

Crédito rural e inadimplência de agricultores no vale do Curu, CE¹

Nicole Sarah Carvalho Ponte Moura²
Kilmer Coelho Campos³
Francisco José Silva Tabosa⁴

Resumo – A agricultura familiar tem grande participação no desenvolvimento social e econômico, em razão da criação de empregos, da distribuição de renda e do abastecimento de alimentos no mercado interno, o que justifica a permanência do homem no campo. Apesar das vantagens oferecidas, a inadimplência tem acometido os financiamentos de crédito rural, resultando na incapacidade de transacionar capital por parte do produtor. Nessa perspectiva, o objetivo deste estudo foi analisar os fatores que influenciam a inadimplência dos produtores rurais de coco ligados ao Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf), Grupo B, no Município de São Luís do Curu, Ceará, para 2019. Empregaram-se dados primários oriundos da aplicação de questionários a 151 produtores de coco beneficiários do Pronaf B. O modelo logit binomial foi utilizado para analisar a probabilidade de atraso nos pagamentos do programa Pronaf e, subsequentemente, aplicou-se a técnica de análise discriminante, para a classificação dos agricultores em adimplentes e inadimplentes. Os resultados mostraram que tanto a regressão logística quanto a análise discriminante foram eficientes, em que as variáveis sexo, terra, bolsa família, renda e área foram significativas e afetaram a inadimplência dos produtores do município.

Palavras-chave: agricultura familiar, análise discriminante, Pronaf, regressão logística.

Rural credit and default by farmers in the Curu Valley, Ceará

Abstract – Family agriculture has a large participation in the social and economic development, due to the creation of jobs, income distribution and food supply in the domestic market, which justifies the farmer's permanence in the countryside. Despite the offered advantages, default has affected the rural credit financing, resulting in the inability of producers to transact capital. In this perspective, the objective of this study was to analyze the factors influencing the default by coconut farmers with the group B of the national program for the strengthening of family farming (Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar -Pronaf B), for the period of 2019, in the municipality of São Luís do Curu, in Ceará state, Brazil. Primary data were used from questionnaires applied to 151 coconut producers who used

¹ Original recebido em 25/4/2023 e aprovado em 6/2/2024.

² Mestre em Economia Rural. E-mail: nicolle.ncsp@hotmail.com

³ Doutor em Economia Aplicada, professor associado IV do Departamento de Economia Agrícola e do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da Universidade Federal do Ceará. E-mail: kilmer@ufc.br

⁴ Doutor em Economia, professor do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER/UFC) da Universidade Federal do Ceará, bolsista produtividade do CNPq. E-mail: franzetabosa@ufc.br

the Pronaf B. The binomial logit model was used to analyze the probability of delaying payments to the Pronaf program and, subsequently, the discriminant analysis technique was applied for the classification of farmers into compliants and defaulters. The results showed that both the logistic regression and the discriminant analysis were efficient, in which the variables sex, land, family allowance, income and area were significant and affected the default of the producers of the municipality.

Keywords: family farming, discriminant analysis, Pronaf, logistic regression.

Introdução

A agricultura constitui uma importante atividade para o fomento da produção agregada no Brasil, pois o setor é reconhecido mundialmente pela geração de alimentos e riquezas. De acordo com a Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa, 2022), em 2019 o agronegócio contribuiu com 21% para o crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) nacional, além de ser responsável por empregar 19 milhões de pessoas (Cepea, 2022).

Nesse contexto, a agricultura familiar é predominante na região Nordeste e é grande sua participação no desenvolvimento social e na economia, por causa da criação de empregos, da distribuição de renda e do abastecimento de alimentos no mercado interno, justificando assim a permanência do homem no campo (Damasceno et al., 2011). Portanto, os instrumentos de políticas agrícolas tornam-se necessários para viabilizar sua expansão, pois atuam como impulsionadores da atividade, permitindo o acesso ao conhecimento e à tecnologia no campo para elevar a produtividade.

Para Costa & Vieira Filho (2018), a produtividade está associada ao investimento produtivo, o que dependerá de financiamento. O Brasil conta com duas principais políticas de financiamento para o setor: o Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR) e o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf) (Cruz et al., 2021).

O Pronaf foi implementado em 1996 Para estimular a geração de renda e melhorar o uso da

mão de obra familiar por meio de financiamento de atividades e serviços rurais via atendimento, relacionamento direto dos agentes de microcrédito com os agricultores familiares e prestação de serviços de orientação sobre o planejamento do agronegócio (BNB, 2022). Com juros mais baixos, o programa financia o custeio da produção e introduz tecnologia no campo, onde torna possível maiores produtividade e renda – existem várias linhas de crédito específicas, como o Pronaf A, para assentamentos rurais, e o Pronaf B, para pequenos produtores. O programa tem forte atuação no Nordeste, principalmente na agricultura de subsistência (BNB, 2022).

No caso do Ceará – onde a agricultura é caracterizada pela baixa produtividade e baixo nível tecnológico, além da forte presença da agricultura familiar –, o Pronaf tem forte atuação entre os pequenos agricultores. Além disso, afetam o setor os longos períodos de estiagem e as irregularidades espacial e temporal da pluviometria. Apesar das adversidades, o estado contribuiu com 5% da produção agregada em 2019, e existe forte expectativa de crescimento da produção (Ipece, 2022).

Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2022), o Município de São Luís do Curu, no Vale do Curu⁵, é o maior produtor de coco do Ceará, com quase 100% da produção cearense, contribuindo para que o estado seja o maior produtor brasileiro do fruto (Brainer & Ximenes, 2020).

O Pronaf atua diretamente nos municípios do Vale do Curu, principalmente em São Luís do Curu, com os Pronafs A e B, financiando os pro-

⁵ Composto pelos municípios de São Luís do Curu, Paraipaba, Trairi, Itarema e Acaraú. Vale ressaltar que o Município de São Luís do Curu é vizinho do Município de Paraipaba, o maior produtor de coco do estado e do Brasil (Brainer & Ximenes, 2020).

dutores de coco. Contudo, apesar das vantagens oferecidas, a inadimplência tem acometido os financiamentos de crédito rural, resultando na incapacidade do produtor de transacionar capital e na perda de recursos por parte das instituições financeiras (Melo, 2018).

Em razão da disponibilidade dos dados e da relevância do Pronaf na região, levanta-se o seguinte questionamento: o que pode influenciar a inadimplência dos produtores rurais de coco em São Luís do Curu?

Assim, o objetivo deste estudo é analisar os fatores que influenciam a inadimplência dos produtores rurais de coco no município em relação ao Pronaf B. Para isso, utilizam-se duas metodologias. A primeira aplicou um modelo logit com o intuito de identificar os fatores determinantes da inadimplência. Em seguida, aplicou-se o método de análise discriminante para identificar e entender diferenças significativas entre variáveis em grupos previamente definidos de produtores adimplentes e inadimplentes.

Revisão de literatura

A produção agropecuária sofre a influência das condições naturais, da disponibilidade de água, da fertilidade do solo, da sazonalidade e da forte dependência de fatores climáticos. Diante desses riscos e incertezas, é necessária a ação governo por meio de políticas públicas, como a oferta de crédito rural em condições especiais⁶ (Buainain, 2007).

Os principais objetivos do crédito rural são: i) estimular os investimentos rurais efetuados por cooperativas ou pelos produtores na sua propriedade rural; ii) favorecer o custeio da produção e a comercialização da produção; iii) incentivar a adoção de novos conhecimentos e tecnologias, visando ao aumento da produtividade, à melhoria do padrão de vida das populações rurais e à adequada defesa dos recursos naturais; iv) viabilizar a aquisição e a regulamentação de terras pelos

pequenos produtores; e v) impulsionar a geração de renda e o melhor uso da mão de obra na agricultura familiar (BCB, 2018; Dias et al., 2023).

Seus recursos podem ser destinados, basicamente, para as seguintes atividades: custeio (despesas dos ciclos produtivos, como os insumos); investimento (aquisição de bens ou serviços duráveis com benefícios de longo prazo); e comercialização (despesas posteriores à produção, como armazenamento, ou converter em espécie os títulos da venda ou entrega pelos produtos ou suas cooperativas) (BCB, 2018; Dias et al., 2023).

Na esfera política, o governo brasileiro criou programas para financiar as atividades rurais, entre eles o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf). Os recursos do programa, na maior parte, são negociados com taxas de juros subsidiadas, com valores abaixo dos praticados pelo mercado, e as condições de financiamento variam de acordo com a linha de crédito destinada diretamente aos pequenos agricultores familiares.

O Pronaf foi criado em 1995, mas só foi instituído oficialmente em 1996, dado o quadro crescente de exclusão produtiva e da dificuldade de crédito no mercado para pequenos agricultores. O programa visa propiciar condições para o aumento da capacidade produtiva, geração de emprego e melhoria da renda, possibilitando uma melhora na qualidade de vida do agricultor familiar (BCB, 2018).

Cabe ressaltar que, antes do Pronaf, os pequenos agricultores disputavam recursos com os grandes proprietários de terras, pois não havia nenhuma política pública voltada para eles (Belik, 2000).

O público elegível para receber as linhas de financiamento do programa deve possuir a Declaração de Aptidão ao Pronaf (DAP) e atender aos seguintes critérios: ser proprietário, assentado, posseiro, arrendatário ou parceiro com área de até quatro módulos fiscais, conforme a legislação em vigor; utilizar trabalho familiar, podendo ter

⁶ Taxa de juro subsidiada, por exemplo.

no máximo dois empregados permanentes, com a eventual ajuda de terceiros, dada a sazonalidade da atividade agrícola; não ultrapassar um teto anual de renda, em que no mínimo 80% de sua renda bruta deve ser originada da exploração agropecuária ou extrativa; e residir na propriedade ou em local próximo (BNDES, 2024).

No decorrer dos anos, o desenho do Pronaf passou por mudanças. Ele incorporou linhas de ações específicas para o público-alvo, com finalidade, limite de crédito, taxa de juros, prazo e carência específicos, para melhor atender às necessidades dos produtores com diferentes contextos sociais (Feijó, 2015).

No Pronaf, o grupo A representa os agricultores assentados pelo Programa Nacional de Reforma Agrária (PNRA), e beneficiários do Programa Nacional de Crédito Fundiário (PNCF); o grupo B é composto por agricultores familiares com renda bruta anual familiar de até R\$ 20.000,00; e o grupo A/C contempla tanto os agricultores assentados pelo PNRA quanto os beneficiários do PNCF que tenham contratado a primeira operação no grupo A e que não tenham contratado financiamento de custeio em outro grupo. Pronaf Mulher, Pronaf Mais Alimentos, Pronaf Agroindústria, Pronaf Jovem, Pronaf Industrialização de Agroindústria Familiar e Pronaf Semiárido são outros exemplos (Maia & Pinto, 2015).

Quanto à distribuição dos valores dos recursos, há concentração na região Sul, onde os agricultores familiares são mais capitalizados, organizados e possuem assistência técnica mais eficiente (Grisa & Schneider, 2015). Contudo, alguns autores creditam essa concentração a problemas operacionais e sociopolíticos fora de ação do programa, como burocracias impostas pelo sistema bancário aos agricultores de baixa renda, maior organização dos agricultores mais capitalizados e concentração de agências bancárias nos estados do Sul (Abramovay & Veiga, 1999; Bastos, 2006; Schroder & Souza, 2007).

Na literatura nacional, Gasques et al. (2004), Silva & Ferreira (2016) e Brigatte & Teixeira (2010) analisaram a relação entre o crédito rural e a pro-

ductividade total dos fatores (PTF). Com exceção dos últimos autores, todos encontraram relação positiva entre crédito e produtividade.

Pelo modelo de Vetores Autorregressivos (VAR), Gasques et al. (2004) analisaram o efeito de variáveis como pesquisa e crédito rural sobre a PTF na agropecuária brasileira em 1975–2002. Apontaram que gastos com pesquisa e crédito rural têm efeito positivo sobre a PTF, que cresceu à taxa média anual de 3,30%. Contudo, a PTF avançou em maior proporção a partir da década de 1990. Vale destacar o maior e imediato impacto dos gastos em pesquisa quando comparado ao crédito: 0,17% e 0,06%, respectivamente, sobre a PTF. Quanto ao impacto de longo prazo, o resultado muda, com o crédito rural tendo maior destaque.

Silva & Ferreira (2016) examinaram os efeitos do crédito rural, dos gastos com pesquisa e das exportações agropecuárias sobre a PTF da agropecuária no período de 1975 a 2011. Os autores verificaram que a produtividade da mão de obra foi o principal componente relativo ao crescimento da PTF, com estimativa de crescimento anual de 4,46%, enquanto a taxa anual de crescimento da produtividade de terra foi de 3,81%. Verificaram também que as variáveis crédito rural e gastos com pesquisa são fatores determinantes na explicação do crescimento da PTF.

Ao adotarem o modelo de cointegração via método de Johansen, Brigatte & Teixeira (2010), tendo como referência o período de 1974 a 2005, analisaram o impacto exercido por determinadas variáveis sobre o PIB e sobre a PTF da agricultura. Eles consideraram como determinantes do crescimento econômico os investimentos em infraestrutura de transportes, energia elétrica, pesquisa, irrigação e armazenagem agrícolas, crédito rural e educação dos trabalhadores do setor agropecuário. Os resultados do estudo mostraram que a educação e os investimentos em infraestrutura exercem impactos positivos no longo prazo, mas não foram encontradas relações entre o crédito rural e a produtividade do setor.

Com microdados do Censo Agropecuário de 2006 e uso do método do propensity score

matching, Santos & Braga (2013) mensuraram o impacto do crédito rural sobre a produtividade da terra e do trabalho nas grandes regiões brasileiras. Observaram resultado positivo apenas para o Nordeste, sendo verificado o contrário para as demais regiões. Gasques et al. (2012) também verificaram que para o período de 1995/1996–2006 o crescimento da PTF do Nordeste foi maior do que a média nacional, com exceção da Paraíba e do Rio Grande do Norte.

Quanto à análise do Pronaf – com base em Couto Filho & Cerqueira (2002), que examinaram os municípios baianos de Maragogipe, Monte Santo e Ituaçu, excluindo da amostra apenas os recém-assentados, e no estudo da Fundação de Economia de Campinas (Fecamp, 2002), que analisou os produtores em 2001 –, a produtividade e os níveis tecnológicos dos beneficiados pelo programa são maiores do que os dos não beneficiados.

Araujo & Vieira Filho (2018) analisaram o impacto do Pronaf na agricultura e na pecuária para os estados e o Distrito Federal em 2007–2016. O modelo de vetores autorregressivos em painel foi usado para mensurar os efeitos dos choques de crédito ofertado pelo Pronaf, por meio da quantidade e do valor agregado dos contratos

da agricultura e pecuária sobre a área plantada, bem como do valor bruto da produção agrícola e pecuária e da produtividade da terra. Os resultados indicaram que no impulso-resposta da área plantada, do valor da produção e da produtividade da terra, há um choque no valor do crédito que gerou um retorno positivo durante um período, até mudar de direção e convergir a zero depois do sexto período. No entanto, encontram-se resultados opostos quando ocorre o choque na quantidade de contratos do Pronaf para a agricultura.

Metodologia

Área de estudo e fonte de dados

A área de estudo é o próprio Município de São Luís do Curu, no norte do Ceará e distante 85 km da capital, com área de 122 km² (Figura 1). Segundo o IBGE (2022), a população estimada do município é de 13.086 habitantes. Já seu PIB per capita em 2020 foi de R\$ 8.962,27, valor inferior à média do estado. O município está localizado na região do Vale do Curu, a maior produtora de coco do Brasil.

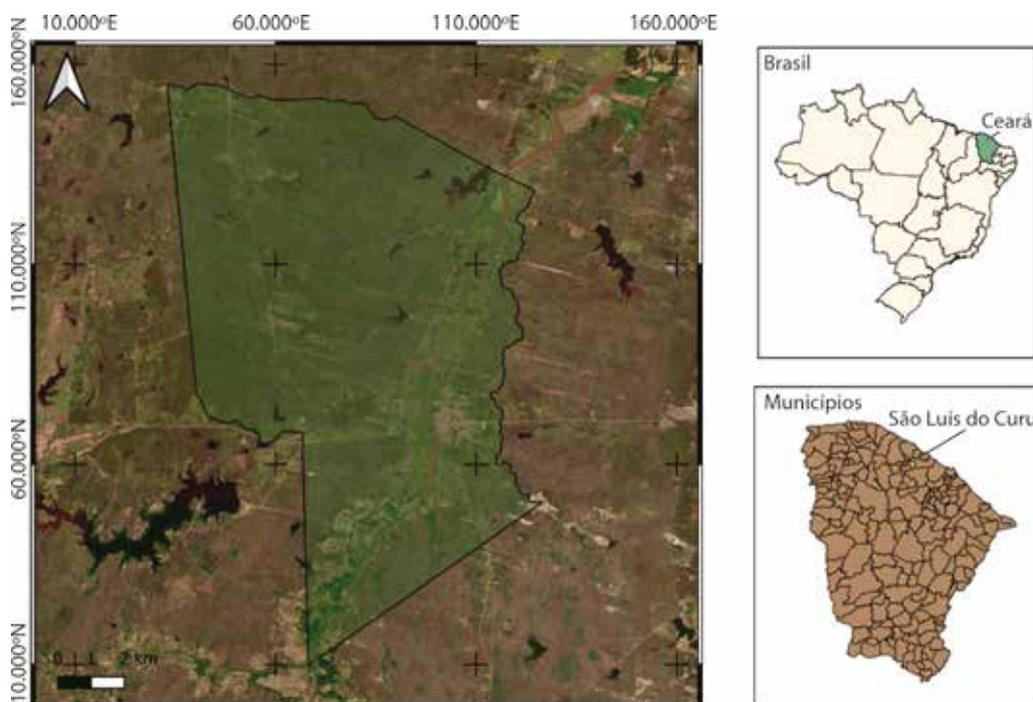


Figura 1. Localização da área de estudo.

O estudo foi realizado com base em dados primários, oriundos da aplicação de questionários a 151 produtores de coco ligados ao Pronaf B em 2019. Dez variáveis foram analisadas: sexo, idade, número de residentes, ser ou não proprietário da terra, receber ou não Bolsa Família, anos de estudo, renda agrícola mensal, área plantada, tempo como beneficiário do Pronaf e ser inadimplente ou adimplente com o Pronaf B (inadimplente é possuir duas ou mais prestações em atraso).

As variáveis de natureza qualitativa foram descritas na base de dados por meio de variáveis *dummy* (Tabela 1). Essas variáveis são construídas para mensurar a ausência ou presença de determinada característica qualitativa, assumindo o valor 0 ou 1.

Tabela 1. Classificação e descrição das variáveis.

Variável	Descrição
Sexo	<i>Dummy</i> : 1 para masculino, 0 para feminino
Idade	Idade dos produtores entre 14 e 70 anos
Número de residentes	Número de pessoas que residem no local
Terra	<i>Dummy</i> : 1 para arrendatário, 0 para proprietário
Bolsa família	<i>Dummy</i> : 1 para beneficiário, 0 para não beneficiário
Anos de estudo	Quantidade de anos de estudo completo
Tempo de Pronaf	Quantidade de anos como beneficiário
Renda mensal	Renda mensal (R\$) do produtor
Área	Área medida (ha)
Prestação do financiamento	<i>Dummy</i> : 1 para inadimplente, 0 para adimplente

Modelo logit binomial

O modelo logit binomial analisou a probabilidade de atraso nos pagamentos do Pronaf. Identificar os clientes com potencial de sucesso quando adquirem o empréstimo ajuda a reduzir

a inadimplência no programa de microcrédito (Melo, 2018).

A regressão logística é uma técnica aplicada à análise de risco de crédito. Avalia-se, para a concessão de crédito, a inadimplência de um grupo de indivíduos com determinadas características. Além disso, admite-se que a probabilidade de inadimplência é distribuída logisticamente, cujo resultado binomial é 0 ou 1.

Para Mendonça (2014), os indivíduos com menos propensão à inadimplência possuem as seguintes características: maiores níveis educacionais; casados e beneficiários de programas de renda; e homens. Então, ter a posse da terra e a renda familiar são atribuições importantes para avaliação do risco de crédito.

O modelo logit é baseado na função de probabilidade logística acumulada, ou seja,

$$p_i = F(z_i) = F\left(\alpha + \sum_j \beta_j \times X_{ij}\right) = 1/(1 + e^{-Z_i}) \quad (1)$$

em que p_i é a probabilidade de ocorrência de um evento em que X_i ocorreu na observação i ; β_j é o coeficiente da variável; e Z_i representa o índice determinado pelas variáveis explicativas X_j . Nesse caso, elas podem ser encontradas por

$$Z_i = \alpha + \sum_j \beta_j \times X_{ij} \quad (2)$$

Na função de distribuição logística, a variável dependente é a condição de inadimplência de um indivíduo, que assume valor binário 0 ou 1, enquanto as variáveis independentes representam as características que influenciam a inadimplência.

Análise discriminante

A análise discriminante foi proposta por Fisher em meados do século 20 e posteriormente adotada por Edward Altman (1968) em trabalho de grande destaque na área financeira. A técnica consiste na derivação da combinação linear de uma variável qualitativa dependente em função de um conjunto de variáveis quantitativas independentes. O principal objetivo do método é identificar

as variáveis que discriminam melhor os grupos de variáveis, utilizando-as para o desenvolvimento de funções discriminantes que funcionam como critério de classificação de observações posteriores (Fávero & Belfiore, 2017).

Os escores discriminantes de cada observação são obtidos por meio do produto de cada variável independente pelo peso ou coeficiente discriminante e são utilizados como critério de classificação dos indivíduos em cada grupo. Essa classificação é determinada com base no escore de corte, constituído pela média aritmética das médias dos escores de cada grupo (centroides) (Araújo & Carmona, 2009).

De acordo com Hair Jr. et al. (2009), a função discriminante provém de uma equação com a forma

$$Z = B_0 + B_1x_1 + B_2x_2 + \dots + B_ix_i \quad (3)$$

em que Z corresponde aos escores discriminantes (variável dependente); B_0 é a constante; B_i é o coeficiente discriminante para a variável i ; e x_i é a variável independente.

Para a análise, é necessária a verificação de dois pressupostos principais: a existência de normalidade das variáveis explicativas e a homogeneidade das matrizes de covariância e de variância para os grupos obtidos por meio do teste M de Box (Fávero & Belfiore, 2017).

O Teste M de Box ou Estatística U verifica a igualdade de matrizes de covariância, apresentando níveis de significância como resposta, sendo o teste uma generalização multivariada do teste de Bartlett. Além disso, a estatística é baseada na aproximação qui-quadrado da distribuição amostral.

As variáveis quantitativas independentes foram avaliadas quanto à normalidade em relação às suas distribuições, pelo teste de normalidade Kolmogorov Smirnov Z , sendo essa avaliação um pressuposto para a aplicação da análise discriminante. Entretanto, as variáveis não exibiram comportamento normal, pois se trata de variáveis binárias.

O lambda de Wilks testa a existência de diferenças de médias entre os grupos de cada variável, de modo que valores elevados indicam ausência de diferenças entre os grupos e pode ser expressa por (Fávero & Belfiore, 2017)

$$\lambda = SQ/SQT \quad (4)$$

em que SQ é a soma dos erros dentro do grupo, e SQT é a soma dos quadrados total. Neste estudo, a variável dependente considerada foi a prestação, em que foram classificados em situação de inadimplência os indivíduos com duas ou mais parcelas em atraso. Os adimplentes são os que possuem no máximo uma parcela em atraso.

Resultados e discussão

Caracterização dos produtores do Pronaf

A Tabela 2 mostra que 63% dos produtores de coco são do sexo masculino, com a idade média de 55 anos. O produtor, em média, possui quatro anos de estudo e, vale ressaltar, nenhum dos entrevistados possui curso superior completo.

A renda média mensal oriunda da produção de coco foi de R\$ 1.411,76, mas o elevado desvio padrão indica forte variação da renda em torno da média, e 39,7% dos produtores entrevistados estão inadimplentes.

Tabela 2. Média e desvio padrão das variáveis (2019), para 151 observações.

Variável	Média	Desvio padrão
Sexo	0,6291	0,4982
Idade	55,6029	12,3087
Número de residentes	3,5298	1,6505
Terra	0,4906	0,6619
Bolsa família	0,6754	0,7707
Anos de estudo	4,1125	3,6305
Tempo de Pronaf	3,5100	5,7837
Renda mensal (R\$)	1.411,76	2.972,54
Área (ha)	3,4536	5,0087

Aquino et al. (2020) demonstraram que é alto o índice de analfabetismo dos agricultores nordestinos, sendo esse um grave problema social que compromete a produtividade, principalmente por limitações na implementação de pacotes tecnológicos no campo. Os dados apontam que 42,2% dos chefes das famílias não sabem ler nem escrever. A falta de conhecimento dos agricultores favorece a dependência de políticas sociais, como o Bolsa Família.

Em estudo para avaliar o impacto do Pronaf B sobre a sustentabilidade da agricultura familiar no Ceará, Damasceno et al. (2011) observaram que 68,9% dos seus beneficiários eram contemplados com o Bolsa Família. Valores semelhantes foram encontrados neste estudo. Além disso, a maioria dos beneficiários (93,3%) e não beneficiários (80,0%) possui uma renda agropecuária anual de até R\$ 4.980,00. Observa-se também que nenhum beneficiário tem renda agropecuária anual superior a R\$ 9.960,00.

Determinantes da inadimplência no Pronaf

O modelo logit caracteriza-se como mais robusto em comparação à análise discriminante, pois permite que sejam utilizadas outras formas de distribuições além da normal, o que significa mais flexibilidade dos pressupostos (Fávero & Belfiore, 2017).

A Tabela 3 mostra os resultados do modelo logit sobre a probabilidade do atraso em financiamentos do Pronaf e seus respectivos testes de significância (efeitos marginais). A variável sexo influenciou positivamente a inadimplência em 21%, e a chance de inadimplência diminui quando o indivíduo possui a posse de sua terra – em média, o proprietário tem menos chance de inadimplência em 1,1 ponto percentual do que quem não possui a posse. Esse fato decorre da redução dos gastos com o arrendamento do terreno para a produção agrícola. Resultados semelhantes foram obtidos por Neri (2012) e Melo (2018).

A renda do produtor influencia em 13% negativamente a inadimplência, e isso mostra

Tabela 3. Modelo logit de probabilidade de inadimplência.

Variável explicativa	Coefficiente	Efeito marginal
Sexo	0,9569*	0,2114*
Idade	-0,0110	-0,0024
Número de residentes	-0,0279	-0,0061
Terra	-0,0526*	-0,0116*
Bolsa família	-0,8083*	-0,1786*
Anos de estudo	0,0289	0,0063
Renda mensal	-0,1743*	-0,1385*
Área	-0,0132*	-0,0293*

Nota: * significante a 5%.

que quanto maior a renda do produtor, maior é a possibilidade de ele arcar com seus compromissos. Em estudo avaliativo sobre as condições que interferem na inadimplência, Araújo & Carmona (2009) encontraram resultados contrários, mas os autores explicam que esse fato ocorreu pela falta de transparência dos produtores na tentativa de adquirirem créditos com valores elevados.

Em relação ao Bolsa Família, a variável influencia negativamente em 17% a inadimplência: o auxílio ajuda o produtor a pagar também suas dívidas. Quanto à área plantada (-2,9%), a conclusão é que quanto maior a área, maior é a capacidade do produtor de gerar riqueza para arcar com suas dívidas, além de oferecer maiores garantias às instituições financeiras que concedem crédito.

Para Gonçalves et al. (2013), uma das principais vantagens do modelo está na eliminação de variáveis redundantes, em que é possível identificar relações que não seriam observadas pelo pesquisador. Além disso, os autores concluem que a técnica exibiu bons resultados de classificação, com elevada taxa de acerto (acima de 65%). Vale ressaltar que a taxa de acerto dos maus pagadores foi maior que 70%, evidenciando a importância do modelo para previsão, pois maus pagadores ocasionam maiores custos dos que os bons.

No modelo logit, a variável terra foi significativa a 5%. Entretanto, para a análise discriminante, o resultado obtido não foi significativo. De modo semelhante, as variáveis idade, anos de

estudo e números de residentes também não se mostraram significantes.

Análise discriminante da inadimplência de produtores do Pronaf B

A Tabela 4 mostra que as variáveis sexo, bolsa família, tempo de Pronaf, renda e área foram significativas quando $\alpha = 5\%$, bem como no modelo logit. Portanto, há diferença estatística do valor médio dessas variáveis.

Para Hair Jr. et al. (2009), o modelo logit e a análise discriminante exibiram resultados de previsão e de classificação semelhantes, e igualmente satisfatórios quando seus respectivos pressupostos são atendidos.

O teste lambda de Wilks mostra o quão discriminante é a variável independente, ou seja, ele analisa se existe diferença de média das variáveis entre os grupos – quanto mais próximo de 1, mais semelhantes são os grupos e menor a contribuição das variáveis na discriminação dos grupos. Observa-se que os valores da estatística lambda de Wilks foram próximos a 1 para todas as variáveis, exceto para a variável tempo de Pronaf.

Pela matriz de correlação, constatou-se baixa correlação entre as variáveis independentes, sendo possível concluir a ausência de multicolinearidade.

Tabela 4. Testes de igualdade de médias de grupos.

Variável explicativa	Lambda de Wilks	F	df1	df2	Sig.
Sexo	0,958	6,5010	1	149	0,0120*
Idade	0,999	0,1270	1	149	0,7220
Pessoas	0,995	0,7840	1	149	0,3770
Terra	0,999	0,1460	1	149	0,7020
Bolsa família	0,945	8,5990	1	149	0,0040*
Anos de estudo	0,997	0,3830	1	149	0,5370
Tempo de Pronaf	0,600	99,2030	1	149	0,0010*
Renda	0,918	13,2460	1	149	0,0010*
Área	0,964	5,6410	1	149	0,0190*

Nota: *Significante a 5%.

A Tabela 5 mostra que o grupo de pessoas adimplentes apresentou uma pequena variabilidade em relação ao grupo de inadimplentes. A determinante de log indica se existe homogeneidade quando os valores do determinante para cada um dos grupos e do *pool* forem semelhantes. Logo, grandes diferenças nos determinantes estão associadas a grupos com matrizes de covariâncias diferentes.

Tabela 5. Determinante de log.

Prestação	Posto	Determinante de log
Adimplente	9	17,325
Inadimplente	9	18,424
Dentro de grupos em <i>pool</i>	9	18,379

Nota: as posições e os logaritmos naturais de determinantes impressos são aqueles das matrizes de covariâncias de grupo.

Os resultados do teste M de Box analisam o pressuposto de igualdade das matrizes de covariâncias dos grupos (Tabela 6). A hipótese nula testa se as matrizes de covariâncias das populações são

Tabela 6. Teste M de Box.

Teste M de Box		Valor
		101,001
F	Aprox.	2,079
	df1	45
	df2	37.116,909
	Sig.	0,001

iguais, enquanto a hipótese alternativa considera as matrizes de covariâncias diferentes. De acordo com o teste, existe diferença significativa entre as matrizes de covariância das populações analisadas quando $\alpha = 5\%$. Logo, a igualdade é um pressuposto do modelo de função discriminante linear. Se a hipótese nula for rejeitada, deve-se utilizar a função quadrática discriminante de Fisher.

De acordo com Couto (2006), o teste trata de uma generalização do teste univariado da igualdade das variâncias de Bartlett, que se mostra sensível à violação do pressuposto de normalidade por causa da utilização das variâncias generalizadas e dos determinantes das matrizes de covariância.

A Tabela 7 mostra o teste de significância das funções discriminantes. Identifica-se uma função discriminante, pois a variável dependente apresenta apenas duas categorias. Os resultados foram significativos a 5% e exibem poder discriminante entre os grupos de adimplentes e inadimplentes.

Tabela 7. Teste de significância das funções discriminantes.

Teste de funções	Lambda de Wilks	Qui-quadrado	Df	Sig.
1	0,526	82,8590	9	0,001

A Tabela 8 mostra os coeficientes padronizados, que são os pesos discriminantes e que podem ser empregados para avaliar a importância relativa de cada variável explicativa para a função discriminante. De acordo com Fávero & Belfiore (2017), os coeficientes padronizados das funções canônicas são obtidos por meio do produto dos coeficientes não padronizados pelas suas respectivas raízes das covariâncias de cada variável. Logo, as variáveis explicativas com maior poder discriminante possuem maiores pesos.

As variáveis Tempo de Pronaf e Bolsa Família exibiram os maiores pesos, possuindo maior poder discriminatório para explicar a inadimplência dos produtores. Logo, quanto maior o tempo do produtor inscrito no programa, maior a possibili-

Tabela 8. Coeficientes padronizados de funções discriminantes canônicas.

Variável explicativa	Função 1
Sexo	0,2930
Idade	-0,1950
Pessoas	0,0240
Terra	0,0920
Bolsa família	0,3460
Anos de estudo	0,1280
Tempo de Pronaf	1,0540
Renda	0,1500
Área	-0,3790

dade de segurança alimentar e maior sua probabilidade de ser adimplente.

As variáveis área e idade possuem pesos negativos, bem como na regressão logística. Portanto, o fato de o agricultor possuir maior área agricultável e idade não vai interferir na adimplência.

Os valores obtidos na matriz estrutural (Tabela 9) mostram as correlações entre variáveis e funções discriminantes canônicas padronizadas. As variáveis Tempo de Pronaf, Renda e Bolsa Família exibiram as maiores correlações.

Tabela 9. Matriz estrutural.

Variável explicativa	Função
Tempo de Pronaf	0,8300
Renda	0,3030
Bolsa família	0,2440
Sexo	0,2130
Área	0,1980
Pessoas	-0,0740
Anos de estudo	0,0520
Terra	-0,0320
Idade	-0,0300

Já a Tabela 10 mostra os resultados da classificação dos produtores nos grupos, identificando-se que 89,4% das observações foram classificadas corretamente, ou seja, considerando-se a amostra de 151 produtores (99 inadimplentes

Tabela 10. Resultados da classificação dos produtores nos grupos.

Prestação	Associação ao grupo prevista		Total
	1	0	
Contagem	1	94	99
	0	11	52
%	1	94,9	100
	0	21,2	100

e 52 adimplentes), apenas cinco e 11 produtores inadimplentes e adimplentes, respectivamente, foram classificados erroneamente.

Os indivíduos classificados como inadimplentes representam 65% dos indivíduos entrevistados, percentual relativamente alto considerando-se a importância do crédito para melhorias da produtividade em pequenas propriedades rurais.

Um dos responsáveis pela inadimplência é a falta de assistência técnica, pois a taxa de analfabetismo na agricultura familiar é elevada. De acordo com Aquino et al. (2020), em 2017 92,7% dos agricultores do Nordeste não receberam ajuda técnica para gerir ou aperfeiçoar seus empreendimentos e lavouras, expondo a vulnerabilidade do sistema de Assistência Técnica e Extensão Rural (Ater), que desde 1990 sofre um processo de desmonte.

Considerações finais

Os resultados obtidos foram semelhantes nos dois modelos. A regressão logística e a análise discriminante mostraram-se eficientes para a obtenção dos resultados, com dados coerentes e semelhantes aos encontrados na literatura. As variáveis sexo, terra, Bolsa Família, renda e área, que afetam a inadimplência dos produtores de coco do Município de São Luís do Curu, foram significativas em ambos os testes.

Contudo, respondendo à questão de pesquisa – o que pode influenciar a inadimplência dos produtores rurais de coco em São Luís do Curu? –, constata-se que o tempo de Pronaf, a renda e a participação do agricultor no Bolsa Família exibiram maior poder discriminatório para ex-

plicar a inadimplência dos produtores, ou seja, o programa ajuda diretamente na renda familiar e na adimplência do produtor de coco da região.

Para mitigar o risco de inadimplência, sugere-se que as entidades responsáveis pela assistência técnica e extensionistas rurais, como a Ater e a Empresa de Assistência Técnica e Extensão Rural (Emater), atuem por meio da implementação de novas práticas agrícolas que melhorem o nível tecnológico e, conseqüentemente, a produtividade das propriedades locais. A baixa renda dos produtores constitui um dos entraves ao pagamento do crédito.

Por fim, recomenda-se que sejam avaliados outros municípios e produtos no Brasil. Vale também dar atenção aos fatores que levam à inadimplência dos produtores no agronegócio brasileiro. Assim, por meio de políticas públicas definidas, fica mais fácil conhecer a realidade de cada grupo de agricultores que atuam diretamente no agronegócio nacional.

Referências

- ABRAMOVAY, R.; VEIGA, J.E. da. **Novas instituições para o desenvolvimento rural: o caso do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF)**. Brasília: Ipea, 1999. 50p. (Ipea. Texto para discussão, n.641).
- AQUINO, J.R. de; ALVES, M.O.; VIDAL, M. de F. Agricultura familiar no Nordeste: um breve panorama dos seus ativos produtivos e da sua importância regional. **Boletim regional, urbano e ambiental**, n.23, p.98-110, 2020. Edição Especial Agricultura.
- ARAÚJO, E.A.; CARMONA, C.U. de M. Construção de modelos credit scoring com análise discriminante e regressão logística para a gestão do risco de inadimplência de uma instituição de microcrédito. **Revista Eletrônica de Administração**, v.15, 2009. DOI: <https://doi.org/10183/20750>.
- ARAUJO, J.A. de; VIEIRA FILHO, J.E.R. **Análise dos impactos do PRONAF na agricultura do Brasil no período de 2007 a 2016**. Rio de Janeiro: Ipea, 2018. (Ipea. Texto para discussão, n.2412).
- BASTOS, F. **Ambiente institucional no financiamento da agricultura familiar**. São Paulo: Polis, 2006.
- BELIK, W. Pronaf: avaliação da operacionalização do programa. In: CAMPANHOLA, C.; SILVA, J.G. da (Ed.). **O novo rural brasileiro: políticas públicas**. Jaguariúna: Embrapa Meio Ambiente, 2000. v.4, p.93-115.
- BCB. Banco Central do Brasil. **Manual de Crédito Rural (MCR)**. 2018. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/mcr/completo>>. Acesso em: 20 fev. 2024.

- BNB. **Banco do Nordeste do Brasil**. Disponível em: <<https://www.bnb.gov.br/agroamigo>>. Acesso em: 11 dez. 2022.
- BNDES. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social. **Requisitos para enquadramento no PRONAF**. Disponível em: <<https://www.bndes.gov.br/wps/portal/site/home/financiamento/prduto/pronaf-requisitos#>>. Acesso em: 26 fev. 2024.
- BRAINER, M.S. de C.P.; XIMENES, L.F. Produção de coco: soerguimento das áreas tradicionais do Nordeste. **Caderno Setorial Etene**, n.127, p.1-15, 2020.
- BRIGATTE, H.; TEIXEIRA, E.C. Determinantes do produto e da produtividade total dos fatores da agropecuária brasileira. **Revista de Política Agrícola**, ano19, p.5-13, 2010.
- BUAINAIN, A.M. (Coord.). **Agricultura familiar e inovação tecnológica no Brasil**: características, desafios e obstáculos. Campinas: Unicamp, 2007. 238p.
- CEPEA. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **PIB do Agronegócio brasileiro**. Disponível em: <<https://www.cepea.esalq.usp.br/br/pib-do-agronegocio-brasileiro.aspx>>. Acesso em: 8 ago. 2022.
- COSTA, E.M.; VIEIRA FILHO, J.E.R. Choque de oferta no crédito rural e seu impacto produtivo na agricultura brasileira. In: SACHSIDA, A. (Org.). **Políticas públicas: avaliando mais de meio trilhão de reais em gastos públicos**. Brasília: Ipea, 2018. p.209-224.
- COUTO FILHO, V. de A.; CERQUEIRA, P. da S. Um olhar sobre o crédito do PRONAF na Bahia. **Bahia Agrícola**, v.5, p.50-53, 2002.
- COUTO, M.R.M. **Análise de variância multivariada aplicada a dados com medidas repetidas**. 2006. 67p. Monografia (Especialização) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.
- CRUZ, N.B. da; JESUS, J.G. de; BACHA, C.J.C.; COSTA, E.M. Acesso da agricultura familiar ao crédito e à assistência técnica no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.59, e226850, 2021. DOI: <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2021.226850>.
- DAMASCENO, N.P.; KHAN, A.S.; LIMA, P.V.P.S. O impacto do Pronaf sobre a sustentabilidade da agricultura familiar, geração de emprego e renda no Estado do Ceará. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.49, p.129-156, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032011000100006>.
- DIAS, T.K.M.; SILVA, V.H.M.C.; COSTA, E.M. Crédito rural e produção das lavouras temporárias nos distintos cenários do Nordeste brasileiro. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.61, e247380, 2023. DOI: <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2021.247380>.
- EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **VII Plano Diretor da Embrapa: 2020-2030**. Brasília, 2020.
- FÁVERO, L.P.; BELFIORE, P. **Manual de análise de dados: estatística e modelagem multivariada com Excel®, SPSS® e Stata®**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2017.
- FECAMP. Fundação de Economia de Campinas. **Estudos de caso em campo para avaliação dos impactos do PRONAF**. Campinas: PCT/IICA, 2002.
- FEIJÓ, R.L.C. **Economia agrícola e desenvolvimento rural**. Rio de Janeiro: LTC, 2015.
- GASQUES, J.G.; BASTOS, E.T.; BACCHI, M.P.R.; CONCEIÇÃO, J.C.P.R. da. Condicionantes da produtividade da agropecuária brasileira. **Revista de Política Agrícola**, ano13, p.73-90, 2004.
- GASQUES, J.G.; BASTOS, E.T.; VALDES, C.; BACCHI, M.R.P. Total factor productivity in Brazilian agriculture. In: FUGLIE, K.O.; WANG, S.L.; BALL, V.E. (Ed.). **Productivity growth in agriculture: an international perspective**. Oxfordshire: CAB International, 2012. p.145-161. DOI: <https://doi.org/10.1079/9781845939212.0145>.
- GONÇALVES, E.B.; GOUVÊA, M.A.; MANTOVANI, D.M.N. Análise de risco de crédito com o uso de regressão logística. **Revista Contemporânea de Contabilidade**, v.10, p.139-160, 2013. DOI: <https://doi.org/10.5007/2175-8069.2013v10n20p139>.
- GRISA, C.; SCHNEIDER, S. (Org.). **Políticas públicas de desenvolvimento rural no Brasil**. Porto Alegre: Ed. da UFRGS, 2015.
- HAIR JR., J.F.; BLACK, W.C.; BABIN, B.J.; ANDERSON, R.E.; TATHAM, R.L. **Análise multivariada de dados**. 6.ed. Porto Alegre: Bookman, 2009.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas. **Censo Agropecuário 2017: resultados definitivos: Brasil, Grandes Regiões e Unidades da Federação**. Disponível em: <https://censoagro2017.ibge.gov.br/templates/censo_agro/resultadosagro/pdf/agricultura_familiar.pdf>. Acesso em: 9 nov. 2022.
- IPECE. Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. **IPECEDATA: Sistema de Informações Geossocioeconômicas do Ceará**. Disponível em: <<http://ipecedata.ipece.ce.gov.br/ipece-data-web>>. Acesso em: 11 ago. 2022.
- MAIA, G.B. da S.; PINTO, A. de R. Agroamigo: uma análise de sua importância no desempenho do PRONAF B. **Revista Econômica do Nordeste**, v.46, p.9-20, 2015. Suplemento especial. DOI: <https://doi.org/10.61673/ren.2015.38>.
- MELO, D.R. dos R. Ensaio sobre o Agroamigo na Microrregião de Sobral-CE. 2018. 62p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal do Ceará, Fortaleza.
- MENDONÇA, K.V. de. **Ensaio sobre microcrédito: trajetória de crescimento, renovação e inadimplência dos beneficiários**. 2014. 96p. Tese (Doutorado) - Universidade Federal do Ceará, Fortaleza. Disponível em: <<http://www.repositoriobib.ufc.br/000011/0000114b.pdf>>. Acesso em: 7 jul. 2014.
- NERI, M.C. **Microempresários nordestinos rurais e impactos do Agroamigo**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2012. 221p.
- SANTOS, R.B.N. dos; BRAGA, M.J. Impactos do crédito rural na produtividade da terra e do trabalho nas regiões brasileiras. **Economia Aplicada**, v.17, p.299-324, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1413-80502013000300004>.
- SCHRODER, M.; SOUZA, I.C. de. Agricultores pobres e acesso ao PRONAF: a importância dos arranjos institucionais na intermediação da política pública. In: ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE POS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS SOCIAIS, 31., 2007, Caxambu. **Anais**. Caxambu: ANPOCS, 2007.
- SILVA, C.A.G. da; FERREIRA, L. da R. Produtividade total dos fatores no crescimento da agropecuária brasileira. **Revista de Política Agrícola**, ano25, p.4-15, 2016.