



Observatorio Iberoamericano del Desarrollo Local y la Economía Social / OIDLES / ISSN 1988-2483

PROBABILIDADE DE INSEGURANÇA ALIMENTAR POR FATORES SOCIOECONÔMICOS NO SEMIÁRIDO BRASILEIRO

Jadson Sirqueira Silva¹
Lessi Inês Farias Pinheiro²
Marcelo Inácio Ferreira Ferraz³

Para citar este artículo puede utilizar el siguiente formato:

Jadson Sirqueira Silva, Lessi Inês Farias Pinheiro y Marcelo Inácio Ferreira Ferraz (2020): "Probabilidade de insegurança alimentar por fatores socioeconômicos no Semiárido brasileiro", Revista OIDLES, Vol 14 N° 28 (junio 2020). En línea:
<https://www.eumed.net/rev/oidles/28/semiarido-brasileiro.html>
<http://hdl.handle.net/20.500.11763/oidles28semiarido-brasileiro>

Resumo:

Características típicas da pobreza influenciam significativamente no estado de segurança alimentar. Este artigo busca analisar a probabilidade de insegurança alimentar em decorrência de fatores socioeconômicos das famílias de baixa renda do Semiárido brasileiro. A análise utilizou os dados da pesquisa sobre segurança alimentar no Semiárido do Ministério do Desenvolvimento Social, os quais foram trabalhados usando um modelo de regressão logística binária para identificar a situação de insegurança alimentar grave (IAG). Os resultados revelaram que a probabilidade aumenta em função da renda per capita familiar inferior, da pouca escolaridade, do desemprego, da cor negra ou parda e do gênero feminino da pessoa de referência, além da não participação políticas públicas de transferência de renda.

Palavras-chave: Insegurança Alimentar Grave, Pobreza no Semiárido brasileiro, Relação entre educação e segurança alimentar.

PROBABILITY OF FOOD INSECURITY DUE TO SOCIOECONOMIC FACTORS IN THE BRAZILIAN SEMIÁRIDO

Abstract:

Typical characteristics of poverty significantly influence the state of food security. This article aims to analyze the probability of food insecurity due to the socioeconomic factors of the low income families of the Brazilian semi-arid region. The analysis used data from the research on food security in the semi-arid region of the Ministry of Social Development. The information was analyzed using a binary logistic regression model to identify the situation of severe food insecurity. The results showed that the

¹Mestre em Economia Regional e Políticas Públicas pela Universidade Estadual de Santa Cruz (UESC). E-mail: jadsonsilva1982@gmail.com

² Doutora em Serviço Social pela Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS). Docente nível pleno do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Santa Cruz (UESC). E-mail: lifpinheiro@uesc.br

³ Doutor em Estatística e Experimentação Agropecuária pela Universidade Federal de Lavras (1998) e doutorado em Estatística e Experimentação Agropecuária pela Universidade Federal de Lavras. Professor Titular do Departamento de Ciências Exatas e Tecnológicas (DCET) da UESC Email: mfferraz@uesc.br

probability increases as a function of the lower per capita family income, low schooling, unemployment, black or brown color and female gender of the reference person, besides the non participation of public policies of income transfer.

Keywords: Severe Food Insecurity. Poverty in the Brazilian semiarid. Relationship between education and food security.

Introdução

A segurança alimentar foi por muito tempo associada à falta de alimentos disponíveis para suprir a demanda da humanidade. Todavia, o aumento da disponibilidade de alimentos permitiu que se verificasse a coexistência de fome em concomitância com a abundância de alimentos. Em princípio, a existência da fome ante aos avanços científicos, tecnológicos e sociológicos e da prosperidade econômica sem precedentes na história revela uma contradição a ser compreendida e enfrentada pelas diversas áreas do conhecimento humano.

No Brasil, o problema da fome ganhou relevância nos debates nacionais na década de 1930, tendo fundamentalmente um enfoque em políticas de autossuficiência da produção agrícola brasileira e de abastecimento alimentar. Somente a partir da década de 1990, em razão da redemocratização política e da promulgação da Constituição Federal de 1988, o Brasil passou a abordar a segurança alimentar e nutricional também através de políticas de combate à pobreza e de inclusão social.

Apesar de as dificuldades de acesso a alimentos atingir as famílias mais pobres em todo território nacional, é nas regiões com maior concentração de pobreza que formas mais graves de insegurança alimentar são percebidas. Neste contexto, o Semiárido brasileiro, outrora conhecido como Polígono das Secas, ao se apresentar como a região com maior concentração de pobreza, expõe a população pobre local às formas mais graves da fome.

O propósito deste artigo é estimar a probabilidade de ocorrência de insegurança alimentar grave em decorrência de fatores socioeconômicos, nas famílias de baixa renda do Semiárido brasileiro⁴. Para tanto, optou-se por dividi-lo em cinco seções, sendo a primeira esta introdução. A segunda seção apresenta a revisão de literatura sobre a segurança alimentar. A terceira seção discorre sobre a metodologia aplicada no estudo. A quarta seção mostra os resultados encontrados. A última seção contém as considerações finais.

⁴ Este estudo faz parte da pesquisa que resultou na dissertação “Insegurança Alimentar e Nutricional no Semiárido brasileiro” defendida em 2018, no Mestrado em Economia Regional e Políticas Públicas da Universidade Estadual de Sant Cruz (UESC).

Segurança Alimentar e Nutricional

A segurança alimentar e nutricional (SAN) diz respeito ao acesso regular e permanente a alimentos em quantidade e qualidade suficientes, sem que haja o comprometimento à satisfação das outras necessidades básicas do indivíduo e de sua família. A fome pode ser vista sob duas formas. A epidêmica ou total, ocasionada geralmente por catástrofes ecológicas ou políticas, e a endêmica ou subalimentação, aquela cuja ingestão alimentar é insuficiente para suprir as necessidades vitais. Contudo, a partir do século XX, a fome tornou-se novidade como fenômeno da realidade social, pois diversos grupos humanos passaram a conviver com este problema, mesmo vivendo em ambientes com abundância de alimentos (CASTRO, 1984).

Há diversas explicações para a existência da fome, pois o tema em questão imiscui-se na amplitude das complexas relações socioeconômicas das sociedades. A incapacidade de a terra prover o sustento da população foi fortemente defendida por Malthus (1996), que, num contexto de incremento populacional, diagnosticava ser o crescimento da população mais elevado do que a produção de alimentos, tornando inevitável a persistência da fome. Todavia, este argumento desprezava a complexidade social, bem como as injustiças dela decorrente, e o aumento da produção material de riqueza e do progresso técnico que ocorreram a partir do século XIX.

Diferentemente das prescrições malthusianas, notou-se, entre os anos de 1820 a 1992, que a população mundial cresceu cinco vezes, enquanto a economia mundial cresceu quarenta vezes (MADDISON, 2001). O crescimento vegetativo da população tornou-se menor e a produção de alimentos aumentou, demonstrando que a privação de alimentos é provocada pela impossibilidade de acesso aos alimentos existentes e não pela escassez absoluta de sua oferta (ABRAMOVAY, 2010). Logo, há um aparente paradoxo que desacredita na base a teoria malthusiana: há fome, ainda que oculta ou parcial, mesmo tendo alimentos suficientes e disponíveis.

Atualmente, há vários fatores que podem ser elencados como os causadores da insegurança alimentar: as condições ecológicas, o nível tecnológico e as técnicas de produção, a relação população e recursos naturais disponíveis, o capital humano disponível, as condições sociais de produção, os meios de produção, a divisão do trabalho e as relações de poder, fatores políticos e as políticas de emprego, de preços, de rendimentos, de saúde, de educação e agricultura, além dos fatores jurídicos e ideológicos (JONSSON, 1995).

Desse modo, a SAN envolve um conjunto diverso de sentidos que resultam no acesso da população a alimentos saudáveis de forma regular e contínua ou não. A questão alimentar está imbricada com o desenvolvimento econômico. A alimentação deixou de ser um ato simplesmente natural para compor o resultado de uma complexa rede de ações e decisões, seja de produtores na fixação da quantidade produzida e dos preços dos alimentos, do Estado na definição da política econômica nacional. Além disso, contribuem outros fatores político-econômicos de amplitude internacional, tais como a má distribuição de renda, os baixos salários dos trabalhadores, conflitos armados ou corrupção de governantes (GAMBA E MONTAL, 2009).

A pobreza e a fome correlacionam-se fortemente, pois a situação de segurança alimentar pressupõe o atendimento da alimentação, sem prejuízo das demais necessidades primordiais do indivíduo. Portanto, priorizar o alimento em detrimento das demais demandas básicas humanas, ainda que não falte comida, estar-se-ia configurado o estado de insegurança alimentar (SANTOS *et al*, 2014; VALENTE, 2002). Isto porque, havendo precedência instintiva de sobrevivência, as necessidades alimentares precedem às demais, de modo que, ao indivíduo, a ausência de alimento seria antecipada da privação dos demais bens indispensáveis a vida humana digna. Em suma, ainda que exista insegurança alimentar fora das situações de pobreza, são situações excepcionais ou decorrentes da alimentação nutricionalmente inadequada (MONTEIRO, 2003).

A segurança alimentar não deve ser perseguida apenas como uma garantia presente, deve-se levar em consideração a sustentabilidade de todo o sistema alimentar, pois é importante garantir a produção, a distribuição e o consumo de alimentos em quantidade e qualidade adequadas, de modo que não venha a comprometer a mesma capacidade futura de produção, distribuição e consumo (MALUF *et al*, 2001).

Além da renda familiar, outros aspectos importam para a configuração do estado de segurança alimentar, tais como a disponibilidade de alimentos, o saneamento dos domicílios, os cuidados alimentares e de saúde e o nível educacional e de conhecimentos, pois a capacidade de utilização adequada desta mesma renda deve ser levada em consideração (OLIVEIRA, 2010). A insegurança alimentar comporta dimensões psicológicas e sociais sobre o problema, que inclui o receio de faltar alimentos no futuro próximo e a percepção social ligada à maneira como os alimentos são obtidos e ao padrão alimentar da família ou do indivíduo adotado habitualmente. Por isso, não só a falta de recurso para aquisição de alimentos influi na segurança alimentar, mas também o temor de que as mudanças

socioeconômicas impeçam ou dificultem a obtenção de renda necessária no decorrer do tempo, inclusive para manter o padrão familiar habitual do consumo de alimentos e de acesso aos demais bens básicos (RADIMER *et al.*, 1992; BICKEL, 2000).

Em suma, são cinco indicadores clássicos para determinação de insegurança alimentar, a saber: i) o método da FAO de folha de balanço de alimentos para estimar as calorias disponíveis *per capita*; ii) pesquisas de renda e gastos no domicílio; iii) pesquisas do consumo de alimentos; iv) antropometria nutricional; e, v) percepção da insegurança alimentar e nutricional no domicílio (SMITH, 1998; SMITH, 2002; NAIKEN, 2002; PEREZ-ESCAMILLA *et al.*, 2004; OLIVEIRA, 2010).

Dentre os métodos utilizados para estimação da insegurança alimentar, destaca-se a escala de percepção da insegurança alimentar. Desenvolvida nos EUA, ela é composta por um questionário contendo 18 questões para famílias com crianças e 10 questões para famílias sem crianças. O conjunto das indagações visa conhecer alguns aspectos relacionados com a SAN, dentro da ótica de vivência do entrevistado. As variáveis abordadas na caracterização do nível de segurança/insegurança alimentar são: a) o receio de que o orçamento doméstico ou fonte de alimentos possa ser insuficiente para satisfazer às necessidades de alimentos; b) a experiência de ficar sem comida e não ter dinheiro para obter mais alimento; c) a percepção do entrevistado de que o alimento consumido pelos membros da família foi inadequado em qualidade ou quantidade; d) a substituição de alimentos por outros mais baratos ou em menor quantidade que o habitual; e) a ingestão reduzida de alimentos e consequências da redução do consumo, observadas na sensação física de fome ou na perda de peso ((SMITH, 1998; BICKEL, 2000; SMITH, 2002; NAIKEN, 2002; PEREZ-ESCAMILLA *et al.*, 2004; OLIVEIRA, 2010).

Através das respostas são estabelecidos os quatro níveis de segurança/insegurança alimentar que caracterizam cada intervalo de gravidade. Os quatro níveis ou categorias são: 1º segurança alimentar; 2º insegurança alimentar sem fome, que é mostrada pela preocupação das famílias em ajustar os gastos com alimentação; 3º insegurança alimentar com fome moderada, quando ingestão de alimentos para adultos é reduzida e os adultos experimentam a sensação física de fome devido a limitações de recursos (as crianças não costumam ser atingidas nesse estágio); e, 4º insegurança alimentar com fome severa, quando famílias com crianças reduzem a ingestão alimentar das crianças, como resultado de recursos inadequados dentro da casa. Neste estágio, é comum que os adultos relatem a experiência de passarem um dia inteiro sem comer, evidenciando a forma mais severa de fome (BICKEL, 2000).

Pérez-Escamilla *et al.* (2004) adaptaram o modelo para a utilização no Brasil, o qual constitui a Escala Brasileira de Segurança Alimentar (EBIA), composta por um questionário com quinze perguntas, suas respostas somente podem ser negativas ou positivas. Os questionamentos vão desde o temor da falta de alimentos, a ausência de determinados alimentos, restrições alimentares sofridas somente pelos adultos e por todos os membros da família, inclusive as crianças com até cinco anos de idade. Com base no quantitativo das respostas positivas, é possível identificar as condições de segurança ou insegurança alimentar dos domicílios, bem como classificá-los em quatro níveis. Nenhuma resposta positiva, indica o domicílio no estado de segurança alimentar. Somando-se de 1 a 5, o domicílio está no estado de insegurança alimentar leve, 6 a 10, insegurança alimentar moderado, e acima de 11, insegurança alimentar grave.

A Escala Brasileira de Insegurança Alimentar – EBIA, é dividida em quatro graus: i) o estado de segurança alimentar, quando as necessidades alimentares estão satisfeitas, sem o comprometimento das demais necessidades básicas; ii) insegurança alimentar leve, quando é detectada nos domicílios alguma preocupação com a quantidade e qualidade dos alimentos disponíveis; iii) insegurança alimentar moderada, quando os moradores convivem com a restrição quantitativa de alimento; e, iv) insegurança alimentar grave, quando os membros adultos e as crianças, quando há, passam pela privação de alimentos.

O grau de insegurança alimentar grave, ou fome aguda, por ser o último e mais preocupante, é muitas vezes utilizado como sinônimo de fome aguda. Ademais, a partir do grau moderado, já há o comprometimento no domicílio da alimentação para as crianças e os adolescentes e, por serem indivíduos em fase de desenvolvimento físico e psíquico, são os mais vulneráveis aos efeitos nefastos da subalimentação e da fome. Panigassi *et al* (2008) entende que os indicadores de segurança são representativos para apontar situações de desigualdades sociais, auxiliando os demais indicadores socioeconômicos comumente monitorados.

Quando se estuda a prevalência de insegurança alimentar por unidade familiar, são notadas que algumas características pessoais tendem a aumentar a probabilidade de ocorrência da forma mais acentuada de insegurança alimentar. O gênero, a cor da pele e a idade do principal responsável pela unidade familiar estão correlacionadas à existência de insegurança alimentar grave naquele domicílio. Por esta razão, para além da disponibilidade de alimentos, tem-se que a garantia de segurança alimentar deve englobar ações políticas que incluam

diversas estratégias de desenvolvimento socioeconômico, distribuição de renda, inclusão social e atenuação das desigualdades entre determinados grupos humanos.

Metodologia

Para estimar a probabilidade de ocorrência de insegurança alimentar grave em decorrência dos principais aspectos socioeconômicos existentes nas famílias de baixa renda do Semiárido brasileiro foram utilizados os dados obtidos da Pesquisa de Avaliação da Situação de Segurança Alimentar e Nutricional (PASSAN) de Famílias residentes na região do Semiárido brasileiro, realizada pelo Ministério do Desenvolvimento Social em 2013, disponível no endereço eletrônico daquele órgão estatal. Os dados da pesquisa foram colhidos de 17.624 domicílios, distribuídos em 375 municípios dos nove estados do Semiárido.

A limitação do objeto de pesquisa apenas à ocorrência de insegurança alimentar grave nos domicílios entrevistados na PASSAN decorreu do fato de que neste estágio as privações alimentares atingem todas as pessoas da família, incluindo adultos e crianças. Ademais, trata-se do último e mais degradante nível de fome, podendo incluir a falta persistente de alimento até a fome crônica (BICKEL *et al*, 2000; MONTEIRO, 2003; SEGALL-CORRÊA *et al* 2003).

Utilizou-se um modelo de regressão logística binária, pois, ao final, a resposta é qualitativa com apenas dois resultados possíveis: sim ou não para a situação de insegurança alimentar grave (IAG). O resultado da função é expresso em logaritmos (logit), para que o efeito relativo da probabilidade seja melhor visualizado e permita uma melhor análise sobre os valores encontrados. Assim, os coeficientes foram dados como positivos ou negativos, representando, respectivamente, aumentos ou diminuições da probabilidade de ocorrer IAG.

O modelo final foi avaliado pelos testes de Wald, de Hosmer-Lemeshow e de Nagelkerke. O teste de Wald é utilizado para verificar a significância das variáveis dependentes utilizadas no modelo logit, avaliando se os parâmetros do modelo podem ser considerados estatisticamente significativo. O resultado qui-quadrado do teste Wald será significativo quando inferior a 0,05 (HAIR *et al*, 2005).

O controle do teste Hosmer-Lemeshow mensura a correspondência entre os valores observados e os estimados da variável dependente, com base no modelo de regressão logística utilizado. O ajuste entre ambos os valores deve indicar pequenas diferenças, retratando maior correspondência entre a realidade e o resultado do modelo estatístico. O ajuste do modelo se

dá quando o valor do qui-quadrado é não significativo, ou seja, maior do que 0,05 (HAIR *et al*, 2005).

As estatísticas Cox-Snell e Nagelkerke quantificam a variação explicada pelo modelo da regressão logística. Ainda que a variação no modelo de regressão logística seja definido de forma diferente, ela se comporta semelhantemente ao R2 do modelo de regressão linear. O ajuste do modelo será dado à medida que os valores dos coeficientes melhorarem, pois quanto maior o valor do qui-quadrado melhor se ajustará o modelo à realidade.

Como resultado do modelo logístico, cada domicílio teve quantificado o seu coeficiente logístico, que foi calculado através da razão da desigualdade entre a probabilidade de ocorrência ou não de IAG. Esta razão de desigualdade é expressa pela função:

$$\ln \frac{P(Y = 1)}{P(Y = 0)} = e^{\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_p X_p}$$

onde,

P(Y=1) é igual à probabilidade de o evento IAG ocorrer;

P(Y=0) é igual à probabilidade de o evento IAG não ocorrer;

$\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_p X_p$ são os parâmetros a serem estimados.

Previamente, foi realizada uma regressão logística univariada para cada uma das variáveis independentes (VI) com potencial de compor o modelo multivariado, em relação à variável dependente, IAG igual a 0 ou 1. As VI que apresentaram $p < 0,05$ no teste Wald foram pré-selecionadas para comporem o modelo estatístico. Não obstante, algumas variáveis com significância menor do que 0,05 no teste qui-quadrado foram acrescentadas ao modelo proposto, ainda que reprovadas no teste Wald. Isto porque, segundo Hair *et al* (2005), em grandes amostras, o teste Wald não pode ser usado para teste de hipótese, sugerindo que o modelo seja testado com e sem a variável em questão e adotando-se o resultado que melhor apresentar o teste Cox-Snell e Nagelkerke.

Após, foram testadas algumas composições de variáveis independentes pré-selecionadas pelo teste Wald nas regressões univariadas, para compor o modelo que melhor respondesse ao teste Cox-Snell e Nagelkerke. Na sequência, algumas variáveis foram agrupadas por tema e, ao se somar o conjunto de suas respostas chegou-se aos valores das categorias definidas neste artigo. Não obstante, algumas variáveis compuseram o modelo de forma desagrupada, tais como a renda per capita, nível de escolaridade, localização do domicílio, entre outras. As variáveis que melhor se ajustaram ao modelo, respondendo aos testes Cox-Snell e Nagelkerke foram: quantidade de pessoas no domicílio, tempo de residência em anos no mesmo

domicílio, o domicílio localiza-se em zona rural ou urbana, existência de aposentados ou pensionistas, participação no Programa Bolsa Família, idade em anos da pessoa de referência, anos de estudos completos da pessoa de referência, renda per capita, condições da habitação, características da pessoa de referência, existência de móveis e eletrodomésticos, existência de serviços públicos. Foram 0,089 e 0,151 os melhores valores das diversas combinações testadas para o modelo, inclusive com a adição uma a uma das demais variáveis disponíveis nos dados da PASSAN. Outrossim, o modelo proposto passou no teste de Hosmer-Lemeshow, apresentando valor qui-quadrado de 15,366 e significância de 0,052, portanto, não significativo.

Dessa forma, a variável dependente, que foi dada por Y, pode assumir dois possíveis estados: 0 (zero), quando o domicílio não apresentar IAG, ou 1 (um), para os domicílios que apresentarem IAG. As variáveis independentes formam um conjunto p, cujas variáveis são representadas por $X_1, X_2, X_3, \dots, X_p$, cujo modelo de regressão logística pode ser escrito da seguinte forma:

$$P(Y = 1) = \frac{1}{1 + e^{-g(x)}}$$

onde,

$$g(x) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \beta_6 X_6 + \beta_7 X_7 + \beta_8 X_8 + \beta_9 X_9 + \beta_{10} X_{10} + \beta_{11} X_{11} + \beta_{12} X_{12},$$

sendo que β_0 representa a constante da função e β_1 a β_{12} .

Resultados e Discussão

O modelo de regressão logística foi construído com base nas variáveis independentes, de natureza socioeconômica, que se mostraram relevantes para a determinação da probabilidade de ocorrência de IAG nos domicílios do Semiárido.

O coeficiente do modelo final apresentou o valor qui-quadrado de 1.634,51, com significância inferior a 0,05. O melhor ajuste do modelo apresentou o R^2 de 0,151 para o teste Nagelkerke, demonstrando que, dos dados disponíveis na PASSAN, o modelo com maior capacidade explicativa foi o adotado nesta pesquisa. Por fim, o teste Hosmer-Lemeshow atendeu à premissa da regressão logística apresentando-se significância de 0,052, portanto superior a 0,05 e estatisticamente não-significante.

A Tabela 1 mostra os resultados da regressão logística múltipla do modelo de probabilidade de ocorrência de IAG nos domicílios do Semiárido brasileiro, em 2013. Como

se trata de uma estimação de probabilidade binária ajustada pelo logit, é possível interpretar os resultados ao modo semelhante ao das regressões lineares⁵.

Tabela 1 - Resultado da regressão logística múltipla do modelo de probabilidade de ocorrência de IAG nos domicílios do semiárido brasileiro, em 2013.

Variáveis Independentes	β	Coefficiente do teste Wald	Significância	Exp(β)
QTPD (quantidade de pessoas no domicílio)	0,1228	74,8038	0,0000	1,131
ARES (anos residindo no local)	-0,0033	1,2071	0,2719*	0,997
TREU (localização do domicílio - rural/urbana) (1)	0,5159	83,5671	0,0000	1,675
AAPL (existência de aposentados ou pensionista) (1)	0,2268	10,2904	0,0013	1,255
APBF (participação no Programa Bolsa Família) (1)	-0,2920	14,6389	0,0001	0,747
CONDHAB (condições da habitação)	-0,1469	84,3677	0,0000	0,863
ELETDOM (existência de móveis e eletrodomésticos)	-0,2830	215,4962	0,0000	0,753
EQUIPUB (existência de serviços públicos)	-0,0109	1,7951	0,1803*	0,989
CONDPES	-0,2006	42,2856	0,0000	0,818
PRID (Idade da pessoa de referência)	-0,0010	0,1221	0,7268*	0,999
PRUS (anos de estudos compl. pessoa de referência)	-0,0933	187,3063	0,0000	0,911
REPC (renda per capita)	-0,0049	184,2936	0,0000	0,995
Constant	1,6403	80,2457	0,0000	5,157

Fonte: Elaborada pelo autor a partir dos dados da pesquisa

*Não significativo

¹ Coeficiente qui-quadrado do modelo foi igual a 1.634,51, com significância de 0,00.

Quanto às variáveis que apresentaram significância⁶, a probabilidade de ocorrência de IAG aumentam quando se analisam as seguintes variáveis: QTPD (quantidade de pessoas no domicílio), TREU (o domicílio localiza-se em zona rural ou urbana) e AAPL (existência de aposentados ou pensionista).

Os domicílios com maior número de pessoas teriam a probabilidade de ocorrência de IAG, 113% a mais a cada inserção de mais um membro. Esta característica está correlacionada com a renda per capita. Viver na cidade em comparação com o campo eleva a probabilidade de ocorrência de IAG em aproximadamente 167%. A segurança alimentar dos moradores urbanos dependeria mais diretamente da renda per capita do que os residentes no campo, sendo que 43% dos domicílios rurais possuíam alguma atividade de plantio ou de criação e pequenos animais, obtendo algum alimento fora da relação mercado/consumo ou *mercadorização* (ESPING-ANDERSEN, 1990; GAMBA E MONTAL, 2009). Nas zonas urbanas, o percentual de uso agropecuário foi de apenas 9%.

⁵ Portanto, a probabilidade de ocorrência de IAG, apresentados no Exp(β) podem ser lidos como uma relação percentual de probabilidade de ocorrência nos casos do valor de β ser positivo. Caso β tenha sido negativo, o valor do Exp(β) deve-se subtraí-lo de 1 para se ter a interpretação de probabilidade com base naquela variável, pois os valores de Exp(β) negativo revelam uma relação inversamente proporcional à ocorrência de IAG alimentar quanto presente aquela característica ou à medida de sua grandeza.

⁶ As variáveis ARES (anos residindo no local), EQUIPUB (existência de serviços públicos) e PRID (Idade da pessoa de referência) não se mostraram significativas para a predição das probabilidades de IAG.

Ademais, metade dos domicílios do pesquisados haviam tido acesso a algum programa de incentivo à produção de alimentos para consumo próprio, demonstrando a importância de avançar nos programas de apoio à agricultura familiar, inclusive para subsistência das famílias rurais e facilitação na aquisição de comida para as famílias urbanas, através do aumento na oferta e do barateamento dos custos dos alimentos.

A existência de alguma pessoa aposentada ou pensionista, inclusive o Benefício de Prestação Continuada (BPC), também aumenta a probabilidade de ocorrência de IAG em aproximadamente 125%. Esses programas são relacionados à idade avançada do beneficiário e a baixa renda (TAKAGI, 2006; GUBERT, 2009).

A probabilidade de ocorrência de IAG diminui nas seguintes constatações: i) as condições físicas do domicílio, especialmente a existência de ao menos um banheiro; ii) a presença de bens duráveis, tal como máquina de lavar e geladeira; iii) as características da pessoa de referência, tais como ser do gênero masculino, da cor branca e ter cônjuge ou companheiro; iv) quando no domicílio se recebia recursos do PBF; v) a renda per capita domiciliar mais alta; e, vi) maiores níveis de escolaridade.

As condições físicas do domicílio influenciaram significativamente a probabilidade de ocorrência de IAG. Como a variável CONDHAB é o resultado da soma de 12 quesitos acerca do local de moradia, por exemplo, rua calçada, luz elétrica, água encanada, coleta de lixo, 0 representava o pior tipo de moradia e 12 o melhor. A medida que o domicílio preenchia uma das condições, a probabilidade de IAG diminuía 13%. Quanto à existência alguns de bens duráveis no domicílio, a variável ELETDOM também apresentou significância estatística, sendo que a cada um bem, a probabilidade de IAG reduzia-se em 24%.

As condições pertinentes à pessoa de referência do domicílio – CONDPES, há menores probabilidades de ocorrência de IAG quando esta pessoa for do gênero masculino, da cor branca e tiver cônjuge ou companheiro, sendo que dessas características, a de maior relevância é a cor branca. Assim, à medida que a pessoa de referência atendesse a uma dessas condições, a probabilidade de IAG caíam 18%.

Com relação ao programa bolsa família (APBF), o acesso ao programa reduzia a probabilidade de ocorrência de IAG. Como se trata de uma variável categoria binária, sim ou não para o recebimento de recursos do PBF, os domicílios que recebiam o benefício tinham 25% menos probabilidade de estarem na situação de IAG. Por isso, o PBF, em certa medida, atende ao seu objetivo de reduzir a pobreza e promover a SAN, de modo que as famílias de baixa renda do Semiárido não o podem prescindir.

Quanto à renda per capita domiciliar (REPC), a cada R\$ 1,00 (um real) aumentado na renda familiar, a probabilidade de ocorrência de IAG caem 0,5%. Assim se fossem adicionados R\$ 100,00 (cem reais), a probabilidade de IAG seria reduzida para aproximadamente 50%. Neste raciocínio, com uma renda per capita domiciliar de R\$ 200,00, teoricamente, não haveria IAG. Deste modo, nota-se a importância da renda para a garantia da alimentação adequada e regular, tratando-se do fator por excelência de definição de pobreza.

O número de anos de estudos também se mostrou significativo. Cada ano de estudo completo (variável PRUS), reduz a probabilidade de IAG em aproximadamente 9%. Isto reafirma a importância da educação como forma também de assegurar o direito à alimentação. Inclusive, a educação precária da população é vista como um dos principais entraves para a efetivação do direito à alimentação e, por extensão, à cidadania (NASCIMENTO *et al.*, 2009).

O modelo estatístico de regressão logística, adotado nesta pesquisa, também atribuiu a cada domicílio um percentual de probabilidade de ocorrência de IAG, indo de 0 a 100% de probabilidade, tendo como base as características socioeconômicas encontradas. As respostas encontradas variaram de 0 a 84,17% e, através delas, foram destacados dois grupos de domicílios, os 10% com maiores e menores probabilidade de IAG. A partir desses dois grupos, procurou-se estabelecer um perfil característico médio de ocorrência ou não de IAG em determinado domicílio. As informações estão apresentadas na Tabela 2.

Tabela 2 - Características médias dos domicílios por probabilidade de ocorrência de IAG, no Semiárido brasileiro, em 2013.

Características	Probabilidade de ocorrência de IAG ¹	
	Inferior a 5%	Superior a 30%
Número de Serviços públicos próximos	5,69	3,44
Idade da pessoa de referência	29,93	34,17
Escolaridade da pessoa de referência	10,57	3,34
A pessoa de referência teve remuneração ²	49,20%	14,07%
Renda per capita domiciliar	269,31	64,68
A rua era calçada	61,97%	32,07%
O piso era regular	99,10%	86,64%
Havia energia elétrica	98,05%	85,50%
Havia ao menos um banheiro	98,30%	64,82%
Havia coleta de lixo	79,81%	51,65%
Havia água encanada	93,54%	68,36%
Água era suficiente	70,24%	59,79%
Número de pessoas no domicílio	3,53	5,62

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da pesquisa

¹Com base na regressão logística deste trabalho

²Nos últimos 7 dias, inclusive férias, licença-saúde.

Quando se observa a probabilidade de ocorrência de IAG resultante do modelo estatístico para cada domicílio, tendo em destaque um grupo com probabilidade inferior a 5%

e outro superior a 30%, cada um representando, respectivamente, os 10% melhores e piores, é possível notar a diferença entre ambos. A IAG observada nesta pesquisa, apesar de não comportar todos os aspectos da SAN, consegue espelhar as condições de pobreza e extrema pobreza dos domicílios do Semiárido. Por exemplo, no grupo com a menor probabilidade de IAG, na comparação com o outro grupo, a renda per capita é cerca de 4 vezes maior, a pessoa de referência possui aproximadamente 7 anos a mais de estudo, a empregabilidade é 3,5 vezes mais frequentes, as ruas onde moram são calçadas mais da metade das vezes, há água encanada e banheiro em mais 90% dos seus domicílios, contra menos de 70% dos outros, e suas famílias possuíam em média 2 membros a menos.

Deste modo, a estimação da probabilidade de ocorrência de IAG permitiu verificar como certas características socioeconômicas são relevantes quanto a presença da forma mais aguda de insegurança alimentar, com destaque para a renda domiciliar, o nível escolar, a cor e o gênero da pessoa de referência, além de indiretamente constatar a importância do PBF e dos investimentos públicos em água, saneamento básico, calçamento e etc.

Considerações Finais

Através da estimação da probabilidade de ocorrência de IAG nos domicílios do Semiárido, em decorrência de características socioeconômicas, notou-se que características socioeconômicas domiciliares tais a moradia estar situada na zona urbana e o recebimento por algum morador de pensão ou aposentadoria aumentaram a probabilidade de IAG,.

A probabilidade de ocorrência de IAG diminuíram com melhores condições físicas do domicílio, presença de bens duráveis, tal como máquina de lavar e geladeira, quando a pessoa de referência for do gênero masculino, da cor branca e ter cônjuge ou companheiro, quando no domicílio se recebia recursos do PBF, com renda per capita domiciliar mais alta e com maiores níveis de escolaridade.

O modelo probabilístico permitiu também visualizar o perfil médio dos domicílios que estariam mais ou menos suscetíveis à ocorrência de IAG, ou seja, aqueles que tinham mais de 30% e os que tinham menos de 5% de probabilidade. Dentre as principais constatações, as diferenças de renda per capita entre os dois grupos foi de 76%, de empregabilidade foi de 71%, de escolaridade foi de 68%, a quantidade de pessoas no domicílio foi de 59% e existência de calçamento na rua foi de 48%.

Percebeu-se que a situação de segurança alimentar das famílias de baixa renda do Semiárido brasileiro é menos favorável, confirmando a proposição de que a renda funciona

como uma das principais características para estimação da probabilidade de ocorrência de fome. O percentual de IAG observado foi de 16% dos domicílios no Semiárido, enquanto a média dos estados nordestinos não passa de 6,6%, conforme dados da PNAD 2013.

Notou-se também que pela renda per capita domiciliar, segundo critérios do PBF, 78% das famílias pesquisadas se encontravam em situação de pobreza ou de extrema pobreza, inclusive com aproximadamente 22% do total das famílias tendo exclusivamente os recursos do PBF como única fonte de renda. Assim, pode-se concluir que as famílias de baixa renda residentes no Semiárido dependem fortemente de programas sociais para satisfação alimentar, sendo que para a melhoria das situações de SAN é imprescindível o aperfeiçoamento das políticas de transferência de renda, inclusive em conjunto com ações de promoção do desenvolvimento socioeconômico.

5 Referências

- ABRAMOVAY, R. Alimentos versus população: está ressurgindo o fantasma malthusiano?. *Ciência e Cultura*, São Paulo, v. 62, n. 4, p. 38-42, Outubro/2010. Disponível em <http://cienciaecultura.bvs.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0009-67252010000400013 &lng=en&nrm=iso>. Acesso em 30 jul. 2017.
- BICKEL, G.; NORD, M.; PRICE, C.; HAMILTON, W.; COOK, J. *Measuring Food Security in the United States: Guide to measuring household food security*. USDA, Office of Analysis, Nutrition, and evaluation, USA, 2000.
- CASTRO, J. A. de. *Geografia da Fome: o dilema brasileiro, pão ou aço*. Rio de Janeiro: Edições Antares, 1984.
- ESPING-ANDERSEN, G. *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. Princeton, Princeton University Press, 1990
- GAMBA, J. C. M.; MONTAL, Z. M. C. Direito humano à alimentação adequada e responsabilidade internacional. *Semina: Ciências Sociais e Humanas*, Londrina, v. 30, n. 1, p. 53-70, jan./jun. 2009.
- GUBERT, M. B. *Modelo Preditivo de Insegurança Alimentar Grave para os Municípios Brasileiros*. Tese de doutorado. Pós Graduação em Ciências da Saúde, Universidade de Brasília. Brasília, 2009.
- HAIR, J. F.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W. C. *Análise Multivariada de Dados*. Tradução: Adonai Schlup Sant'Anna e Anselmo Chaves Neto. 5ª edição. Porto Alegre/RS. Editora Bookman, 2005.
- JONSSON, U. Ethics and Child Nutrition. In: UNICEF. *Food and Nutrition Bulletin*, v.16, n.4, 1995. Disponível em: <<http://archive.unu.edu/unupress/food/8F164e/8F164E03.htm> > Acesso em: 20 fev. 2017.
- MADDISON, A. *The World Economy: A Millennial Perspective*. Development Centre Studies. Denver, MA, USA, OECD, 2001.
- MALTHUS, T. R. *Princípios de Economia Política e Considerações Sobre sua Aplicação Prática: Ensaio sobre a População*. Série Os Economistas. Tradução de Regis de Castro Andrade. São Paulo: Editora Nova Cultural, 1996.

- MALUF, R. S.; MENEZES, F.; MARQUES, S. B. Caderno Segurança Alimentar, 2001. Disponível em <http://ideiasnamesa.unb.br/upload/bibliotecaIdeias /1391606568_Caderno_Seguranca_Alimentar.pdf> Acesso em: 17 fev. 2017
- MONTAL, Z. M. C.; GAMBA, J. C. M. O Direito Humano à Alimentação Adequada: revisitando o pensamento de Josué de Castro. Revista Jurídica da Presidência. Brasília, vol. 12, n.º 95, out/jan, 2009/2010.
- MONTEIRO, C. A. A dimensão da pobreza, da desnutrição e da fome no Brasil. Estud. av., São Paulo, v. 17, n. 48, p. 7-20, Aug. 2003. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-40142003000200002&lng=en&nrm=iso>. Acesso em: 14 mar. 2017.
- NAIKEN, L. FAO methodology for estimating the prevalence of undernourishment. In: FAO. Measurement and assessment of food deprivation and undernutrition. 2002. Disponível em: <http://www.fao.org/DOCREP/005/Y4249E/y4249e06.htm#bm06>. Acesso em: 17 jul. 2017.
- NASCIMENTO, R. C. do; BOCCHI, C. P.; RECINE, E.; LEÃO, M.; BEGHIN, N.; MALUF, R.; FRANCESCHINI, T.; BURITY, V.; SCHOLZ, V. Avanços e Desafios da Implementação do Direito Humano à Alimentação Adequada no Brasil. Relatório Técnico. Brasília, Rio de Janeiro: ABRANDH; CERESAN; FAO-RLC/ALCSH, 2009.
- OLIVEIRA, L. D. de S. de. Modelo de segurança alimentar e nutricional e seus determinantes socioeconômicos e comportamentais: modelagem de equações estruturais. 150f. Dissertação (Mestrado em Administração). Curso de Pós-Graduação em Administração, Universidade Federal de Mato Grosso do Sul, Campo Grande, 2010.
- PÉREZ-ESCAMILLA, R.; SEGALL-CORRÊA, A. M.; MARANHA, L. K.; SAMPAIO, M. F. A. Relatório técnico: acompanhamento e avaliação da segurança alimentar de famílias brasileiras: validação de metodologia e de instrumento de coleta de informação. Campinas: Unicamp; 2004.
- RADIMER, K. L., OLSON, C. M., GREENE, J. C., CAMPBELL, C. C., HABICHT, J. Understanding hunger and developing indicators to assess it in women and children. Journal of Nutrition Education, Volume 24, Issue 1, 1992, Pages 36-45.
- SMITH, L. C. The use of household expenditure surveys for the assessment of food insecurity. IN: FAO. Measurement and assessment of food deprivation and undernutrition. Rome: International Scientific Symposium; 2002. Disponível em: <<http://www.fao.org/docrep/005/Y4249E/y4249e08.htm#bm08>> Acesso em: 11 jun. 2017
- _____. Can FAO's measure of chronic undernourishment be strengthened? Food Consumption and Nutrition Division (FCND). Discussion Paper nº 44. International Food Policy Research Institute, Washington, DC. May 1998.
- TAKAGI, M. A Implantação da Política de Segurança Alimentar e Nutricional no Brasil: seus limites e desafios. Tese de doutorado. Instituto de Economia. Universidade Estadual de Campinas. Campinas, SP, 2006.
- VALENTE, F. L. S. Direito Humano à Alimentação: desafios e conquistas. São Paulo: Cortez, 2002.