aumenta a probabilidade de ele ser monocultor, e portanto ter um índice de valor zero). O efeito marginal torna-se então a multiplicação destes dois fatores.

A estimação é feita a partir da seguinte função de verossimilhança:

$$\log L = -\frac{n}{2} \log(2\pi) - \frac{n}{2} \log \sigma^2 - \sum \left( \frac{X_i - \beta'Z_i}{\sigma} \right)^2 + \sum \log \left[ 1 - \Phi \left( \frac{\beta'Z_i}{\sigma} \right) \right]$$

Onde  $n$  é o tamanho da amostra, e  $\Phi ( )$  é a densidade acumulada da distribuição normal da variável latente. Esta é a função de verossimilhança típica de uma distribuição truncada. Nossa variável dependente tem a seguinte função

densidade de probabilidade:  $f(X|X > 0) = \frac{f(X)}{Prob(X>0)}$ , conforme a definição de uma probabilidade condicional. Mas,  $Prob(X > 0) = 1 - \Phi\left(\frac{0 - \beta'Z_i}{\sigma}\right)$ . Dessa forma, os três primeiros termos da função de verossimilhança referem-se à distribuição normal da variável latente (numerador da probabilidade condicional), e o último termo refere-se à probabilidade de a variável latente ser maior que zero, ou seja, de haver algum grau de diversificação (denominador da probabilidade condicional).

Como medida de qualidade da regressão, foi calculado o pseudo- $R^2$  de McFadden, equivalente à unidade menos a razão entre as verossimilhanças do modelo completo e do modelo apenas com o intercepto. O pseudo- $R^2$  é análogo ao  $R^2$  convencional, no sentido de capturar o ajuste no que tange ao poder preditivo do modelo, embora tenha uma interpretação diferente.

### 3.4.2 Modelo empírico utilizado

O modelo de estimação Tobit foi aplicado à seguinte equação de regressão:

$$SID = \beta_0 + \beta_1 Reg1 + \beta_2 Reg2 + \beta_3 Reg3 + \beta_4 Reg4 + \beta_5 VBP + \beta_6 Ln VBP + \beta_7 Renda\_bensoc + \beta_8 Outras\_rendas + \beta_9 Idade + \beta_{10} Idade^2 + \beta_{11} Escol1 + \beta_{12} Escol2 + \beta_{13} Escol3 + \beta_{14} Escol4 + \beta_{15} \text{Área} + \beta_{16} Num\_imov + \beta_{17} Prop + \beta_{18} Força\_trab + \beta_{19} Coop + \beta_{20} Assist\_tec + \epsilon$$

A variável dependente foi o *SID* (descrito anteriormente). As variáveis explicativas abrangeram fatores como a região onde fica o estabelecimento, rendas *on-farm* e *off-farm*, idade do produtor, escolaridade, cooperativismo, propriedade do imóvel, área do estabelecimento, número de imóveis, força de trabalho e assistência técnica (tabela 1).

Para quantificar a influência da região sobre a diversidade, foram utilizadas quatro variáveis *dummies* (fictícias) para as regiões Norte (*Reg1*), Nordeste (*Reg2*), Sudeste (*Reg3*) e Sul (*Reg4*). A região Centro-Oeste foi omitida, uma vez que sua inclusão geraria o problema da multicolinearidade. As variáveis assumem o valor 0 quando o estabelecimento não pertence à região testada, e 1 quando pertence àquela região.

A influência do valor das rendas *on-farm* sobre a diversidade de produção foi quantificada pelas variáveis *VBP* (em milhares de reais) e *Ln VBP* (logaritmo natural

do VBP) – esta última incluída para testar a linearidade da relação. Foi testada alternativamente a variável  $VBP^2$ , mas esta não apresentou significância estatística. Foi incluído no modelo o valor das rendas *off-farm* (em milhares de reais) por meio de duas variáveis: *Renda\_bensoc*, que incluiu as rendas de benefícios sociais como aposentadorias, bolsas e outros benefícios, e *Outras\_rendas*, que incluiu rendas provenientes de empregos, aluguel de máquinas, arrendamentos e outros. Estas duas categorias de rendas *off-farm* foram consideradas separadamente por se presumir que pudessem ter efeitos distintos sobre a disposição do agricultor de diversificar a sua produção. Isto porque, diferentemente dos benefícios sociais, as outras rendas seriam uma opção ativa do agricultor de diversificar as suas fontes de renda por meio do uso dos seus fatores de produção (trabalho, terra e equipamentos), o que poderia competir com o uso destes fatores para a produção interna.

Características do produtor, como idade e escolaridade, foram também testadas no modelo. A variável *Idade* correspondeu à idade declarada do primeiro titular da DAP em anos. A variável *Idade*<sup>2</sup> foi incluída para testar a linearidade da relação. As informações contidas na base sobre categoria de escolaridade do primeiro titular da DAP foram transformadas em quatro variáveis *dummies* incluídas no modelo: *Escol1*, que assume o valor 1 quando o produtor é alfabetizado; *Escol2*, que assume o valor 1 quando o agricultor tem o ensino fundamental completo; *Escol3*, que assume o valor 1 quando o produtor tem o ensino médio (técnico ou não) completo; e *Escol4*, que assume o valor 1 quando o produtor tem o nível superior completo. As variáveis foram construídas de forma a não serem mutuamente exclusivas, ou seja, o produtor com nível superior completo também terá os graus de alfabetização, ensino fundamental e ensino médio completos.

Foram testadas variáveis relativas às características do estabelecimento, como:

- *Área*: corresponde à área em hectares de todos os imóveis explorados pela família;
- *Num\_imov*: número de imóveis explorados para a produção;
- *Prop: dummy* relativa à propriedade do(s) imóvel(s) explorado(s), a qual assume o valor 1 quando o produtor é o proprietário; e
- *Força\_trab*: quantifica a força de trabalho permanente do estabelecimento, somando-se o número de membros ativos da família e o número de empregados permanentes contratados.

TABELA 1  
Estatísticas descritivas das variáveis do modelo

Variável	Descrição	Observações diferentes de 0 (%)	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
<i>Reg1 (dummy)</i>	Região Norte	9,3	-	-	0	1
<i>Reg2 (dummy)</i>	Região Nordeste	61,7	-	-	0	1
<i>Reg3 (dummy)</i>	Região Sudeste	12,1	-	-	0	1
<i>Reg4 (dummy)</i>	Região Sul	14,0	-	-	0	1
<i>VBP</i>	VBP <i>on-farm</i> (R\$ mil)	100,0	18,5	42,5	1 <sup>-3</sup>	955
<i>Ln VBP</i>	Logaritmo natural do VBP	100,0	1,8	1,5	-7	7
<i>Renda_bensoc</i>	Renda de benefícios sociais (R\$ mil)	14,2	0,8	3,1	0	74
<i>Outras_rendas</i>	Outras rendas <i>off-farm</i> (R\$ mil)	5,2	0,3	2,3	0	52
<i>Idade</i>	Idade do primeiro titular da DAP (anos)	100,0	44,8	15,3	17	104
<i>Idade2</i>	Idade elevada ao quadrado (anos)	100,0	2.237,2	1.483,7	289	10.816
<i>Escol1 (dummy)</i>	Alfabetizado	93,7	-	-	0	1
<i>Escol2 (dummy)</i>	Ensino fundamental completo	36,6	-	-	0	1
<i>Escol3 (dummy)</i>	Ensino médio (técnico ou não) completo	10,6	-	-	0	1
<i>Escol4 (dummy)</i>	Ensino superior completo	0,9	-	-	0	1
<i>Área</i>	Área do estabelecimento (ha)	100,0	18,6	32,8	1 <sup>-3</sup>	400
<i>Núm_imov</i>	Número de imóveis explorados	100,0	1,1	0,5	1	15
<i>Prop (dummy)</i>	Propriedade do(s) imóvel(is) utilizado(s)	61,6	-	-	0	1
<i>Força_trab</i>	Número de trabalhadores envolvidos na produção	100,0	3,7	1,7	1	16
<i>Coop (dummy)</i>	Participação em cooperativa ou associação	5,0	-	-	0	1
<i>Assist_tec (dummy)</i>	Acesso à assistência técnica pública	8,2	-	-	0	1
<i>SID</i>	Índice de diversidade de Simpson	67,1	0,4	0,3	0	1

Elaboração dos autores.

Obs.: (-) Média e desvio-padrão não foram calculados para variáveis binárias.

Outras duas variáveis *dummies* foram incluídas no modelo: *Coop*, que assume o valor 1 quando o produtor é cooperado ou apresenta alguma forma de associativismo; e *Assist\_tec*, que assume o valor 1 quando o produtor teve acesso a contratos de assistência técnica pública.

A base de dados original, com quase 5 milhões de observações, se presta bem à estatística descritiva. Porém, em procedimentos de inferência, um volume muito grande de observações torna-se um inconveniente, devido ao problema do valor-*p* convergir para 0. Numa regressão com milhões de observações, os valores-*p* nos testes de significância individuais dos parâmetros são, geralmente, muito próximos de 0.

Nesse caso, qualquer variável explicativa acrescentada ao modelo apresenta significância estatística, por mais absurda que seja esta variável, e o procedimento de inferência perde totalmente o sentido. Existem algumas alternativas para se lidar com o problema, como as técnicas de *bootstrap*, usadas em finanças, em que o volume dos dados nos modelos de regressão costuma ser muito grande. Adotamos uma alternativa mais simples, que foi a extração de uma amostra aleatória de 10 mil estabelecimentos, a qual foi utilizada para a estimação Tobit. Como se trata de uma amostra grande, as estimativas dos parâmetros são bem próximas das que seriam obtidas com toda a base de dados, com a vantagem de podermos identificar, neste caso, as variáveis cuja influência sobre a decisão de diversificar não tem significância estatística.

## 4 RESULTADOS

### 4.1 Valores por classes de diversidade no Brasil e nas regiões

A classe de diversidade mais frequente entre os estabelecimentos da agricultura familiar no Brasil foi a *diversificado*, a qual correspondeu a 40% dos estabelecimentos, 44% da área total explorada e 39% do VBP total (tabela 2). As classes *diversificado* e *muito diversificado* em conjunto corresponderam à maioria dos estabelecimentos (57%), o que mostra que a maior parte dos agricultores familiares no Brasil ainda apresenta uma diversidade da renda *on-farm* relativamente elevada. A classe *muito especializado*, porém, a qual corresponde aos agricultores que obtêm renda *on-farm* de apenas um produto, foi a segunda classe mais frequente, com 33% dos estabelecimentos, 27% da área total e 30% do VBP.

A porcentagem de estabelecimentos em cada classe de diversidade variou entre as regiões brasileiras (gráfico 1). Em comparação com as outras regiões, a região Nordeste foi a que apresentou a maior porcentagem de estabelecimentos na classe *muito diversificado* (21%). A região Sul apresentou a maior porcentagem de estabelecimentos diversificados (48%) e de especializados (18%), enquanto a região Centro-Oeste apresentou a maior porcentagem de muito especializados (53%). Ao contrário do observado para o Brasil como um todo e para as outras regiões brasileiras, a porcentagem de especializados e muito especializados em conjunto correspondeu à maioria dos estabelecimentos nas regiões Centro-Oeste (63%), Norte (56%) e Sudeste (52%), mostrando haver maior tendência de especialização dos agricultores nestas regiões.

TABELA 2

**Brasil: número de estabelecimentos, área total e VBP total, por classe de diversidade produtiva da agricultura familiar**

Classe de diversidade	Número de estabelecimentos		Área total		VBP total	
	Milhões de unidades	%	Milhões de hectares	%	R\$ bilhões	%
Muito especializado	1,5	33	24,5	27	25,9	30
Especializado	0,4	9	9,1	10	15,7	18
Diversificado	1,9	40	39,2	44	33,6	39
Muito diversificado	0,8	17	16,8	19	11,5	13
<b>Total</b>	<b>4,7</b>	<b>100</b>	<b>89,7</b>	<b>100</b>	<b>86,6</b>	<b>100</b>

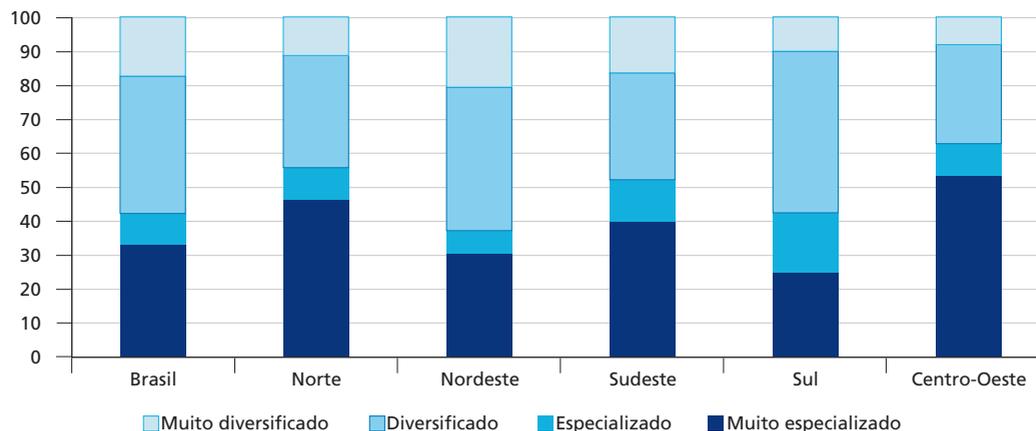
Elaboração dos autores.

Obs.: Dados extraídos em outubro de 2014, podendo referir-se a um período de até três anos antes da extração.

GRÁFICO 1

**Brasil e regiões: distribuição do número de estabelecimentos, por classe de diversidade da produção da agricultura familiar**

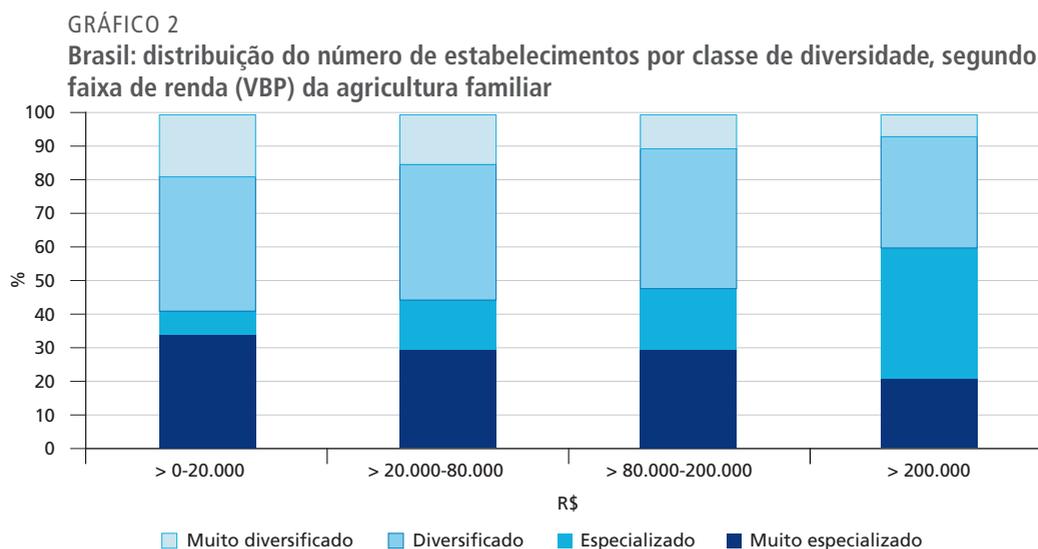
(Em %)



Elaboração dos autores.

Obs.: Dados extraídos em outubro de 2014, podendo referir-se a um período de até três anos antes da extração.

A porcentagem de estabelecimentos nas classes de diversidade também variou com a faixa de renda dos agricultores. A porcentagem da classe *especializado* aumentou nas faixas mais elevadas de renda, enquanto a porcentagem das demais classes de diversidade diminuiu. Na faixa de renda mais elevada (acima de R\$ 200 mil), a classe *especializado* foi dominante, com 39% dos estabelecimentos, seguida da classe *diversificado*, com 30% (gráfico 2).



A classe *especializado* foi a que apresentou maior VBP médio por estabelecimento (R\$ 35,7 mil), mais que o dobro dos valores das demais classes. Observa-se, porém, que os valores de desvio-padrão foram muito elevados em relação às médias, aproximadamente o dobro da média na maioria dos casos, o que mostra haver uma grande variação de VBP por estabelecimento dentro de cada classe. Em relação à área média dos estabelecimentos, a classe *muito especializado* foi a que apresentou menor área (15,8 ha), enquanto as demais classes apresentaram valores muito próximos entre si. Os valores de desvio, neste caso, foram também muito elevados em relação às médias (tabela 3).

Comparando-se as médias do VBP por estabelecimento segundo classe de diversidade nas regiões (gráfico 3), observa-se que os VBPs foram em geral mais altos na região Sul e mais baixos na região Nordeste. Em todas as regiões, observou-se um maior VBP médio na classe *especializado*, com destaque para a região Sul, onde o VBP médio desta classe foi o mais elevado, chegando a R\$ 75,9 mil. A classe *muito diversificado* ficou em segundo lugar em VBP nas regiões Sul, Norte e Nordeste, com destaque para a região Sul, onde o VBP médio desta classe foi de R\$ 48,5 mil, valor superior aos VBPs médios observados em todas as classes nas regiões Sudeste, Norte, Nordeste e no Brasil como um todo. A classe *muito especializado* foi a classe com menor valor de VBP nas regiões Sul e Norte, enquanto a classe *muito diversificado* foi aquela com menor VBP nas regiões Centro-Oeste e Sudeste, e a classe *diversificado* apresentou menor

VBP na região Nordeste. Destaca-se, porém, que, em todos os casos, os valores de desvio-padrão foram sempre muito altos em relação às médias, mostrando haver uma elevada variação dos dados dentro das classes.

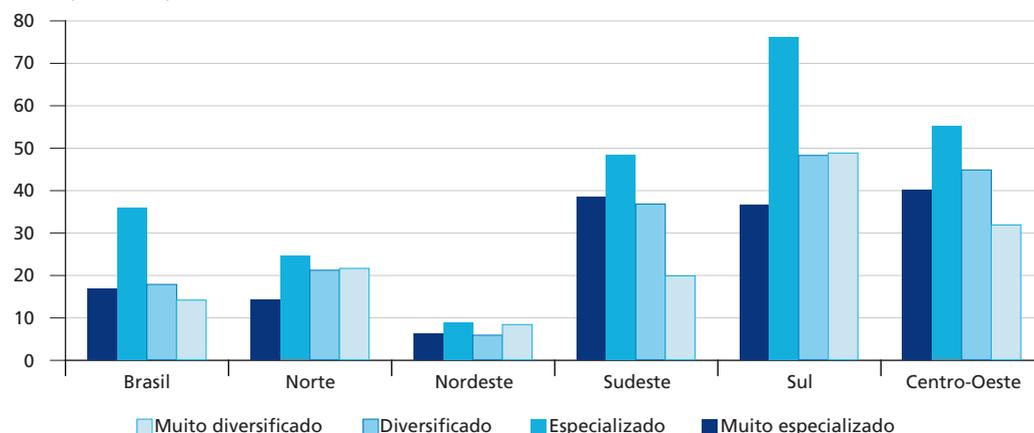
TABELA 3  
Brasil: VBP e área por estabelecimento, segundo classes de diversidade produtiva da agricultura familiar

Classe de diversidade	VBP por estabelecimento (R\$ mil)		Área por estabelecimento (ha)	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Muito especializado	16,7	33,3	15,8	32,5
Especializado	35,7	69,6	20,8	32,7
Diversificado	17,7	34,0	20,6	34,0
Muito diversificado	14,0	24,7	20,5	33,2
<b>Total</b>	<b>18,4</b>	<b>37,7</b>	<b>19,1</b>	<b>33,3</b>

Elaboração dos autores.

Obs.: Dados extraídos em outubro de 2014, podendo referir-se a um período de até três anos antes da extração.

GRÁFICO 3  
Brasil e regiões: VBP médio, por classes de diversidade da produção nos estabelecimentos da agricultura familiar  
(Em R\$ mil)



Elaboração dos autores.

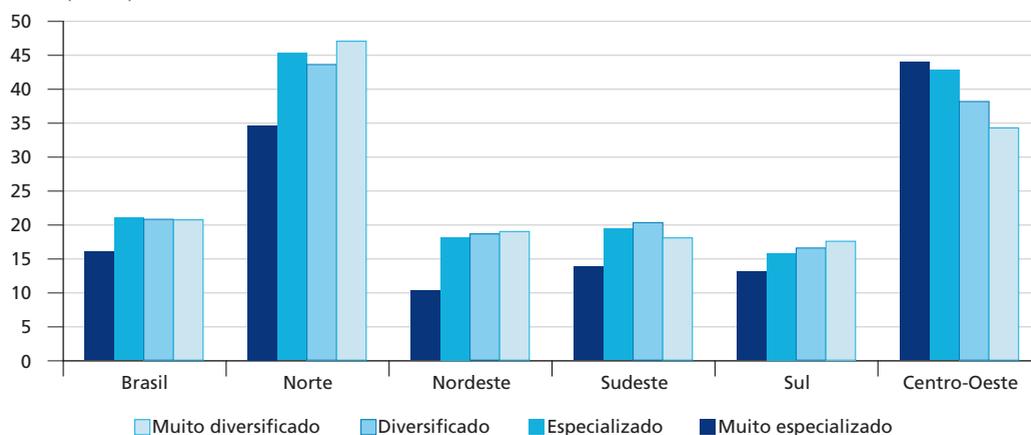
Obs.: Dados extraídos em outubro de 2014, podendo referir-se a um período de até três anos antes da extração.

Em relação à área média dos estabelecimentos, os maiores valores foram observados nas regiões Norte e Centro-Oeste, entretanto as relações entre as classes foram muito diferentes nessas regiões (gráfico 4). A classe dos muito especializados apresentou os menores valores de área média entre as classes na maioria das regiões, com exceção da

região Centro-Oeste, na qual as menores áreas médias foram observadas nas classes de maior diversidade. A maior área média entre todas as classes e regiões foi apresentada pela classe *muito diversificado* na região Norte (46,7 ha), e a menor área média foi apresentada pela classe *muito especializado* na região Nordeste (10,2 ha). Os valores de desvio, porém, foram sempre também muito elevados, sendo superiores aos valores das médias das áreas para todas as classes em todas as regiões.

GRÁFICO 4

**Brasil e regiões: área média por estabelecimento, segundo classes de diversidade da produção na agricultura familiar**  
(Em ha)



Elaboração dos autores.

Obs.: Dados extraídos em outubro de 2014, podendo referir-se a um período de até três anos antes da extração.

## 4.2 Estimação Tobit

Os resultados da estimação Tobit da equação de regressão são apresentados na tabela 4. As variáveis *dummies* das regiões apresentaram coeficientes positivos significativos, mostrando que, controlando-se os demais atributos, os estabelecimentos das regiões Norte, Nordeste, Sudeste e Sul têm em média um SID maior, ou seja, são mais diversificados que os da região Centro-Oeste, omitida no modelo. Então, por exemplo, uma fazenda na região Nordeste tem em média um índice de diversidade maior em 0,181 que uma fazenda na região Centro-Oeste, de mesmo tamanho, VBP, força de trabalho etc. Na região Sul, este valor será maior em 0,154, comparativamente à região Centro-Oeste. Este viés regional da diversificação é um resultado bastante forte, tendo os coeficientes das *dummies* regionais alta significância estatística.

TABELA 4

**Brasil: resultados do modelo de estimação Tobit para os fatores que afetam a diversidade da produção nos estabelecimentos da agricultura familiar**

Variáveis explicativas	Coefficiente	Z	Efeito marginal
Constante	-0,227*** (0,049)	-4,60	-0,152
Região Norte	0,122*** (0,029)	4,25	0,082
Região Nordeste	0,270*** (0,027)	10,15	0,181
Região Sudeste	0,138*** (0,028)	4,96	0,093
Região Sul	0,229*** (0,028)	8,30	0,154
Região Centro-Oeste	-	-	-
VBP (R\$ mil)	-0,001*** (0,000)	-4,24	-0,000
<i>Ln VBP</i> (R\$ mil)	0,021*** (0,004)	5,11	0,014
Renda de benefícios sociais (R\$ mil)	0,008 *** (0,001)	6,19	0,006
Outras rendas <i>off-farm</i> (R\$ mil)	0,003 (0,002)	1,51	0,002
Idade (anos)	0,010*** (0,002)	6,38	0,007
Idade <sup>2</sup>	-0,0001*** (0,000)	-5,33	-0,000
<i>Escol1</i> (alfabetização)	-0,013 (0,017)	-0,76	-0,009
<i>Escol2</i> (ensino fundamental)	-0,041*** (0,010)	-4,09	-0,027
<i>Escol3</i> (ensino médio)	0,016 (0,016)	1,04	0,011

(Continua)

(Continuação)

Variáveis explicativas	Coefficiente	Z	Efeito marginal
<i>Escol4</i> (ensino superior)	-0,036 (0,046)	-0,77	-0,024
Área do estabelecimento (ha)	0,001*** (0,000)	8,00	0,001
Número de imóveis	0,021*** (0,008)	2,63	0,014
Propriedade do imóvel	-0,074*** (0,009)	-8,33	-0,049
Força de trabalho	0,003 (0,002)	1,04	0,002
Cooperativismo	0,004 (0,020)	0,19	0,003
Assistência técnica	0,069*** (0,015)	4,66	0,046
Número de observações	10.000		
Qui-quadrado (20) <sup>1</sup>	545,493		
Log-verossimilhança – modelo	-6.231,996		
Log-verossimilhança – apenas intercepto	-6.504,198		
Pseudo-R <sup>2</sup> de McFadden	0,0419		

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Número de graus de liberdade do teste estatístico utilizado.

Obs.: 1. (\*\*\*) Coeficiente significante, com valor-p inferior a 0,0001.

2. Variável dependente: SID.

3. Desvios-padrão entre parênteses.

4. A região Centro-Oeste foi omitida no modelo.

Entre as variáveis de renda, o VBP apresentou efeito negativo sobre a diversidade. O efeito marginal dessa variável, porém, é muito baixo (-0,0004), mostrando que, para cada R\$ 1 mil a mais de renda anual, o índice de diversificação cai apenas 0,0004. O logaritmo do VBP apresentou efeito positivo (0,014), com maior impacto que o apresentado pelo VBP, o que indica que a relação do VBP com a diversidade não é linear. As rendas de benefícios sociais apresentaram efeito positivo sobre a diversidade (0,006), enquanto o efeito das outras rendas *off-farm* não foi significativo.

A idade do produtor apresentou efeito positivo sobre a diversidade (0,007), enquanto a idade elevada ao quadrado apresentou efeito negativo (-0,00006). Isto

indica que a relação idade-diversidade não é linear, e que o efeito da idade sobre a diversidade diminui à medida que aumenta a idade do produtor. Entre as variáveis de escolaridade, só a *Escol2* apresentou coeficiente significativo, com efeito negativo sobre a diversidade (-0,027), indicando que, controlando-se os demais atributos, os produtores com ensino fundamental completo tendem em média a diversificar menos que os que não concluíram este nível de ensino.

A área do estabelecimento e o número de imóveis explorados mostraram relação positiva com a diversidade, com efeitos de 0,001 e 0,014, respectivamente. Por sua vez, a propriedade do imóvel mostrou efeito negativo (-0,049), e a força de trabalho não apresentou efeito significativo. O cooperativismo também não mostrou efeito significativo, enquanto o acesso à assistência técnica teve efeito positivo (0,046). O valor obtido do pseudo- $R^2$  (0,0419) pode ser considerado baixo, e indica pouco poder preditivo do modelo de equação testado, mas está de acordo com o padrão observado na literatura de diversificação, em que se observam modelos com  $R^2$  ou pseudo- $R^2$  baixos.

## 5 DISCUSSÃO

### 5.1 Fatores que afetam a diversidade

#### 5.1.1 Influências regionais

Os resultados mostraram que a diversidade da produção nos estabelecimentos é muito influenciada pela região onde estes se localizam. Este tipo de influência também foi observada por McNamara e Weiss (2005), em estudo realizado no estado de Upper, na Áustria, usando dados do censo agropecuário. Estes autores estudaram a diversificação como uma estratégia para a estabilização da renda na agricultura familiar e analisaram os fatores que afetam a diversidade da produção usando um modelo *probit*. Eles observaram haver influência significativa das regiões sobre o índice de diversidade, com coeficientes que variaram de 0,087 a 0,217.

As diferenças observadas entre as regiões podem ser explicadas principalmente pelo tipo de sistemas de produção predominantes em cada uma delas. A predominância da pecuária entre os agricultores familiares na região Centro-Oeste é um fator que explica a maior proporção de estabelecimentos muito especializados nesta região.

A elevada diversidade da produção observada na região Nordeste pode estar muito relacionada a cultivos de subsistência. Os baixos valores médios de VBP encontrados nesta região mostram haver nela uma proporção maior de agricultores de baixa renda, para os quais o cultivo de subsistência é importante para garantir a segurança alimentar da família. O estudo realizado por Pellegrini e Tasciotti (2014) em oito países com economias em desenvolvimento mostrou a importância da diversificação de culturas para a segurança alimentar das famílias rurais, encontrando uma relação positiva entre o número de plantas cultivadas, a renda familiar e a diversidade da dieta.

Na região Sul, porém, os valores relativamente elevados de VBP médio observados para as classes de maior diversidade indicam que a opção por diversificar estaria menos relacionada a cultivos de subsistência e mais a ganhos de eficiência na produção. Além disso, a diversificação pode estar relacionada a tradições culturais camponesas voltadas para a prática de policultivos. Movimentos como a agroecologia e a agricultura orgânica podem também ter influência sobre a maior diversidade observada nas regiões Sul e Nordeste (Sambuichi *et al.*, 2014a).

#### 5.1.2 Relação renda e diversidade

A associação negativa do VBP com a diversidade pode ser explicada pelo maior uso de tecnologia e maior acesso às políticas de fomento por parte dos agricultores mais especializados, pois as tecnologias modernas de produção estão principalmente voltadas para sistemas de monoculturas intensivas, assim como as políticas de crédito e seguro agrícola (Sambuichi *et al.*, 2014a). Entretanto, além do baixo impacto mostrado pela variável no modelo, a relação se mostrou não linear, sendo as maiores médias de VBP observadas nas classes intermediárias de diversidade, principalmente na classe *especializado*, mostrando que os monocultores não são a classe de agricultores mais produtivos na agricultura familiar.

Entretanto, é preciso considerar que o VBP não corresponde à renda total do agricultor. Além de não considerar as rendas obtidas fora do estabelecimento, o VBP não considera os custos de produção. Parte importante do ganho de eficiência dos sistemas de produção diversificados pode se dar por meio da economia de escopo, com a redução nos custos de produção, o que não é considerado nesta análise baseada no VBP. Estudos realizados com pequenos agricultores no Brasil e no exterior mostraram uma associação positiva da diversidade com a renda quando descontados os custos de produção (Perondi, 2007; Di Falco *et al.*, 2010; Kiprono, 2012).

Para entender a influência da renda sobre a diversidade, é importante também considerar as rendas obtidas fora do estabelecimento (McNamara e Weiss, 2005). As diferentes fontes de renda *off-farm* podem ter efeitos diferenciados sobre a diversidade. O efeito positivo observado para as rendas de benefícios sociais pode ser explicado pelo fato de os agricultores de baixa renda – que acessam mais esses benefícios, especialmente o Bolsa Família – apresentarem com mais frequência uma produção mais diversificada, o que deve estar associado principalmente a cultivos de subsistência.

Para as outras fontes de renda *off-farm*, o efeito não foi significativo, provavelmente por incluírem muitas fontes com efeitos diferenciados. Os estudos de Bravo-Ureta, Cocchi e Solís (2006), realizado com pequenos agricultores montanhese em El Salvador, e de Kiprono (2012), sobre pequenos agricultores no distrito de Konoin, na África do Sul, também não encontraram relação significativa da renda *off-farm* com a diversidade da produção *on-farm*. Por sua vez, o estudo de Weiss e Briglauer (2000), que usou dados do censo agropecuário do estado de Upper, na Áustria, mostrou que os agricultores que dividem parte do seu tempo com outras atividades fora do estabelecimento apresentam maior tendência de especialização da produção.

É importante destacar, porém, que, sendo a DAP um cadastro declaratório voltado principalmente para a produção do agricultor familiar, os dados referentes a rendas *off-farm* podem estar subestimados na base utilizada. Observa-se que, embora apenas 14% dos agricultores tenham declarado receber rendas de benefícios sociais, para 34% das observações da base, a renda declarada da produção *on-farm* somada às outras rendas *off-farm* foi inferior a R\$ 77,00 mensais por pessoa, indicando que o agricultor teria direito a receber o benefício do Bolsa Família. Apesar da suspeita de as porcentagens de ocorrência destas variáveis estarem subestimadas, elas foram mantidas na análise, porque a sua presença não influenciou o poder de explicação do modelo, nem causou nenhuma alteração significativa sobre as outras variáveis.

### 5.1.3 Experiência e escolaridade do produtor

A experiência do produtor, medida aqui pela idade e pela escolaridade, mostrou ter influência sobre a diversidade da produção. O efeito observado para a idade foi inverso ao observado por McNamara e Weiss (2005), que encontraram um efeito também não linear, negativo para a idade e positivo para a idade elevada ao quadrado. Outros estudos não consideraram a idade do produtor, mas o tempo de experiência na profissão. Pope

e Prescott (1980) estudaram a relação da diversidade com o tamanho da área e as características socioeconômicas dos produtores, para uma amostra de 1 mil fazendas na Califórnia, nos Estados Unidos, e encontraram uma associação positiva do tempo de experiência com a diversidade. Resultado semelhante foi observado por Oliveira Filho *et al.* (2014) em um estudo de caso no Brasil, que encontrou uma relação positiva, porém não linear, do tempo de experiência com a diversidade. A maior diversidade da produção dos agricultores familiares mais experientes pode indicar que a diversificação no Brasil está mais associada a tradições culturais que à inovação da tecnologia. Outra explicação é que os agricultores de mais idade são provavelmente mais avessos ao risco que os agricultores mais jovens.

Os resultados encontrados para a escolaridade foram diferentes dos observados por outros estudos, os quais mostraram uma relação positiva da escolaridade com a diversificação (Weiss e Briglauer, 2000; Bravo-Ureta, Cocchi e Solís, 2006; Longpichai, 2013). A única variável de escolaridade que foi significativa no modelo – o ensino fundamental, com 36,6% de observações – foi também a que mais diferenciou os agricultores em dois grandes grupos, pois as demais apresentaram uma ocorrência muito baixa ou muito alta na população estudada. A associação negativa desta variável com a diversidade indica que os esforços para aumentar a escolaridade dos produtores, com a expansão da educação no campo, podem ter também um efeito de aumentar a especialização da produção. Isto deve ser consequência do sistema de ensino atual, que tem pouca aderência com a realidade da produção diversificada no campo.

#### 5.1.4 Influência de outras variáveis sobre a diversidade da produção

Estudos realizados em diferentes partes do mundo sobre os determinantes da diversificação nos estabelecimentos agrícolas encontraram uma associação positiva entre o tamanho da área explorada e a diversidade da produção (Pope e Prescott, 1980; Culas e Mahendrarajah, 2005; McNamara e Weiss, 2005; Bravo-Ureta, Cocchi e Solís, 2006; Kiprono, 2012; Oliveira Filho *et al.*, 2014). Esta associação positiva pode ser explicada pela ocorrência de retornos decrescentes de escala, e também porque áreas maiores podem apresentar condições microambientais diferenciadas que favoreçam a diversificação. A mesma explicação aplica-se para a relação positiva observada entre o número de imóveis explorados e a diversidade da produção.

Em alguns casos, porém, a relação entre área e diversidade parece se inverter, o que pode ser influenciado pelo tipo de sistema de produção predominante. No caso da região Centro-Oeste, por exemplo, os resultados por classes de diversidade mostraram que as classes de menor diversidade apresentam maiores áreas médias, o que indica uma associação negativa entre as variáveis. Isto deve estar relacionado à predominância da pecuária extensiva entre os agricultores familiares da região. Di Falco *et al.* (2010), estudando os efeitos da fragmentação das propriedades na Bulgária, mostraram que a redução no tamanho das áreas teve um efeito positivo sobre a diversidade de culturas nos estabelecimentos.

Quanto à força de trabalho, seria esperado um efeito positivo sobre a diversificação, pois, geralmente, os sistemas diversificados são mais intensivos em uso de mão de obra. Os estudos de Weiss e Briglauer (2000), McNamara e Weiss (2005) e Kiprono (2012) mostraram uma relação positiva do tamanho da família com a diversidade da produção. Os resultados do presente estudo, porém, não mostraram um efeito significativo, possivelmente devido à grande variedade de sistemas de produção existentes no Brasil, o que provocou a elevada variação observada nos dados.

O efeito do cooperativismo e do associativismo sobre a diversidade da produção também parece ser muito variável e, por essa razão, não foi significativo para o Brasil como um todo. Oliveira Filho *et al.* (2014) encontraram um efeito negativo da variável sobre a diversidade da produção dos agricultores do polo Petrolina-Juazeiro, explicado pela elevada especialização das organizações de produtores da região, que comercializavam apenas alguns produtos específicos. Bravo-Ureta, Cocchi e Solís (2006) encontraram um efeito positivo das organizações sociais sobre a diversificação de cultivos entre o grupo de agricultores estudados em El Salvador. O cooperativismo é importante para viabilizar a diversificação de culturas nos estabelecimentos, devido ao seu potencial de facilitar a comercialização da produção por meio de ganho de escala na comercialização. Entretanto, quando as cooperativas são muito especializadas, elas podem ter o efeito inverso, inibindo a diversificação da produção.

A propriedade do imóvel mostrou um efeito negativo sobre a diversidade, possivelmente porque os agricultores proprietários teriam mais facilidade de acesso a crédito e a seguro da produção e, portanto, seriam menos avessos ao risco. Esta variável não mostrou efeito significativo no estudo feito por Bravo-Ureta, Cocchi e Solís (2006).

A associação positiva da variável de assistência técnica com a diversidade indica que ela pode estar contribuindo para a diversificação da produção dos agricultores. No Brasil, com a instituição da Política Nacional de Assistência Técnica e Extensão Rural (Pnater), em 2003, o governo federal passou a investir recursos para oferecer assistência técnica gratuita aos agricultores familiares brasileiros. Esta política tinha explicitamente como eixo orientador a adoção de paradigma tecnológico baseado nos princípios da agroecologia, que trabalham principalmente com sistemas de produção diversificados. Em 2010, porém, a Lei nº 12.188 instituiu a nova Pnater, a qual mudou o sistema de contratação das entidades executoras e não mais trouxe a menção explícita à agroecologia como eixo orientador (Caporal, 2014). Mesmo assim, atendendo às demandas dos movimentos sociais camponeses, o MDA, ministério responsável pela execução da política, tem mantido a orientação de adoção de tecnologias de base ecológica, principalmente nas ações de capacitação e formação de agentes de assistência técnica e extensão rural (Ater). Os resultados obtidos nesta pesquisa se referem apenas a contratos de Ater posteriores à nova lei e mostram que estes esforços podem estar sendo efetivos no sentido de incentivar a diversificação. Outros estudos, no Brasil e no exterior, também encontraram efeito positivo da assistência técnica sobre a diversidade da produção (Bravo-Ureta, Cocchi e Solís, 2006; Longpichai, 2013; Oliveira Filho *et al.*, 2014).

## 5.2 Comparação com dados extraídos em 2012

Os resultados obtidos neste trabalho, extraídos da base em 2014, foram comparados com os resultados obtidos por Sambuichi *et al.* (2014a), colhidos em 2012, para verificar as mudanças observadas entre estas duas extrações. O número total de observações passou de 3,2 milhões para 4,7 milhões, indicando um aumento de 48% no número de declarações válidas neste período de dois anos. Este aumento significativo pode ser atribuído principalmente ao aumento da cobertura do cadastro, que deve ter passado a abranger uma porcentagem maior dos agricultores existentes. O Censo Agropecuário de 2006 (IBGE, 2006) quantificou quase 4,4 milhões de estabelecimentos de agricultores familiares no Brasil, cerca de 0,3 milhão a menos que o total de famílias cadastradas na base da DAP em 2014.

O número de estabelecimentos na classe *muito especializado* aumentou 91% entre as duas extrações, um aumento muito superior ao apresentado pelas demais classes. Com isso, esta classe passou de 25% dos estabelecimentos para 33% dos estabelecimentos, enquanto a porcentagem de agricultores reduziu em todas as demais

classes, com destaque para a classe *diversificado*, que se reduziu de 47% para 40% dos estabelecimentos. Este aumento elevado de agricultores muito especializados pode ser atribuído, em parte, a algum viés no processo de expansão da cobertura do cadastro, que, por alguma razão não identificada, pode ter passado a incluir uma proporção maior destes agricultores que antes estavam fora da cobertura. É provável também que o número de monocultores esteja de fato aumentando na agricultura familiar, o que corrobora a tendência observada por Guanzioli, Buainain e Di Sabbato (2012) de que os agricultores familiares estão se tornando mais especializados. Naquele estudo, baseado em dados dos censos agropecuários do IBGE, foi observada em dez anos (1996-2006) uma redução de 25% na porcentagem de estabelecimentos mais diversificados, incluindo as classes *diversificado* e *muito diversificado*.

Foram observadas também mudanças na proporção de estabelecimentos por classe de diversidade nas diferentes faixas de renda. Enquanto no estudo de Sambuichi *et al.* (2014a) a classe *muito especializado* era a mais frequente na faixa de renda mais elevada (mais de R\$ 200 mil), com 40% dos agricultores, no estudo atual esta classe representou apenas 21% dos agricultores. A classe *especializado*, que representava 22% dos agricultores nessa faixa de renda no estudo anterior, passou a ser a mais frequente, representando 39% dos agricultores.

Com relação ao VBP médio por estabelecimento, foram observadas também diferenças entre as extrações. Em valores não corrigidos, o VBP médio da classe *especializado*, que na extração de 2012 era de R\$ 21,0 mil, passou a R\$ 35,7 mil na extração de 2014, mostrando um aumento de quase 70%. Os VBPs médios das classes *diversificado* e *muito diversificado* mostraram aumento de 45% e 48%, respectivamente, enquanto o VBP da classe *muito especializado*, que era de R\$ 16,4 mil em 2012, foi o único que quase não se modificou, e na prática teria sofrido uma redução se considerássemos a inflação existente no período.

Essas diferenças observadas de aumento de VBP médio podem, também, de alguma forma, estar associadas a uma tendência de mudança na trajetória de inovação tecnológica da agropecuária, a qual está começando a se voltar para sistemas menos especializados de produção. Exemplos desta tendência de mudança tecnológica podem ser observados até mesmo para a grande produção, com as tecnologias modernas de rotação da soja com a safra intermediária de milho, e com os sistemas de integração

lavoura-pecuária e lavoura-pecuária-floresta, que têm se mostrado geralmente mais produtivos, eficientes e com retornos menos voláteis que a monocultura (Lazzarotto *et al.*, 2009; Balbino *et al.*, 2011).

É preciso ressaltar, porém, que as comparações entre os dados obtidos nessas diferentes extrações devem ser interpretadas com cautela, pois podem existir vieses de amostragem decorrentes do processo de aumento da cobertura da base, o qual pode apresentar viés para alguma das classes de diversidade. É preciso considerar também que o tempo para a atualização do cadastro é de três anos; por essa razão, os valores observados não correspondem a um retrato exato da realidade dos agricultores no ano de extração dos dados.

### 5.3 Implicações para as políticas públicas

A diversificação da produção nos estabelecimentos proporciona importantes benefícios, especialmente para os pequenos agricultores, no sentido da segurança da renda, segurança alimentar e conservação ambiental (Baumgärtner e Quaas, 2010; Lin, 2011; Sambuichi *et al.*, 2014a). Por essa razão, a diversidade produtiva é considerada como um dos indicadores agroambientais de sustentabilidade da produção. A redução da diversidade indica que o crescimento do setor está se dando de uma maneira não sustentável, o que poderá causar o agravamento de problemas como a pobreza no campo, o êxodo rural e a degradação ambiental.

A existência de externalidades negativas no processo de especialização – as quais geram perdas ambientais e sociais geralmente não percebidas pelos agricultores na hora de decidir especializar ou diversificar a sua produção – torna necessário que haja intervenções por meio de políticas públicas, buscando garantir que as melhores decisões sejam tomadas em prol da coletividade (Sambuichi *et al.*, 2014a).

As variáveis testadas nesta pesquisa, com exceção das variáveis de região, apresentaram pouco poder de explicação sobre o valor do índice de diversidade, o que pode indicar que os principais fatores determinantes não foram considerados no modelo. Entretanto, os resultados obtidos são significativos e comparáveis com valores encontrados na literatura internacional, apontando alguns direcionamentos que podem orientar as políticas públicas no sentido de favorecer a diversificação.

A assistência técnica foi uma variável que mostrou efeito positivo sobre a diversidade. No entanto, a sua cobertura foi muito baixa, abrangendo apenas 8,2% dos agricultores. É preciso ressaltar, porém, que nem toda assistência técnica pública foi considerada nesta pesquisa – não foram incluídas algumas modalidades, como a Ater financiada pelos estados e a oferecida para o microcrédito orientado. Mesmo assim, considerando-se que a pesquisa abrangeu a maior parte da Ater pública oferecida, a oferta quantificada foi muito baixa para que possa de fato exercer alguma influência no sentido de reverter a tendência observada de especialização. Portanto, os resultados indicam a necessidade de aumentar a oferta de Ater para os agricultores familiares.

A influência negativa da escolaridade sobre a diversidade reforça a indicação de outros estudos de que é necessário se repensar o modelo de educação aplicado no campo. O sistema educacional formal tem se estruturado principalmente de maneira a transportar os estudantes das zonas rurais para núcleos escolares situados nas periferias das cidades, locais onde geralmente se concentram os bolsões de pobreza urbana. Como consequência, as crianças e os adolescentes são educados de uma forma dissociada da realidade do campo, e são induzidos a ter interesses e motivações semelhantes às populações que habitam as cidades (Henriques *et al.*, 2007). Isto contribui para o distanciamento das tradições camponesas e o êxodo rural. Uma política de educação diferenciada para o campo, que valorize o modo de vida camponês, poderá apresentar efeitos positivos sobre a diversidade da produção nos estabelecimentos e a sustentabilidade do desenvolvimento da agricultura familiar.

A constatação de que os agricultores mais jovens apresentam em média menores índices de diversidade da produção aponta para a necessidade de se atuar mais fortemente com a juventude rural no sentido de incentivar a diversificação. As políticas atuais para este segmento baseiam-se principalmente na oferta de crédito. Entretanto, para incentivar a diversificação, os dados indicam que é também importante atuar por meio de ações que visem melhorar a qualidade da educação e a oferta de assistência técnica para este público específico.

Os VBPs médios por classes de diversidade apontam para questões relacionadas às tecnologias de produção. Sambuichi *et al.* (2014a) consideraram que a tendência de especialização da produção estaria muito ligada às tecnologias modernas que favorecem a monocultura. Os autores destacaram a importância de se investir mais

no desenvolvimento de tecnologias voltadas para sistemas de produção diversificados, de forma a aumentar a sua produtividade e rentabilidade. Embora os dados obtidos no presente trabalho indiquem que já possa estar ocorrendo alguma mudança na trajetória de desenvolvimento tecnológico da agricultura em direção a sistemas menos especializados, é necessário intensificar esforços nesse sentido, adotando programas de incentivo à pesquisa em sistemas de produção diversificados adaptados para a realidade da agricultura familiar. Uma ação que pode ser intensificada, por exemplo, é o apoio aos núcleos de agroecologia, uma iniciativa prevista no Plano Nacional de Agroecologia e Produção Orgânica (Planapo), que apoia projetos que integram ensino, pesquisa e extensão agroecológica em universidades e institutos federais de educação, ciência e tecnologia (Brasil, 2013). Outra estratégia fundamental é envolver mais fortemente a Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) na realização deste tipo de pesquisa.

Outras políticas importantes para o fomento da agricultura, como o crédito, o seguro agrícola e as compras institucionais, não foram consideradas na análise feita neste *Texto para Discussão*. É possível que a atual política de crédito seja uma das principais incentivadoras da tendência de especialização. Estudos mostram que os agricultores encontram dificuldades para acessar crédito para investir em sistemas de produção diversificados. A principal dificuldade estaria na capacidade das agências bancárias de avaliar a rentabilidade desses sistemas de produção (Sambuichi e Oliveira, 2011; Sambuichi *et al.*, 2012). A influência negativa do seguro agrícola sobre a diversidade é explicada pelo motivo da redução do risco, que é um fator importante na decisão do agricultor de diversificar a produção (Di Falco e Perrings, 2005). As compras institucionais, especialmente o Programa de Aquisição de Alimentos (PAA), na modalidade doação simultânea da Companhia Nacional de Abastecimento (Conab), foram consideradas como incentivadoras da diversificação entre agricultores familiares (Sambuichi *et al.*, 2014b). É importante que, em estudos futuros, possam ser realizados cruzamentos da base da DAP com as bases que quantificam o acesso a estas políticas, de forma a possibilitar uma análise quantitativa dos seus efeitos sobre a diversidade da produção.

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo realizou uma análise da diversidade da produção nos estabelecimentos da agricultura familiar no Brasil e mostrou que a maior parte dos agricultores cadastrados na base da DAP ainda apresenta uma produção classificada como diversificada ou muito diversificada. Entretanto, evidências encontradas em estudos anteriores, reforçadas pelos atuais resultados, indicam que existe uma tendência de especialização da produção nos estabelecimentos da agricultura familiar, o que pode levar a uma perda de sustentabilidade, com consequências negativas principalmente do ponto de vista social e ambiental. Diante dessas evidências, faz-se necessário analisar o efeito que as atuais políticas públicas voltadas para este setor apresentam sobre a diversidade da produção, buscando o melhoramento das ações, com o objetivo de garantir a sustentabilidade do crescimento da produção da agricultura familiar brasileira.

A análise realizada sobre os determinantes da diversificação mostrou que as variáveis regionais foram as que apresentaram maior impacto no modelo. As regiões Nordeste e Sul mostraram, em média, estabelecimentos com índices de diversidade mais elevados. Recomenda-se que estudos posteriores sejam realizados nestas regiões específicas buscando entender melhor os fatores que determinam a maior diversidade observada em cada caso.

Com relação às políticas públicas, os resultados obtidos do modelo apontam para um efeito positivo do acesso à Ater sobre a diversidade da produção e indicam a necessidade de intensificar a cobertura desta política. Mostram também um efeito negativo da escolaridade e um efeito positivo da idade sobre a diversidade, reforçando a necessidade de mudanças na política de educação no campo e de uma atuação mais intensiva com a juventude rural. Observa-se ainda a necessidade de investir mais fortemente em políticas que fomentem a geração e a difusão de conhecimento tecnológico sobre sistemas de produção diversificados, de forma a aumentar a produtividade média destes sistemas entre os agricultores.

## REFERÊNCIAS

- BALBINO, L. C. *et al.* Evolução tecnológica e arranjos produtivos de sistemas de integração lavoura-pecuária-floresta no Brasil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 46, n. 10, p. 1-12, 2011.
- BAUMGÄRTNER, S.; QUAAS, M. F. Managing increasing environmental risks through agrobiodiversity and agroenvironmental policies. **Agricultural Economics**, v. 41, n. 5, p. 483-496, 2010.
- BOSMA, R. H. *et al.* Agriculture diversification in the Mekong Delta: farmers' motives and contributions to livelihoods. **Asian Journal of Agriculture and Development**, v. 2, n. 1-2, p. 49-66, 2005.
- BRASIL. Lei nº 11.326, de 24 de julho de 2006. Estabelece as diretrizes para a formulação da Política Nacional da Agricultura Familiar e Empreendimentos Familiares Rurais. **Diário Oficial da União**, Brasília, 25 jul. 2006.
- \_\_\_\_\_. **Brasil Agroecológico** – Plano Nacional de Agroecologia e Produção Orgânica (Planapo). Brasília: MDA; Ciapo, 2013.
- BRAVO-URETA, B. E.; COCCHI, H.; SOLÍS, D. **Output diversification among smallscale hillside farmers in El Salvador**. Washington: OVE/IADB, Dec. 2006. 25 p. (OVE Working Papers, n. 1706).
- CAPORAL, F. R. Extensão rural como política pública: a difícil tarefa de avaliar. *In*: SAMBUICHI, R. H. R. *et al.* (Org.). **Políticas agroambientais e sustentabilidade: desafios, oportunidades e lições aprendidas**. 1. ed. Brasília: Ipea, 2014. p. 19-48.
- CHAVAS, J. P.; KIM, K. Economies of diversification: a generalization and decomposition of economies of scope. **International Journal of Production Economics**, v. 126, n. 2, p. 229-235, 2010.
- COELLI, T.; FLEMING, E. Diversification economies and specialization efficiencies in a mixed food and coffee smallholder farming system in Papua New Guinea. **Agricultural Economics**, v. 31, n. 2-3, p. 229-239, 2004.
- CULAS, R.; MAHENDRARAJAH, M. Causes of diversification in agriculture over time: evidence from Norwegian farming sector. *In*: INTERNATIONAL CONGRESS OF THE EUROPEAN ASSOCIATION OF AGRICULTURAL ECONOMISTS, 11., 2005, Copenhagen. **Annals...** Copenhagen: Eaae, Aug. 2005. 18 p.
- DI FALCO, S.; CHAVAS, J. P. On crop biodiversity, risk exposure, and food security in the highlands of Ethiopia. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 91, n. 3, p. 599-611, 2009.
- DI FALCO, S. *et al.* Agrobiodiversity, farm profits and land fragmentation: evidence from Bulgaria. **Land Use Policy**, v. 27, n. 3, p. 763-771, 2010.

DI FALCO, S.; PERRINGS, C. Crop biodiversity, risk management and the implications of agricultural assistance. **Ecological economics**, v. 55, n. 4, p. 459-466, 2005.

ELLIS, F. Household strategies and rural livelihood diversification. **The Journal of Development Studies**, v. 35, n. 1, p. 1-38, 1998.

GUANZIROLI, C. E.; BUAINAIN, A. M.; DI SABBATO, A. Dez anos de evolução da agricultura familiar no Brasil: 1996 e 2006. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 50, n. 2, p. 351-370, 2012.

GUANZIROLI, C. E. *et al.* **Agricultura familiar e Reforma Agrária no século XXI**. Rio de Janeiro: Garamond, 2001.

HENRIQUES, R. *et al.* (Org.). **Educação do campo: diferenças mudando paradigmas**. Brasília: Secad/MEC, 2007.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo agropecuário 2006: agricultura familiar – primeiros resultados**. Rio de Janeiro: IBGE, 2006.

KIPRONO, R. B. **Contribution of on-farm diversification to incomes of smallholder farmers in Konoin District, Bomet County**. 2012. Dissertação (Mestrado) – Egerton University, Nairobi, 2012.

LAZZAROTTO, J. J. *et al.* Volatilidade dos retornos econômicos associados à integração lavoura-pecuária no estado do Paraná. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 6, n. 2, p. 259-283, 2009.

LIN, B. B. Resilience in agriculture through crop diversification: adaptive management for environmental change. **BioScience**, v. 61, n. 3, p. 183-193, 2011.

LONGPICHAI, O. Determinants of adoption of crop diversification by smallholder rubber producers in Southern Thailand: implications on natural resource conservation. **Kasetsart Journal: Social Science**, v. 34, p. 370- 382, 2013.

MCNAMARA, K. T.; WEISS, C. Farm household income and on-and-off farm diversification. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, v. 37, n. 1, p. 37-48, 2005.

NIEHOF, A. The significance of diversification for rural livelihood systems. **Food Policy**, v. 29, n. 4, p. 321-338, 2004.

OLIVEIRA FILHO, S. F. S. *et al.* Adoção de estratégias para redução de riscos: identificação dos determinantes da diversificação produtiva no polo Petrolina-Juazeiro. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 52, n. 1, p. 117-138, 2014.

PELLEGRINI, L.; TASCIOTTI, L. Crop diversification, dietary diversity and agricultural income: empirical evidence from eight developing countries. **Canadian Journal of Development Studies**, v. 35, n. 2, p. 211-227, 2014.

PERONDI, M. A. **Diversificação dos meios de vida e mercantilização da agricultura familiar**. 2007. Tese (Doutorado) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2007.

POPE, R. D.; PRESCOTT, R. Diversification in relation to farm size and other socioeconomic characteristics. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 62, n. 3, p. 554-559, 1980.

RAHMAN, S. Whether crop diversification is a desired strategy for agricultural growth in Bangladesh? **Food Policy**, v. 34, p. 340-349, 2009.

SAMBUICHI, R. H. R. *et al.* **A sustentabilidade ambiental da agropecuária brasileira: impactos, políticas públicas e desafios**. Brasília: Ipea, 2012. (Texto para Discussão, n. 1782).

SAMBUICHI, R. H. R. *et al.* A diversificação produtiva como forma de viabilizar o desenvolvimento sustentável da agricultura familiar no Brasil. *In*: MONASTERIO, L. M.; NERI, M. C.; SOARES, S. S. D. (Ed.). **Brasil em desenvolvimento 2014: Estado, planejamento e políticas públicas**. Brasília: Ipea, 2014a. v. 2. p. 61-84.

SAMBUICHI, R. H. R. *et al.* Compras públicas sustentáveis e agricultura familiar: a experiência do Programa de Aquisição de Alimentos (PAA) e do Programa Nacional de Alimentação Escolar (Pnae). *In*: SAMBUICHI, R. H. R. *et al.* (Org.). **Políticas agroambientais e sustentabilidade: desafios, oportunidades e lições aprendidas**. 1. ed. Brasília: Ipea, 2014b. p. 75-104.

SAMBUICHI, R. H. R.; OLIVEIRA, M. A. C. Análise das linhas de crédito do Pronaf para o desenvolvimento sustentável da agricultura familiar. **Cadernos de Agroecologia**, v. 6, n. 2, p. 11-186, 2011.

SCHROTH, G. *et al.* Contribution of agroforests to landscape carbon storage. **Mitigation and Adaptation Strategies for Global Change**, v. 20, p. 1175-1190, 2015.

SCHROTH, G.; RUE, F. Farmer strategies for tree crop diversification in the humid tropics. A review. **Agronomy for sustainable development**, v. 34, n. 1, p. 139-154, 2014.

SEO, S. N. Is an integrated farm more resilient against climate change? A micro-econometric analysis of portfolio diversification in African agriculture. **Food Policy**, v. 35, n. 1, p. 32-40, 2010.

SIMPSON, E. H. Measurement of diversity. **Nature**, v. 163, p. 688, 1949.

SINGHA, A. K. *et al.* Analysis on influencing factors of technology adoption of different land based enterprises of farmers under diversified farming system. **Journal of Agricultural Science**, v. 4, n. 2, p. 139-146, 2012.

VILELA, L.; MARTHA JÚNIOR, G. B.; MARCHÃO, R. L. Integração lavoura-pecuária-floresta: alternativa para intensificação do uso da terra. **Revista UFG**, Goiânia, v. 13, p. 92-99, 2012.

WEISS, C. R.; BRIGLAUER, W. **Determinants and dynamics of farm diversification**. Kiel: Department of Food Economics and Consumption Studies; Universität Kiel, 2000. (FE Workingpaper, n. 0002).



## **EDITORIAL**

### **Coordenação**

Cláudio Passos de Oliveira

### **Supervisão**

Andrea Bossle de Abreu

### **Revisão**

Camilla de Miranda Mariath Gomes  
Carlos Eduardo Gonçalves de Melo  
Elaine Oliveira Couto  
Laura Vianna Vasconcellos  
Luciana Bastos Dias  
Luciana Nogueira Duarte  
Thais da Conceição Santos Alves (estagiária)  
Vivian Barros Volotão Santos (estagiária)

### **Editoração**

Aeromilson Mesquita  
Aline Cristine Torres da Silva Martins  
Carlos Henrique Santos Vianna  
Gláucia Soares Nascimento (estagiária)  
Vânia Guimarães Maciel (estagiária)

### **Capa**

Luis Cláudio Cardoso da Silva

### **Projeto Gráfico**

Renato Rodrigues Bueno

*The manuscripts in languages other than Portuguese  
published herein have not been proofread.*

### **Livraria Ipea**

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.  
70076-900 – Brasília – DF  
Fone: (61) 2026-5336

Correio eletrônico: [livraria@ipea.gov.br](mailto:livraria@ipea.gov.br)







### **Missão do Ipea**

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.



**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DO  
PLANEJAMENTO

