

**AGRICULTURA FAMILIAR E DESENVOLVIMENTO SOCIOECONÔMICO: UMA
INVESTIGAÇÃO DA EFETIVIDADE DO PRONAF NA BAHIA**

ALEXANDRE LUIS DEFAVARI

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO (USP)

CATARINA BARBOSA CARETA

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO (USP)

LUIZ FERNANDO SATOLO

ESCOLA SUPERIOR DE AGRICULTURA LUIZ DE QUEIROZ - ESALQ/USP

AGRICULTURA FAMILIAR E DESENVOLVIMENTO SOCIOECONÔMICO: UMA INVESTIGAÇÃO DA EFETIVIDADE DO PRONAF NA BAHIA

1 INTRODUÇÃO

A agricultura familiar é uma atividade recorrente no Brasil. De acordo com o Censo Agropecuário de 2006, cerca de 84,4% dos estabelecimentos agropecuários brasileiros foram classificados como pertencentes ao grupo dos agricultores familiares. São cerca de 4,4 milhões de propriedades, das quais metade estão localizadas na região Nordeste (MDA, 2016).

Em virtude da alta difusão da agricultura familiar, surgem programas como Mais IDH, no Maranhão, que se objetiva desenvolver os municípios do estado que possuem os piores índices de IDHM, e por esse motivo apoia a agricultura familiar como uma forma de atingir as melhorias desejadas (MAGOV, 2018). De acordo com Costabeber e Caporal (2003), a agricultura familiar apresenta vantagens frente às demais formas de exploração agrícola, uma vez que promove a diversificação de cultivos, respeita a biodiversidade local e produz a um menor custo ambiental.

Conforme visto em Santos (2014), os agricultores familiares possuem grande importância no contexto econômico, já que são responsáveis pela geração de empregos diretos e indiretos, movimentando a economia. Devido à sua grande importância e representatividade no cenário nacional, na década de 90, os agricultores familiares passaram a contar com o apoio do PRONAF, criado pelo governo como uma forma de apoiar e desenvolver a agricultura familiar no país. (SOUZA; BARBÉ, 2014).

Frente ao cenário descrito, onde a agricultura familiar apresenta grande relevância no contexto socioeconômico brasileiro e levando em consideração que o PRONAF é tido como o principal programa do governo direcionado ao fortalecimento e apoio aos agricultores familiares, o trabalho apresenta como problema de pesquisa “Qual o impacto do PRONAF no desenvolvimento dos municípios brasileiros “. Nesse sentido, o objetivo geral deste trabalho é investigar se o PRONAF tem gerado impactos perceptíveis aos municípios baianos. Tendo em vista o objetivo geral, desdobram-se os seguintes objetivos específicos: *I)* Analisar a distribuição dos recursos do PRONAF na Bahia; *II)* Investigar se há relação entre o acesso ao crédito do PRONAF com melhores índices de desenvolvimento municipal; *III)* Verificar se o PRONAF tem sido efetivo no desenvolvimento da agricultura familiar no estado da Bahia.

A Bahia foi escolhida para análise, pois os dados do Censo Agropecuário de 2006 apontam que se trata do estado brasileiro com a maior concentração de estabelecimentos agropecuários pertencentes à agricultura familiar: são cerca de 665.831 propriedades, o que corresponde a aproximadamente 15,2% do total nacional. A opção pela utilização indicadores sociais para medir a efetividade do PRONAF na Bahia foi feita uma vez que, para os agricultores familiares, a noção desenvolvimento transcende a perspectiva econômica e engloba muitos outros fatores como acesso a saúde, educação, moradia etc. (FONSECA et al., 2014). Dessa forma, os impactos provocados pelo PRONAF devem ser refletidos nos indicadores que quantificam o desenvolvimento socioeconômico dos municípios estudados.

Além disso, se levarmos em consideração o conceito da Multifuncionalidade da Agricultura – MFA, o qual considera que a agricultura desempenha múltiplas funções que vão além do fornecimento alimentos e fibras (MALUF, 2002), observaremos que o desenvolvimento dos agricultores familiares pode contribuir para desenvolvimento municipal como um todo, uma vez que a MFA gera externalidades positivas, como segurança alimentar da população, desenvolvimento territorial sustentável e ainda auxilia no crescimento de outros setores (WATANABE; SCHMIDT, 2008), o que também deverá influenciar os indicadores

sociais dos municípios estudados. Para atingir os objetivos supramencionados anteriormente elaborou-se um modelo de regressão linear múltipla que será discutido na metodologia.

2 REFERENCIAL TEORICO

2.1 Agricultura Familiar

A agricultura familiar é um tipo de organização com caráter social, cultural, econômico e ambiental onde são desenvolvidas atividades relacionadas ou não à agropecuária de base familiar (BANCO DA AMAZONIA, 2018). Na agricultura familiar, a gestão da propriedade fica sob os cuidados da família, que possui como principal fonte de renda os recursos obtidos através das atividades desenvolvidas em sua propriedade (MDA, 2016).

De acordo com a Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura (2014), agricultura familiar é a modalidade de agricultura fortemente ligada ao desenvolvimento rural, onde a mão de obra utilizada nas atividades é predominantemente familiar e a gestão da propriedade fica sobre a responsabilidade da família. Para Lamarche,

a exploração familiar, tal como a concebemos, corresponde a uma unidade de produção agrícola onde propriedade e trabalho estão intimamente ligados à família. A interdependência desses três fatores no funcionamento da exploração engendra necessariamente noções mais abstratas e complexas, tais como a transmissão do patrimônio e a reprodução da exploração (LAMARCHE, 1993, p. 15).

A agricultura familiar é composta por uma grande variedade de grupos que, por sua vez, apresenta grande estratificação em relação a renda, absorção de novas tecnologias e integração com o mercado (GOMES et al., 2012). No Brasil, a agricultura familiar é definida legalmente de acordo com o Art. 3º da Lei nº 11.326, de 24 de julho de 2006.

No cenário nacional, a agricultura familiar é responsável por 70 % da alimentação popular. Os agricultores familiares são responsáveis por 87% da produção de mandioca, 70% da produção de feijão, 59% do plantel de suínos, 58% da produção de lácteos, 50% do plantel de aves, 46% do milho, 38% do café, 34% do arroz, 30% do plantel de bovinos e 21% da produção de trigo (MDA, 2016).

2.2 Pronaf

As origens do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar – PRONAF estão intimamente relacionadas aos movimentos sindicais rurais brasileiros, que se intensificaram a partir da década de 50 (MEDEIROS; LEONILDES, 2002). A regulamentação do sindicalismo rural no Brasil ocorreu em 1963 com a criação da Confederação Nacional de Trabalhadores na Agricultura – CONTAG, que buscou centralizar os movimentos sindicais até então existentes (MARQUES, 2003).

No ano de 1995, a CONTAG passou a organizar, em conjunto com as Federações de Trabalhadores na Agricultura – FETAGs e Sindicatos dos Trabalhadores Rurais – STRs, o “grito da terra”, que, por sua vez, é o principal evento sindical rural brasileiro com caráter reivindicatório. Uma das principais conquistas alcançadas pelo grito da terra foi a criação do programa PRONAF no ano de 1996, durante o governo do então presidente Fernando Henrique Cardoso (BIANCHINI, 2015).

De acordo com Bianchini (2015), o PRONAF é um programa do governo que tem a intenção de disponibilizar crédito aos agricultores familiares e assentados a taxas de juros mais baixas frente às demais do mercado.

Para realizar a adesão ao programa é necessário que o contratante esteja com o CPF regularizado, não possua dívidas pendentes e procure o Sindicato Rural ou a Assistência Técnica e Extensão Rural – ATER para obter a Declaração de Aptidão – DAP ao PRONAF. Caso o agricultor seja beneficiário da reforma agrária e do crédito fundiário, ele deverá procurar pelo Instituto Nacional de Colonização e Reforma Agrária – INCRA ou a Unidade Técnica Estadual – UTE para obter as DAP e, então, participar do programa. (MDA, 2018).

De acordo com o Banco Central do Brasil – BCB os créditos ofertados pelo PRONAF podem se destinar a :

- a. *Custeio: destinam-se a financiar atividades agropecuárias e não agropecuárias de acordo com projetos específicos ou propostas de financiamento*
- b. *Investimento: destinam-se a financiar atividades agropecuárias ou não agropecuárias, para implantação, ampliação ou modernização da estrutura de produção, beneficiamento, industrialização e de serviços, no estabelecimento rural ou em áreas comunitárias rurais próximas, de acordo com projetos específicos.*
- c. *Integralização de cotas-partes pelos beneficiários nas cooperativas de produção: destinam-se a financiar a capitalização de cooperativas de produção agropecuárias formadas por beneficiários do Pronaf.*
- d. *Industrialização: destinam-se a financiar atividades agropecuárias, da produção própria ou de terceiros enquadrados no Pronaf, de acordo com projetos específicos ou propostas de financiamento.*

Os principais agentes responsáveis por operacionalizar o PRONAF são: Banco do Brasil, Banco do Nordeste, Banco da Amazônia, BNDES, Bancoob, Bansicredi e outros associados à FEBRABAN (MDA, 2018).

2.3 Indicadores Sociais

De acordo com Santana (2005, p. 48) “os indicadores são unidades de medida selecionadas que têm como finalidade representar uma determinada área de interesse”. Podemos observar na definição que o conceito “indicador” é muito abrangente e pode ser aplicado a inúmeros contextos distintos. O presente trabalho utilizou em sua análise a modalidade de indicador denominada como indicador social, que, por sua vez, pode ser entendido como:

uma medida, em geral quantitativa, dotada de significado social substantivo, usado para substituir, quantificar ou operacionalizar um conceito social abstrato, de interesse teórico (para pesquisa acadêmica) ou programático (para formulação de políticas). É um recurso metodológico, empiricamente referido, que informa algo do aspecto da realidade social ou sobre mudanças que estão se processando na mesma (Jannuzzi, 2004, p. 15).

Em meados da década de 1960, os indicadores sociais começaram a ganhar destaque no cenário global como uma importante ferramenta utilizada para medir o bem-estar social, tarefa que até então era desempenhada majoritariamente por indicadores econômicos (CARLEY, 1985). Na década de 1990, o economista Mahbub ul Haq, com a ajuda do também economista Amartya, elaborou o Índice de Desenvolvimento Humano – IDH (IPEA, 2009).

De acordo com PNUD (2017), o IDH é um índice social que tem como finalidade medir o bem-estar de populações de diferentes localidades de forma padronizada, possibilitando o acompanhamento do impacto de políticas governamentais sobre o bem-estar

da sociedade. A consolidação do IDH é feita sob três pilares, que são: saúde, educação e renda.

De acordo com o Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (2018), no ano de 2012, o PNUD Brasil, o Ipea e a Fundação João Pinheiro adaptaram a metodologia empregada no cálculo do IDH global para a formulação de um novo indicador conhecido como Índice de Desenvolvimento Humano Municipal – IDHM, que tem como objetivo medir o bem-estar da população dos 5.565 municípios brasileiros. Cumpre-se dizer que o IDHM foi formulado a partir dos dados obtidos nos Censos Demográficos do IBGE nos anos de 1991, 2000 e 2010 e analisa as seguintes dimensões: educação, longevidade e renda.

A Bahia registra esforços para consolidação de indicadores municipais desde a década de 90, onde a Superintendência de Estudos Econômicos e Sociais da Bahia – SEI, em parceria com a unidade local do IBGE, criou o Índice de Desenvolvimento Social – IDS e o do Índice de Desenvolvimento Econômico – IDE. Mais tarde, após revisões metodológicas, esses índices passaram a se chamar Índice de Performance Social – IPS e Índice de Performance Econômica – IPE, respectivamente, que por sua vez avaliavam a capacidade de cada município em prover serviços básicos à população. No ano de 2014, na tentativa de consolidar um indicador que fosse capaz de avaliar o impacto das políticas públicas nos municípios baianos, levando em consideração o bem estar da população e seu acesso a serviços públicos, a SEI unificou os indicadores IPS e IPE criando o Índice de Performance Socioeconômica – IPESE, que abrange três dimensões – saúde; educação e economia; finanças que são avaliadas através de um conjunto de 16 indicadores como podemos ver no Quadro 1. (SEI, 2018).

Quadro 1 - Indicadores que compõem as diferentes dimensões do IPESE

Saúde	Índice de Oferta de Médicos do SUS- IMED
	Índice de Oferta de Enfermeiros do SUS-IENF
	Índice da Cobertura de Equipes de Saúde da Família-PSF
	Índice de Consultas Pré-Natal - ICPN
	Índice de Cobertura de Vacinas -IVAC
	Índice de Internações por Causas Não Evitáveis- IINE
	Índice de Óbitos por Causas Definidas- IOCD
Educação	Índice de Matrícula na Pré-Escola- IMPE
	Índice de Matrícula no Ensino Fundamental- IMEF
	Índice de Matrícula no Ensino Médio- IMEM
	Índice de Qualidade do Ensino Fundamental -IQSI (séries iniciais)
	Índice de Qualidade do Ensino Fundamental- IQSF (séries finais)
Economia e Finanças	Índice de Produto Municipal- IPIB
	Índice de Independência Financeira- IFIN
	Índice da Renda do Trabalhador Formal- IRTF
	Índice de Emprego Formal- IEMP

Fonte: (SEI, 2013)

O IPESE é obtido a partir do produto da média aritmética dos valores obtidos nos índices representantes de cada dimensão os valores vão de 0 a 1, sendo classificados da seguinte forma: 0 a 0,3 Muito Baixo; 0,3 a 0,5 Baixo; 0,5 a 0,7 Médio; 0,7 a 0,9 Alto; 0,9 a 1 Muito alto.

2.4 Contexto Baiano

A Bahia apresenta o maior número de propriedades agrícolas dentre todos os estados brasileiros. Cumpre-se dizer que o estado possui também a maior concentração de estabelecimentos agrícolas pertencentes à agricultura familiar e a segunda maior concentração

de estabelecimentos agrícolas pertencentes à agricultura não familiar, conforme podemos observar no Gráfico 1, que traz um comparativo entre os estados brasileiros.

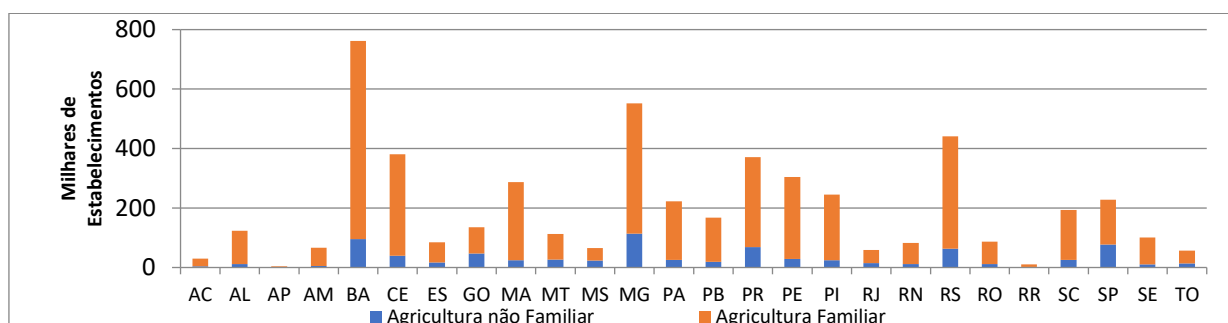


Gráfico 1 - Distribuição dos estabelecimentos agrícolas por estado

Fonte: Elaborado a partir do Censo agropecuário de 2006.

São cerca de 761.558 estabelecimentos agropecuários na Bahia, dos quais 87,42% (665.767) pertencem à agricultura familiar e 12,58% (95.791) à agricultura não familiar. A Bahia fica 397% e 309% acima da média nacional em número de estabelecimentos agropecuários pertencentes à agricultura familiar e não familiar, respectivamente. No ano de 2015, a agropecuária foi responsável por cerca de 7,99% do PIB baiano, sendo que 32,2% do PIB da agropecuária foi gerado por atividades ligadas à agricultura familiar (SEI, 2018). O Gráfico 2 apresenta o número de contratos concedidos pelo PRONAF por estado juntamente com o montante de crédito destinado.

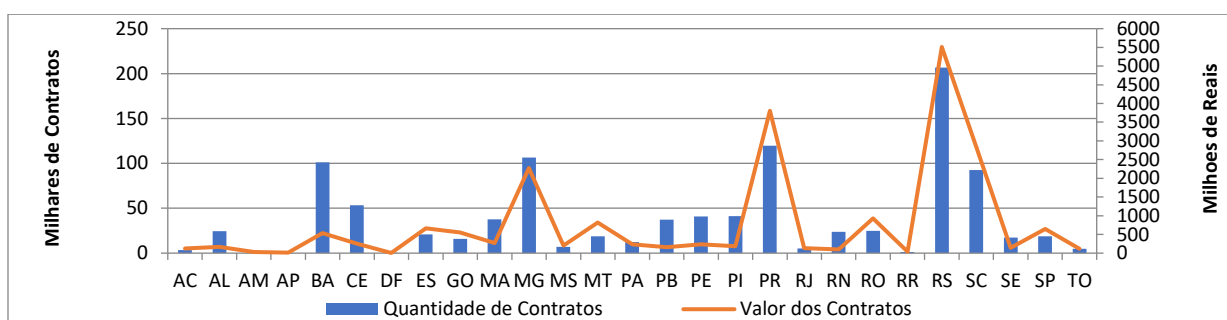


Gráfico 2 - Destinação de crédito do PRONAF quantidade de contratos e valor de contratos 2017

Fonte: Elaborado a partir de dados do BANCO CENTRAL DO BRASIL

É interessante constatar que, embora a Bahia apresente a maior concentração de estabelecimentos classificados como pertencentes à agricultura familiar, quando observamos o número de contratos firmados do Pronaf por estado a situação não se repete, uma vez que o estado é o terceiro neste quesito, com 100.991 contratos. O que passa a chamar ainda mais atenção é que, quando olhamos para o montante de crédito destinado por estado, os contratos do PRONAF na Bahia apresentam valores baixos quando comparado aos de outros estados como: São Paulo, Santa Catarina, Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rondônia, Paraná, Goiás, Mato Grosso e Espírito Santo.

A seguir são apresentados alguns trabalhos acadêmicos que abordam a temática agricultura familiar na Bahia e que contribuem para a compreensão do contexto baiano.

Fonseca et. al (2014) realizaram uma análise multidimensional do desenvolvimento rural baiano, consolidando um indicador denominado como Índice de Desenvolvimento Rural – IDR. Esse índice permitiu constatar que, na Bahia, o desenvolvimento rural não ocorre de maneira uniforme, pois a concentração de terras e a distribuição da riqueza no estado ocorreu

historicamente de maneira desigual, fazendo com que o IDR torne-se desequilibrado. O estudo também evidenciou que um nível de IDR mais elevado não está altamente relacionado apenas ao desenvolvimento econômico da região, ou seja, riqueza não é sinônimo de desenvolvimento, uma vez que inúmeros fatores sociais, ambientais e políticos têm forte influência sobre o IDR.

Meliani e Girard (2014), desenvolveram uma análise histórica e geográfica aplicada ao contexto da reforma agrária no litoral sul da Bahia a partir do ano de 1985. Nesse período, ocorreram as primeiras desapropriações de terra na região, que até então era extremamente concentrada nas mãos dos grandes latifundiários. O remanejamento das terras no litoral sul da Bahia seguiu claramente um comportamento muito próximo ao que ocorreu no restante do país, ganhando força a partir do fim do regime militar no Brasil, período marcado pela luta para redemocratização das terras e pela criação de movimentos como o Movimento dos Trabalhadores Rurais Sem Terra – MST.

Noia e Angye (2014), analisaram o impacto gerado pelo Programa de Aquisição de Alimentos – PAA nos agricultores familiares da cidade de Itabuna/BA. Os autores constataram que o PAA foi benéfico para o município e sua população, uma vez que se tornou um importante canal de venda da produção para os agricultores familiares, além de contribuir para a melhora da alimentação de famílias em estado de insegurança alimentar.

3 METODOLOGIA

A fim de atingir os objetivos propostos elaborou-se um modelo de econométrico de regressão linear múltipla. De acordo com Hoffmann (2016, p.120) “temos uma regressão linear múltipla quando admitimos que o valor da variável dependente é função linear de duas ou mais variáveis explanatórias”. A expressão que representa matematicamente um modelo de regressão linear múltipla pode ser vista a seguir na Equação 1 onde Y_j representa a variável dependente ou explicada, α_0 o intercepto, X são as variáveis explicativas ou independentes, u_j são os erros aleatórios independentes e α_k é o coeficiente angular do modelo que representa a variação esperada em Y_j quando incrementamos uma unidade em X_k mantendo constantes todas as demais variáveis independentes.

$$Y_j = \alpha_0 + \alpha_1 X_{j1} + \alpha_2 X_{j2} + \dots + \alpha_k X_{jk} + u_j. \quad j = 1, \dots, n \quad \text{Equação 1}$$

Conforme o visto em Hoffmann (2016), para se ter um modelo de regressão linear múltipla é preciso que algumas premissas sejam obedecidas, vejamos : I) a variável explicada é função linear das variáveis explicativas; II) os valores das variáveis explicativas são fixos; III) os erros aleatórios possuem média zero e variância constante desconhecida; IV) os erros são homocedásticos; V) os erros são não-correlacionados entre si; VI) os erros apresentam distribuição normal.

Para a elaboração do modelo, foram utilizados dados referentes ao índice IPESE de todos municípios da Bahia nos anos de 2013 e 2014 e a destinação de crédito do PRONAF, por município baiano, no ano de 2013. Os dados são, respectivamente, disponibilizados pela SEI e pelo Banco Central do Brasil. A Equação 2 representa o modelo de regressão linear múltipla desenvolvido para analisar o caso proposto.

$$Y_{ipese\ 14\ i} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{ipese13\ i} + \alpha_2 X_{V.cust\ i} + \alpha_3 X_{Q.cust\ i} + \alpha_4 X_{V.inv\ i} + \alpha_5 X_{Q.inv\ i} + u_i \quad \text{Equação 2}$$

onde: $Y_{ipese\ 14\ i}$ é o índice IPESE municipal no ano de 2014; $X_{ipese13\ i}$ é o índice IPESE municipal para o ano de 2013, $X_{V.cust\ i}$ representa o valor total de crédito do Pronaf destinado

ao custeio das atividades da agricultura familiar, $X_{Q.cust\ i}$ é a quantidade de contratos de custeio concedidos pelo Pronaf, $X_{V.inv\ i}$ representa o valor total de crédito do Pronaf destinado ao investimento nas atividades da agricultura familiar, $X_{Q.inv\ i}$ é a quantidade de contratos de investimento concedidos por município, u_i são erros aleatórios independentes e i representa o i -ésimo município baiano.

A variável $X_{ipese13\ i}$ foi incluída no modelo para controlar o efeito de outras variáveis omitidas que possam apresentar efeito sobre $Y_{ipese\ 14\ i}$. Além disso, as variáveis explicativas que representam o Pronaf foram intencionalmente incluídas com a defasagem de um ano no modelo, para que os efeitos dos investimentos realizados com esses recursos pudessem ser captados.

A fim de evitar problemas relacionados ao arredondamento e à diferença entre a unidade de medida das variáveis utilizadas no modelo, optou-se por padronizá-las, conforme o visto em (GUJARATI; PORTER, 2011). Para padronizar as variáveis, cada observação de cada variável, incluindo a variável resposta, é subtraída da média amostral (\bar{Y} e \bar{X}) e dividida pelo desvio padrão σ da amostra conforme o indicado na Equação 3 e Equação 4.

$$Y_i^* = \frac{(Y_i - \bar{Y})}{\sigma_Y} \quad \text{Equação 3}$$

$$X_i^* = \frac{(X_i - \bar{X})}{\sigma_X} \quad \text{Equação 4}$$

Após realizar a padronização das variáveis chegamos a Equação 5 que representa o modelo com as variáveis padronizadas. É importante destacar que as variáveis transformadas possuem média nula e o modelo de regressão ajustado sempre passa pelo ponto das médias. A regressão padronizada sempre passa pela origem e, portanto, não possui intercepto (GUJARATI ; PORTER, 2011)

$$Y_{ipese14\ i}^* = \beta_1 X_{ipese13\ i}^* + \beta_2 X_{V.cust\ i}^* + \beta_3 X_{Q.custi}^* + \beta_4 X_{V.invi}^* + \beta_5 X_{Q.invi}^* + u_{ji}^* \quad \text{Equação 5}$$

A fim de garantir que o modelo elaborado respeite as premissas apresentadas e que também apresente resultados confiáveis, foi realizada uma sequência de testes estatísticos, conforme o visto em (GUJARATI; PORTER, 2011; HOFFMANN, 2016; HAIR, 2005).

O teste F foi aplicado para avaliar se o conjunto de variáveis independentes do modelo é útil para explicar a variável dependente, ou seja, se há alguma relação linear entre elas. Para isso, o teste utiliza o método de análise da variância ANOVA, onde se testa a hipótese nula de que os coeficientes parciais angulares do modelo são simultaneamente estatisticamente iguais a zero frente à hipótese alternativa de que nem todos os coeficientes parciais angulares pertencentes ao modelo são simultaneamente estatisticamente iguais a zero (GUJARATI; PORTER, 2011). Caso a hipótese nula não seja rejeitada, a modelagem elaborada será considerada irrelevante, uma vez que não existe relação estatisticamente significativa entre a variável dependente e as variáveis independentes do modelo. A regra de aceitação ou rejeição da hipótese nula se dará da seguinte forma: Se valor-p do teste F < 0,05, rejeitamos a hipótese nula e aceitamos a hipótese alternativa; se p-valor do teste F > 0,05, não rejeitamos a hipótese nula.

O teste T foi utilizado para avaliar se as variáveis independentes do modelo são úteis individualmente para explicar a variável dependente. Dessa forma, será testada a hipótese nula de que cada coeficiente parcial é estatisticamente igual a zero frente a hipótese

alternativa de que ele é estatisticamente diferente de zero (GUJARATI; PORTER, 2011). A regra de aceitação ou rejeição da hipótese nula se dará da seguinte forma: se p-valor do teste $T < 0,05$, rejeitamos a hipótese nula e aceitamos a hipótese alternativa; se p-valor do teste $T > 0,05$, não rejeitamos a hipótese nula.

A Análise de Fator de Inflação da Variância-VIF foi o método empregado através do qual verificamos se há problema de multicolinearidade nos coeficientes do modelo. As medidas calculadas seguem a seguinte regra: se o valor encontrado ficar entre 0 e 1, não há multicolinearidade; se o valor calculado ficar entre 1 e 10, há presença de multicolinearidade aceitável; caso os valores calculados sejam superiores 10, o teste aponta que existam multicolinearidade problemática e, assim, medidas corretivas devem ser adotadas (HAIR, 2005).

O teste de Breusch-Godfrey foi utilizado para identificar se os erros do modelo apresentam autocorrelação serial. A hipótese nula testada é a ausência de autocorrelação serial dos erros aleatórios contra a hipótese alternativa de que há autocorrelação serial dos erros (ASTERIOU; HALL, 2015). A regra de aceitação ou rejeição da hipótese nula se dará da seguinte forma: se p-valor do teste $LM < 0,05$, rejeitamos a hipótese nula e aceitamos a hipótese alternativa; se p-valor do teste $LM > 0,05$, não rejeitamos a hipótese nula.

O teste de Breusch-Pagan foi aplicado para investigar se os erros do modelo são homocedásticos, ou seja, se eles apresentam variância constante. Nesse teste, a hipótese nula é de que os erros são homocedásticos e a hipótese alternativa é de que os erros são heterocedásticos (VERBEEK, 2008). A regra de aceitação ou rejeição da hipótese nula se dará da seguinte forma: se p-valor do teste $BP < 0,05$, rejeitamos a hipótese nula e aceitamos a hipótese alternativa; se p-valor do teste $BP > 0,05$, não rejeitamos a hipótese nula.

O teste de Shapiro-Wilk foi empregado com o intuito de verificar se os erros do modelo são normalmente distribuídos. A hipótese nula testada é de que os erros são normalmente distribuídos frente à hipótese alternativa de que os erros não são normalmente distribuídos (ROYSTON, 1992). A regra de aceitação ou rejeição da hipótese nula se dará da seguinte forma: se p-valor do teste $W < 0,05$, rejeitamos a hipótese nula e aceitamos a hipótese alternativa; se p-valor do teste $W > 0,05$, não rejeitamos a hipótese nula.

A execução do modelo proposto bem como a realização de todos os testes estatísticos supramencionados foi feita através da linguagem R de programação.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

A Tabela 1 contém medidas relacionadas às variáveis utilizadas no modelo, calculadas com base no banco de dados construído.

Tabela 1 - Estatística descritiva dos dados

	IPESE2014	IPESE2013	Qtd.Custeio	Vlr.Custeio	Qtd.Invest	Vlr.Invest
Mínimo	0,4450	0,3862	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Primeiro Quartil	0,5624	0,5382	0,0000	0,0000	172,0000	461486,0000
Mediana	0,5871	0,5698	4,0000	36064,0000	424,0000	1036156,0000
Média	0,6015	0,5791	31,7700	263137,0000	530,0000	1470127,0000
Terceiro Quartil	0,6330	0,6091	24,0000	220496,0000	724,0000	2001405,0000
Máximo	0,8445	0,8410	742,0000	7027167,0000	3365,0000	11047322,0000

Fonte: resultados da pesquisa.

Os dados do IPESE 2013 e 2014 apontam que a Bahia, nestes dois anos, apresentou proporções bastante equilibradas entre os municípios com melhores e piores resultados

socioeconômicos, uma vez que a diferença entre a média e mediana dos dados apresentados é pequena, o que nos dá indícios que a distribuição desses dados é simétrica. Do ano de 2013 para o ano de 2014 é possível perceber que a Bahia apresentou avanços em sua performance socioeconômica, pois a média do IPESE que era de 0,5791 em 2013 saltou para 0,6015 em 2014. Vale ressaltar que melhora do IPESE ocorreu de forma bastante homogênea tanto entre grupo de municípios que apresentava os piores e melhores resultados conforme podemos observar nos valores máximo, mínimo, do primeiro e do terceiro quartil que tiveram variações bastante próximas entre si do ano de 2013 para o ano de 2014 mostrando que o avanço do IPESE ocorreu de maneira geral e não em um grupo específico.

Analisando as medidas referentes à variável Qtd.Custeio, é possível perceber que há bastante desequilíbrio na distribuição de contratos do PRONAF entre os municípios baianos. Isso pode ser observado uma vez que a distância entre a média e mediana chama à atenção, indicando que houve um número elevado de municípios que não possuíam ou possuíam poucos agricultores beneficiados pelo programa. Em relação ao montante cedido, representado pela variável Vlr.Custeio, observamos que alguns municípios concentram crédito bastante elevado frente aos demais, uma vez que o valor médio de contratos é maior que o apresentado no terceiro quartil. Ou seja, um grupo pequeno de municípios elevou a média, fazendo com que ela seja superior ao valor do terceiro quartil. Além disso, o valor máximo de crédito é muito superior ao valor médio, o que reforça esta hipótese.

Em relação a variável Qtd.Invest investimento, foi possível observar que a sua distribuição apresentou um comportamento similar ao da variável Qtd.Custeio sendo assim também assimétrica, conforme podemos identificar com base nas diferenças entre a média e mediana e entre mediana e primeiro e terceiro quartil. Sendo assim, os dados sugerem que um número grande de municípios receberam poucos contratos, ao passo que uma minoria concentra em si grande parte dos contratos existentes. No que se refere ao montante de crédito concedido, representado pela variável Vlr.Invest, constatamos que um grupo pequeno de municípios concentrou em si um grande volume de crédito, elevando a média. Isso pode ser identificado quando observamos a diferença entre a média e mediana e entre a mediana e o terceiro quartil. Os gráficos contidos na Figura 1 ajudam a ilustrar visualmente as constações feitas até aqui.

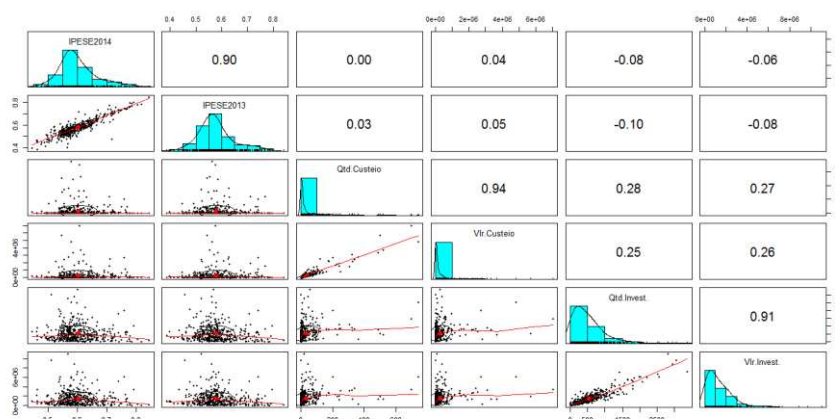


Figura 1 - Análise gráfica do banco de dados

Fonte: resultados da pesquisa.

Com base na Figura 1 notamos há existência de correlação elevada de 0,90 entre os índices IPESE 2013 e 2014, o que é bom, pois dá indícios de que há relação entre a variável explicada IPESE2014 e a variável explicativa IPESE2013. É importante observar também que há existência de correlação elevada de 0,94 entre as variáveis explicativas Qtd.Custeio e

Vlr.Custeio e 0,91 entre as variáveis explicativas Qtd.Invest e Vlr.Invest oque é preocupante pois é um sinal de que o modelo pode apresentar multicolinearidade problemática . A Tabela 2 contém o modelo estimado juntamente com os testes realizados a fim de garantir a validade do modelo. Qtd.Invest. e Vlr.Invest

Tabela 2 - Modelo estimado

	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	p-valor	VIF
IPESE2013	0,9007	0,0210	42,9010	0,0000	1,0055
Qtd.Custeio	-0,1531	0,0637	-2,4010	0,0168	9,2777
Vlr.Custeio	0,1403	0,0638	2,1990	0,0285	9,2921
R ²	0,8185				
Teste-F (p)	0,0000				
R ² ajustado	0,8172				
Teste de autocorrelação de Breusch-Godfrey (p)			0,3654		
Teste de homocedasticidade de Breusch-Pagan (p)			0,1223		
Teste de normalidade de Shapiro-Wilks (p)			0,0000		

Fonte: resultados da pesquisa.

A estatística F indica que o modelo elaborado é útil para explicar a situação desejada, uma vez que o p-valor de $F < 0,05$ e com isso rejeitamos a hipótese de que os coeficientes angulares parciais são estatisticamente iguais à zero. Os coeficientes estimados para as variáveis Qtd.Invest. e Vlr.Invest, de acordo com a estatística do teste T, não se demonstraram estatisticamente significativos a 5% e, por esta razão, essas variáveis foram excluídas do modelo. Por outro lado, os coeficientes de Qtd.Custeio e Vlr.Custeio se demonstraram estatisticamente significativos a 5% e o estimador IPESE 2013 se demonstrou significativa a 1%. O valor do R² do modelo foi de 0,8185, o que demonstra que a regressão realizada possui bom ajuste, pois as variáveis IPESE 2013, Qtd.Custeio e Vlr.Custeio juntas são capazes de explicar 81,85 % da variância do IPESE de 2014.

De acordo com os valores assumidos pelos coeficientes do modelo é possível observar que, quanto maior o número de contratos um município possuir, menor será o índice IPESE no próximo ano. Por outro lado, se aumentarmos os valores dos contratos nos município, o IPESE apresentará variação positiva. Essa discussão será retomada mais adiante. Neste momento, é necessário concentrar esforços para avaliar os demais testes realizados para validar os resultados obtidos no estudo realizado.

A Análise de Fator Inflação da Variância-VIF apresentou os seguintes resultados: 9,277 para Qtd.Custeio, 9,292 para Vlr.Custeio e 1.005 para IPESE 2013. Assim, seguindo as recomendações já citadas na metodologia, temos que o modelo apresenta grau de multicolinearidade aceitável. Cabe ressaltar, entretanto, que a elevada correlação entre as variáveis Qtd.Custeio e Vlr.Custeio exige cuidado redobrado na interpretação dos resultados do modelo estimado.

De acordo com o teste de Breusch-Godfrey, identificou-se que os erros do modelo apresentam ausência de autocorrelação serial uma vez que o p-valor foi de 0,3654 e, assim sendo, p-valor do teste LM $> 0,05$. Logo, não rejeitamos a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial. O p-valor do teste de Breusch-Pagan foi de 0,1223 e, portanto, também não rejeitamos a hipótese nula de que os erros são homocedásticos .

O teste de Shapiro-Wilk indicou que o modelo violava o pressuposto da normalidade dos resíduos pois o p-valor do teste foi de 0,0000. Assim, rejeitamos a hipótese e nula e aceitamos a hipótese alternativa de que os erros do modelo não apresentam distribuição normal . A Figura 2 contém um histograma com a distribuição dos resíduos juntamente com um gráfico de probabilidade de normal Q-Q.

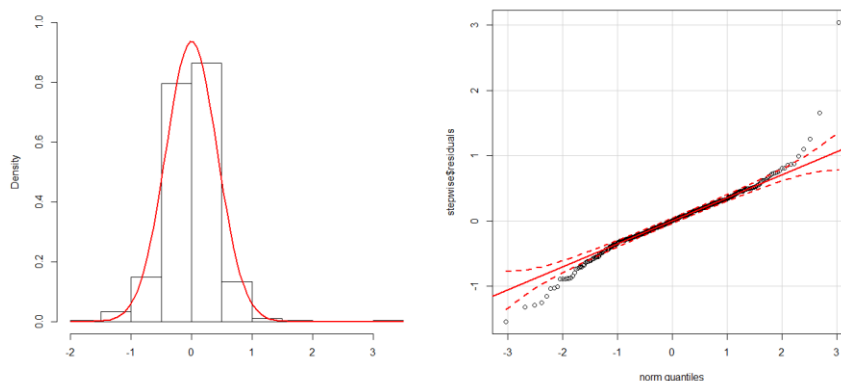


Figura 2 - Análise gráfica dos erros do modelo
 Fonte: resultados da pesquisa.

Conforme podemos observar no histograma a distribuição dos erros apresenta uma leve assimetria o que ilustra que os mesmos não seguem o formato de uma distribuição normal. O gráfico de probabilidade apresenta valores *outliers* que podem ser os causadores da violação do pressuposto de que os erros são normalmente distribuídos. A Figura 3 contém gráficos que nos auxiliaram na identificação das observações *outliers*, as quais foram excluídas da análise a fim de resolver o problema da quebra do pressuposto da normalidade.

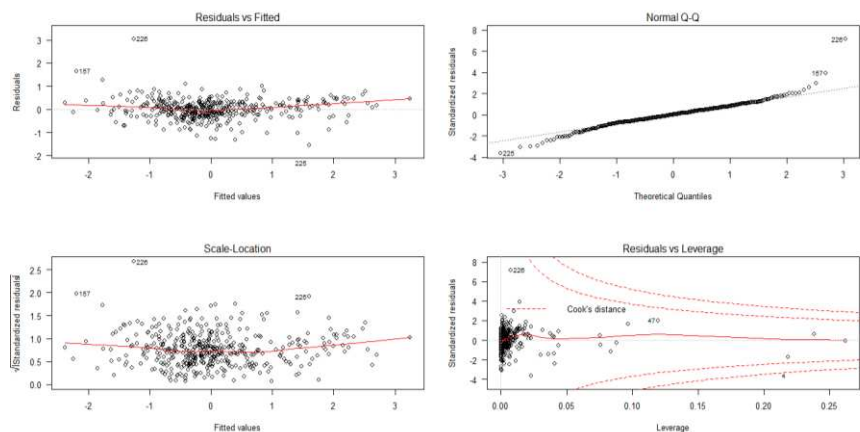


Figura 3 - Análise gráfica para identificação de *outliers*
 Fonte: resultados da pesquisa.

Através da análise gráfica identificamos que as observações referentes aos municípios de Bom Jesus da Lapa, Ibitiara, Lajedinho e Milagres apresentam valores desviantes e, por isso, foram excluídas. A Tabela 3 contém os resultados encontrados para o modelo reestimado, sem as observações *outliers*.

Tabela 3 - Modelo reestimado

	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	p-valor	VIF
IPESE2013	0,9365	0,0180	51,8580	0,0000	1,0055
Qtd.Custeio	-0,1185	0,0539	-2,1970	0,0286	9,1606
Vlr.Custeio	0,1131	0,0539	2,0990	0,0364	9,1715
R ²	0,8703				
Teste-F (p)	0,0000				
R ² ajustado	0,8693				
Teste de autocorrelação de Breusch-Godfrey (p)			0,7589		
Teste de homocedasticidade de Breusch-Pagan (p)			0,1819		
Teste de normalidade de Shapiro-Wilks (p)			0,1331		

Fonte: resultados da pesquisa.

Conforme já realizamos anteriormente analisaremos se o modelo reestimado é bem ajustado e não viola nenhum dos pressupostos dos quais deve obedecer uma análise de regressão linear múltipla. O p-valor do teste F foi de 0,0000 e, dessa forma, p-valor da estatística $F < 0,005$. Então, rejeitamos hipótese nula. Logo, as variáveis utilizadas continuam sendo estatisticamente significantes para explicar o IPESE 2014. Com base na estatística do teste T, constata-se que os coeficientes das variáveis Qtd.Custeio e Vlr.Custeio se demonstram novamente estatisticamente significativos a 5% e o da variável IPESE 2013 continua sendo estatisticamente significativa a 1%.

O valor do R² que anteriormente era de 0,8185 passou para 0,8703 com a exclusão das observações atípicas e indica que o modelo agora é capaz de explicar 87,03% da variância do IPESE de 2014. Os coeficientes do modelo apontam que, quanto maior o número de contratos em um município, menor será seu índice IPESE, ao passo que, quanto maior o valor dos contratos, maior tende a ser o índice IPESE.

De acordo com a Análise de Fator de Inflação da Variância-VIF o modelo não apresenta problemas relacionados à multicolinearidade uma vez que o teste teve os seguintes resultados: 9,160 para Qtd.Custeio, 9,171 para Vlr.Custeio e 1.006 para IPESE 2013. Logo, como todos os valores ficaram abaixo de 10, temos que o modelo não apresenta multicolinearidade problemática.

O p-valor do teste de Breusch-Godfrey foi de 0,7589 e, assim, não rejeitamos a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial dos erros. De acordo com o teste de Breusch-Pagan, os resíduos do modelo são homocedásticos, uma vez que o p-valor de BP foi de 0,1819.

Com a exclusão das observações consideradas outliers o teste de Shapiro-Wilk passou a apontar que os erros do modelo são normalmente distribuídos, uma vez que o p-valor do teste foi de 0,1331, portanto, p-valor de $W > 0,05$. A Figura 4 contém um histograma com a distribuição dos resíduos juntamente com um gráfico de probabilidade de normal Q-Q.

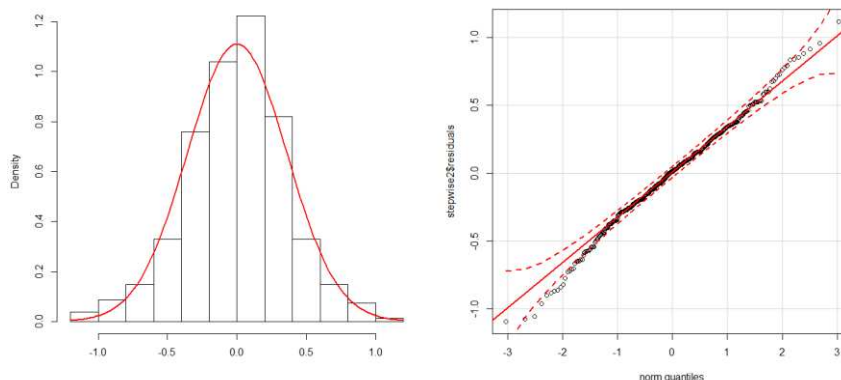


Figura 4 - Análise gráfica dos erros do modelo reestimado

Fonte: resultados da pesquisa.

Com base no histograma apresentado nota-se que agora a distribuição dos resíduos segue o padrão de uma distribuição normal. O gráfico de probabilidade normal agora não apresenta valores com grandes desvios. Dessa forma, os valores ficam alinhados na reta do gráfico Q-Q, como deve ser no caso de uma distribuição normal.

Após a realização de todos os testes chegamos a um modelo com estimadores não viesados e eficientes que respeitam todos os pressupostos dos quais deve seguir uma análise de Regressão Linear Múltipla. De acordo com os coeficientes do modelo temos que, controlando as diferenças dos municípios com base no valor do IPESE 2013, em média, um aumento no valor dos contratos de custeio do PRONAF mantendo constante sua concessão faz com que os municípios baianos apresentem melhora socioeconômica. Por outro lado, um aumento no número de contratos de custeio do PRONAF concedidos mantendo constante seus valores faz com que os municípios baianos apresentem piora em sua performance socioeconômica.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O estudo identificou que o PRONAF pode gerar impactos positivos aos municípios baianos, o que é percebido em sua performance socioeconômica medida através do IPESE. Uma constatação interessante é que, para que o PRONAF apresente resultados positivos, é indicado aumentar os valores dos contratos de custeio concedidos, e não o número desses contratos. Ou seja, a distribuição de pequenos contratos como uma forma de remediar a situação, não é uma boa opção para promover o desenvolvimento da agricultura familiar nos municípios baianos.

A distribuição do montante de crédito do PRONAF ocorre de forma desigual na Bahia, uma vez que identificamos que uma pequena parcela de municípios concentra em si a maior parte do crédito recebido. Situação semelhante ocorre em âmbito nacional, onde poucos estados captam a maior parte do crédito existente. Embora a Bahia seja o estado brasileiro com a maior presença estabelecimentos da agricultura familiar e apresente um grande número de contratos do PRONAF firmados, o montante de crédito que o estado recebe é baixo quando comparado a outros estados brasileiros. Dessa forma, é preciso que haja uma melhor distribuição de crédito entre os estados brasileiros e dentro do próprio estado da Bahia, a fim de potencializar os efeitos positivos que podem ser gerados pelo PRONAF.

O trabalho desenvolvido, ajuda a compreender de maneira fundamentada, o impacto da agricultura familiar e do seu principal programa o PRONAF, no desenvolvimento socioeconômico dos municípios baianos, podendo auxiliar no processo de alocação de

recursos públicos de maneira eficiente, o que conseqüentemente colabora para o bem estar da população. Além disso, se tratou de um estudo inédito, uma vez que, não foram encontradas obras abrangessem a temática explorada de maneira similar.

O trabalho apresenta como limitação o período de tempo analisado, e talvez por isso, o crédito do PRONAF destinado ao investimento não tenha apresentado efeito significativo sobre o IPESE, uma vez que todo investimento tende a demorar um prazo maior para ter retornos perceptíveis.

Dessa forma como sugestão para trabalhos futuros fica o convite de que se explore o impacto gerado pelo PRONAF nos municípios ao longo de um período maior de tempo. Outra sugestão é de que sejam realizados estudos explorem como o PRONAF tem impactado diferentes regiões brasileiras.

REFERÊNCIAS

ASTERIOU, Dimitrios; HALL, Stephen G. **Applied econometrics**. Macmillan International Higher Education, 2015.

ATLAS DO DESENVOLVIMENTO HUMANO NO BRASIL ; **O ATLAS: O IDHM**. 2018. Disponível em: <http://www.atlasbrasil.org.br/2013/pt/o_atlas/idhm/>. Acesso em: 10 jul. 2017.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Matriz de dados do crédito rural**, 2013 Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pt-br/#!/c/MICRRURAL/>> Acesso em : 25 maio. 2018.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar** Disponível em:<Pronaf https://www.bcb.gov.br/pre/bc_atende/port/PRONAF.asp#2> Acesso em 10 agosto 2018.

BANCO DA AMAZONIA. **Agricultura Familiar**, 2018. Disponível em: <<http://www.bancoamazonia.com.br/index.php/governo/agricultura-familiar>>. Acesso em: 15 maio 2018.

BIANCHINI, Valter. Vinte anos do PRONAF, 1995-2015: avanços e desafios. **Brasília: SAF/MDA**, 2015.

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.**, Brasilia,DF, JUL 2006.

CARLEY, Michael. **Indicadores sociais: teoria e prática**. Rio de Janeiro: Zahar, 1985.

COSTABEBER, José Antônio; CAPORAL, Francisco Roberto. Possibilidades e alternativas do desenvolvimento rural sustentável. **Agricultura familiar e desenvolvimento rural sustentável no Mercosul**. Santa Maria: Editora da UFSM/Pallotti, p. 157-194, 2003.

DE SOUZA, Paulo Marcelo; DA COSTA BARBÉ, Luciane. Desigualdades regionais na distribuição dos financiamentos do Pronaf: uma análise do período de 1998 a 2012. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 45, n. 5, p. 37-50, 2014.

FONSECA, F. L. V. ; OLIVEIRA, Gilca Garcia de. ; IMBIRUSSÚ, Érica. . **Desenvolvimento Rural Baiano: O território do sisal em suas múltiplas dimensões**. Bahia Analise & Dados , v. 1, p. 257-276, 2014.

FOOD and Agriculture Organization of the United Nations. **Family Farming Knowledge Platform**, 2018. Disponível em: <<http://www.fao.org/family-farming/detail/en/c/454156/>>. Acesso em: 10 maio 2018.

GOMES, Giancarlo et al. Avaliação das Contribuições do Programa de Fortalecimento da Agricultura Familiar-PRONAF e a Melhoria da Renda Familiar dos Piscicultores de Blumenau, Santa Catarina. **Gestão & Regionalidade**, v. 28, n. 84, 2012

GOVERNO DO MARANHÃO. **Plano Mais IDH leva casas, cozinhas, ruas dignas e Mais Asfalto para 30 cidades do Maranhão**, 2018. Disponível em: <<http://www.ma.gov.br/plano-mais-idh-leva-casas-cozinhas-ruas-dignas-e-mais-asfalto-para-30-cidades-do-maranhao/>>. Acesso em: 15 maio 2018.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. Econometria básica. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HAIR, Joseph F. et al. **Análise multivariada de dados**. Bookman Editora, 2005

HOFFMANN, Rodolfo et al. **Análise de regressão: uma introdução à econometria**. 2016

IBGE. **Censo Agropecuário**, 2006 Disponível em: < <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1112> > Acesso em :27 Jun 2018.

ÍNDICES de Performance Econômica e Social da Bahia. Salvador: [s.n.], 2014. Disponível em: <http://www.sei.ba.gov.br/images/indicadores_especiais/pdf/ipe_ips/analise_dos_resultados.pdf>. Acesso em: 02 jul. 2018

IPEA. **QUESTÕES do desenvolvimento: Medindo o bem-estar das populações**. 55. 2009. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/desafios/index.php?option=com_content&view=article&id=2294:catid=28&Itemid=23>. Acesso em: 03 jul. 2018.

JANNUZZI, P. de M. Indicadores sociais no Brasil: conceitos, medidas e aplicações. 3. ed. Campinas: Alínea; Campinas: PUC, 2004..

LAMARCHE, H. (Coord). A agricultura familiar. São Paulo: UNICAMP, 1993, p.336

MALUF, R.S. O enfoque da multifuncionalidade da agricultura: aspectos analíticos e questões de pesquisa. In: LIMA, D.M.A.; WILKINSON, J. (Orgs.) Inovação nas tradições da agricultura familiar. Brasília: CNPq/Paralelo 15, 2002. p.301-328.

MEDEIROS, Leonilde (2002), “‘Sem Terra’, ‘assentados’ e ‘agricultores familiares’: considerações sobre conflitos sociais e a organização dos trabalhadores brasileiros”. Una nueva ruralidad em América Latina? Buenos Aires: Clacso, pp.103-128.

MORUZZI MARQUES, Paulo Eduardo. Concepções em disputa na formulação das políticas públicas de apoio à agricultura familiar: uma releitura sobre a criação do PRONAF. **Raízes, Campina Grande**, v. 22, n. 02, p. 16-28, 2003.

PARTICIPAÇÃO da agricultura familiar na Bahia e nos territórios de identidade. Salvador: Agricultura Familiar Na Bahia, 2018. Disponível em: <http://www.sei.ba.gov.br/images//publicacoes/download/agricultura_familiar_bahia_2010_2015.pdf>. Acesso em: 09 jul. 2018.

Paulo Fernando Meliani ; GIRARDI, Ludmila. **A reforma agrária no litoral sul da Bahia: Uma análise histórico-geográfica.** Bahia Analise & Dados , v. 24, p , n. 2, p.277-295, abr./jun. 2014.

PNUD. **O que é o IDH** ?2018. Disponível em: <<http://www.br.undp.org/content/brazil/pt/home/idh0/conceitos/o-que-e-o-idh.html>>. Acesso em: 03 jul. 2018.

ROYSTON, Patrick. Approximating the Shapiro-Wilk W-Test for non-normality. **Statistics and Computing**, v. 2, n. 3, p. 117-119, 1992.

SANTANA, Paula. **Geografia da Saúde e do Desenvolvimento:** evolução e tendências em Portugal. Coimbra-Portugal: Edições Almedina, 2005.

SANTOS, Juliana de Souza. Agregação de valor na agricultura familiar: o caso dos produtores de leite do município de Pimenta Bueno (RO). 2014.

SECRETARIA Especial de Agricultura Familiar e do Desenvolvimento Agrário. **O que é a agricultura familiar**, 2016. Disponível em: <<http://www.mda.gov.br/sitemda/noticias/o-que-e-a-agricultura-familiar>>. Acesso em: 10 maio 2018.

SECRETARIA Especial de Agricultura Familiar e do Desenvolvimento Agrário. **SAF**, 2018. Disponível em: <<http://www.mda.gov.br/sitemda/secretaria/saf-creditorural/sobre-o-programa>>. Acesso em: 18 maio 2018.

SEI. **Resultado IPESE,2013** Disponível em: <http://www.sei.ba.gov.br/index.php?option=com_content&view=article&id=2403&Itemid=523> Acesso em: 02 jul. 2018

SEI. **Resultado IPESE,2014** Disponível em: <http://www.sei.ba.gov.br/index.php?option=com_content&view=article&id=2403&Itemid=523> Acesso em: 02 jul. 2018.

Thays Silva de Matos. NOIA, ANGYE ,Cássia. **Análise do desempenho do Programa de Aquisição de Alimentos no município de Itabuna, na Bahia** Bahia Analise & Dados , v. 24, p , n. 2, p.297-310, abr./jun. 2014.

VERBEEK, Marno. **A guide to modern econometrics.** John Wiley & Sons, 2008.

WATANABE, Kassia et al. A multifuncionalidade da agricultura e suas externalidades positivas para o desenvolvimento local. In: **46th Congress, July 20-23, 2008, Rio Branco, Acre, Brasil.** Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 2008.