

# Instabilidade da agricultura familiar no Semiárido<sup>1</sup>

José de Jesus Sousa Lemos<sup>2</sup>  
Daiane Felix Santiago<sup>3</sup>

**Resumo** – O objetivo do estudo é estimar instabilidades temporais associadas ao valor da produção, área colhida, produtividade e produção per capita de feijão, mandioca e milho, as principais lavouras, cultivadas em regime de sequeiro e predominantemente na forma de consórcios, destinadas à produção de alimentos em unidades agrícolas familiares nos municípios do Semiárido do Ceará e Rio Grande do Norte. O período de análise é de 1991 a 2017, e os dados de origem secundária foram obtidos da Produção Agrícola Municipal (PAM/IBGE). Os coeficientes de variação (CV) das variáveis envolvidas na pesquisa foram usados para medir a instabilidade. Para criar o índice de instabilidade temporal (INST), que foi o instrumento aferidor da instabilidade agregada dos municípios, agruparam-se os CV dos quatro indicadores num único fator, via método de decomposição em componentes principais da análise fatorial. Os resultados apontaram que todos os municípios estudados exibiram níveis de instabilidade considerados altos ou muito altos. A pesquisa mostrou também que a instabilidade na produção das lavouras é maior no Rio Grande do Norte do que no Ceará.

**Palavras-chave:** agricultura instável, pobreza rural, produção de alimentos, seca.

## Family farming instability in Brazilian Semi-arid

**Abstract** – The objective of this study is to estimate temporal instabilities associated to harvested area, yield per hectare, production value, and production per person of bean, cassava and corn which are the principal food crops in family farms in semi-arid municipalities of Ceará and Rio Grande do Norte States situated in Northeast of Brazil. The search period cover the years from 1991 to 2017. It used secondary Data published by Annual Agrícola Production from IBGE (PAM/IBGE). There were utilized coefficients of variation (CV) of studied variables in order to capture instabilities among all of them. It was created the temporal instability index (INST) which was the used instrument to measure it. To do this it was used the factor analysis by the technique of decomposition in principal components. The results showed that all of the studied municipalities in both States had high or very high level of instabilities. The search also showed that instabilities in production of these crops is higher in Rio Grande do Norte than in Ceará State.

**Keywords:** instable agriculture, rural poverty, food production, drought.

<sup>1</sup> Original recebido em 29/7/2019 e aprovado em 9/12/2019.

<sup>2</sup> Engenheiro-agrônomo, doutor em Economia Rural dos Recursos Naturais e Ambiental, professor titular e Coordenador do Laboratório do Semiárido (LabSar) da UFC. E-mail: lemos@ufc.br

<sup>3</sup> Engenheira-agrônoma, doutoranda em Economia. E-mail: daianefelix13@yahoo.com.br

## Introdução

Historicamente, as populações que sobrevivem no Semiárido brasileiro estão submetidas a vulnerabilidades de ordem climáticas, econômicas e sociais. Essas dificuldades são maiores para os agricultores familiares, que têm a difícil tarefa de cultivar a terra em ambiente cuja característica predominante é a pluviometria irregular, temporal e espacialmente, além da ocorrência de solos rasos, com afloramento do cristalino, temperaturas elevadas e o também uso histórico de técnicas rudimentares de cultivos, além dos descasos do poder público (Duque, 1980; Cirilo et al., 2010; Buainain & Garcia, 2013).

Tudo isso compromete o desempenho da produção agrícola, principalmente das lavouras alimentares de sequeiro. Essa sinergia de fatores faz com que a produtividade dependa da fertilidade natural dos solos – quase sempre muito baixa – e da incidência de chuvas em quantidades e períodos adequados, o que torna os agricultores bastantes vulneráveis (Araújo & Santos, 2009; Costa Filho, 2019).

Cultivar lavouras de sequeiro depende diretamente das condições do clima. Mais precisamente, das precipitações – atividade de alto risco, portanto. As fragilidades desse sistema de produção se refletem nas oscilações das áreas colhidas, produções, produtividades e dos preços e rendas associados a essas atividades. (Fischer et al., 2002; Costa Filho, 2019).

Segundo Fischer et al. (2002), os cultivos de sequeiro da maioria dos agricultores pobres dependem diretamente dos recursos naturais. Lavouras de feijão, mandioca e milho cultivadas por agricultores familiares nesse regime nos estados de forte inserção de áreas no Semiárido são fortemente dependentes da distribuição espacial e temporal das chuvas (Pereira, 2018).

Na perspectiva das mudanças climáticas, há expectativas de aumento da temperatura e redução de chuvas para os próximos anos. As secas ocorrerão com maior frequência e serão mais intensas (Marengo, 2007; IPCC, 2013). As lavouras temporárias, geralmente praticadas

pelos agricultores familiares e em regime de sequeiro, tendem a ser as mais afetadas, com previsão de queda de produção e de produtividade, o que pode provocar desdobramentos ambientais, sociais e econômicos, como a redução da oferta de alimentos, a elevação dos preços e o aumento da pobreza, sobretudo da população que permanecer no meio rural das regiões mais vulneráveis (Andersen et al., 2014; Pereira, 2018).

A expectativa é que os agricultores familiares inseridos nos municípios do Semiárido sejam mais vulneráveis às secas do que os agricultores situados em áreas que não estão submetidas ao regime de escassez ou de má distribuição das chuvas ou aqueles com acesso às tecnologias de irrigação (Rosenzweig & Hillel, 2005; Altieri & Koohafkan, 2008).

Como em todo Nordeste, a agricultura de sequeiro é bastante presente no Ceará e Rio Grande do Norte. Esse tipo de agricultura é predominantemente voltada à tentativa de assegurar segurança alimentar das famílias e animais de criação. Para muitos agricultores familiares, essas lavouras – feijão, mandioca e milho, culturas agrícolas selecionadas nesta pesquisa (Costa Filho, 2019) – são a base alimentar de suas famílias.

Ceará e Rio Grande do Norte, conforme o Ministério da Integração Nacional, são os estados que possuem, em termos relativos, o maior número de municípios inseridos no Semiárido. De acordo com a última redefinição desse Ministério, dos 184 municípios cearenses, 175 estão no semiárido, ou 95% dos municípios do estado. No Rio Grande do Norte, são 147 dos 167 municípios, ou 88% (Brasil, 2017).

Vale ressaltar que os percentuais de áreas, municípios e populações inclusos no Semiárido como prescreve a definição das Nações Unidas, pela relação entre pluviometria e evapotranspiração potencial, podem ser bem maiores do que essas oficialmente reconhecidas. Como não existem estações meteorológicas em boa parte dos municípios desses dois estados, isso dificulta a captação dos indicadores em séries suficientemente longas para estimar os índices de aridez

que são os instrumentos técnicos definidores do clima (Dregne & Chou, 1992; Brasil, 2017).

Este trabalho estuda os comportamentos das lavouras de feijão, mandioca e milho, tradicionalmente cultivadas pelos agricultores familiares do Ceará e Rio Grande do Norte, de 1991 a 2015. Acredita-se que ter informações quantificadas dos níveis de instabilidade ao longo dos anos pode subsidiar o planejamento para a produção futura dessas lavouras, tanto no que diz respeito às famílias diretamente envolvidas quanto aos agentes fomentadores de políticas de pesquisa, assistência técnica, extensão e fomento rural nesses dois estados.

Assim, os objetivos desta pesquisa são: a) aferir os níveis de instabilidade temporal das áreas colhidas, produtividades da terra, valores da produção e produções agregadas per capita de feijão, mandioca e milho em municípios do Semiárido do Ceará e Rio Grande do Norte de 1991 a 2017; b) construir um índice de instabilidade temporal (INST) que agregue, de forma ponderada, as características associadas à produção consorciada de feijão, mandioca e milho dos municípios estudados dos dois estados no período investigado; e c) identificar diferenças nos níveis de instabilidades temporal na produção alimentar desses estados com base nas informações associadas aos municípios selecionados.

## Metodologia

O estudo usa dados da Produção Agrícola Municipal (PAM), do IBGE, do período de 1991 a 2017 (IBGE, 1991-2017). Para elaborar as análises, era necessário que os municípios selecionados constassem com todos os anos que compõem as séries. Como no período de estudo houve desmembramento de municípios, as séries anuais contínuas das variáveis estudadas foram possíveis para 174 municípios do Ceará e 144 do Rio Grande do Norte.

Optou-se por estudar as lavouras de feijão, mandioca e milho não só porque elas ocupam majoritariamente os estabelecimentos rurais,

áreas colhidas e valor da produção dos dois estados (Tabela 1), mas também por serem cultivadas predominantemente em regime de sequeiro.

**Tabela 1.** Participação relativa do cultivo de feijão, mandioca e milho no Ceará e Rio Grande do Norte em 2006.

Variável	Ceará (%)	Rio Grande do Norte (%)
Estabelecimentos	94,8	98,1
Área colhida	97,3	97,9
Valor da produção	93,1	94,8

Fontes: IBGE (2009).

Com base no Censo Agropecuário de 2006 (IBGE, 2009), essas lavouras têm abrangência na quase totalidade dos estabelecimentos rurais do Ceará (94,8%) e do Rio Grande do Norte (98,1%). Para os outros indicadores, a relevância dessas lavouras segue padrões semelhantes. Essas estatísticas comprovam a importância dessas lavouras, tanto para a segurança alimentar e o suprimento de animais de criação quanto para a geração de excedentes.

## Definição e justificativa das variáveis

Neste estudo, optou-se pela agregação das áreas colhidas, produções, valores da produção e produtividades do feijão, mandioca e milho. Essa decisão se fundamenta na prática bastante difundida em todo o Nordeste de os sistemas de produção associados a essas lavouras ocorrerem de forma consorciada. Esse é o sistema de produção amplamente adotado pelos pequenos agricultores de regiões tropicais porque, entre outras razões, promove a maior estabilidade de produção, melhor uso da terra e da força de trabalho, além de prover melhor controle de ervas invasoras e diminuir os riscos nos resultados finais da produção, já que os agricultores esperam que pelo menos uma das lavouras apresente algum resultado sob condições de adversidade climática ou de mercado (Gomes & Leal, 2003; Fernandes, 2005).

Selecionaram-se variáveis em que se admite que a sinergia das instabilidades/estabilidades entre elas afetará diretamente os resultados da produção dos agricultores familiares:

$AC_{ijt}$  = área agregada colhida com feijão, mandioca e milho.

$PD_{ijt}$  = Produtividade agregada de feijão, mandioca e milho.

$VP_{ijt}$  = Valor da produção agregada de feijão, mandioca e milho, corrigida para 2017 pelo IGP-DI da FGV.

$PC_{ijt}$  = Produção anual per capita de feijão, mandioca e milho.

O índice  $i$  ( $i = 1, 2$ ) representa o  $i$ -ésimo estado;  $j$  ( $j = 1, 2, \dots, n_j$ ), o  $j$ -ésimo município; e  $t$  ( $t = 1991, 1992, \dots, 2017$ ).

Os agricultores decidem para cada ano agrícola em que as áreas vão plantar. Contudo, as áreas colhidas nem sempre serão as que foram plantadas, justamente em decorrência das instabilidades climáticas. Em geral, as áreas colhidas serão menores do que as plantadas. Assim, admite-se que a instabilidade associada à área colhida é um fator gerador de instabilidade na atividade no município.

As tecnologias de cultivo adotadas nessas três lavouras no Semiárido dos dois estados, na maioria, são bastante rudimentares e com o uso de variedades de baixo valor genético e totalmente dependentes da pluviometria. Acrescentam-se a essas dificuldades, as práticas de limpezas das áreas em que o fogo ainda é utilizado. Assim, admite-se que essa sinergia de eventos provocará instabilidades na produtividade da terra no cultivo dessas lavouras nos municípios estudados.

O valor corrigido da produção é obtido da multiplicação do preço corrigido pela quantidade produzida. Os preços unitários do feijão, mandioca e milho que os agricultores recebem ao comercializarem os excedentes oscilam ao longo dos anos como decorrência das instabilidades do mercado e do clima. Assim, o valor da produção dessas atividades em cada município

computa a instabilidade da sinergia entre três variáveis: área colhida, produtividade e preços.

A quarta variável utilizada na pesquisa é a produção agregada anual per capita das três lavouras. A suposição é que, se no transcorrer do tempo a produção do município não conseguir avançar ao ritmo do crescimento da sua população, ocorrerá queda da produção de três itens importantes, tanto para a segurança alimentar e alimentação de animais quanto para a geração de renda nas áreas rurais dos municípios.

### **Metodologia para captar as instabilidades nas lavouras**

Para captar as instabilidades associadas às variáveis, utilizam-se como instrumento de aferição os respectivos coeficientes de variação (CV). Por definição, o CV afere a relação percentual entre o desvio padrão e a média aritmética de uma variável aleatória. O CV tem a utilidade de medir a heterogeneidade ou a homogeneidade que se observa na distribuição dos valores de uma variável aleatória em torno do seu valor esperado. O CV pode ser usado como medida de desigualdade de instabilidade e para aferir a exatidão de resultados experimentais (Pimentel-Gomes, 1987; Garcia, 1989; Sorensen, 2000; Punt, 2003; Vaz, 2017).

A vantagem do CV nesse tipo de avaliação em relação a outras medidas de variabilidade é que ele é invariante com as unidades de medidas e, assim, permite a comparação de desigualdades ou de instabilidades entre variáveis aferidas em diferentes unidades de medida. (Allison 1978; Garcia, 1989; O'Reilly III et al., 1989; Wiersema & Bantel, 1993; Sorensen, 2000; Punt, 2003; Bellù, 2006; Wanner et al., 2014).

Quanto mais próximo de zero for o CV associado à distribuição de uma variável aleatória, mais homogênea, ou mais estável, será a distribuição das observações em torno da média. Embora o coeficiente não possua limite superior, para usar o CV como indicador de aferição de homogeneidade ou de heterogeneidade da distribuição de uma variável aleatória é necessário

definir seus valores críticos mínimos. Pimentel-Gomes (1987) estabeleceu limites gerais para classificação dos CV em experimentos agrícolas (Tabela 2).

**Tabela 2.** Classificação do coeficiente de variação de acordo com a amplitude.

Classificação do CV	Amplitude do CV
Baixo	CV < 10%
Médio	10% ≤ CV < 20%
Alto	20% ≤ CV < 30%
Muito alto	CV ≥ 30%

Fonte: Gomes (1987).

### Construção do índice de instabilidade (INST)

Constrói-se aqui o índice de instabilidade (INST) para agregar, de forma ponderada, os quatro indicadores de instabilidades. Para tanto, definem-se as seguintes variáveis:

$Y_{1j}$  = CV estimado para as áreas colhidas dos municípios selecionados do Ceará e Rio Grande do Norte.

$Y_{2j}$  = CV estimado para as produtividades dos municípios selecionados do Ceará e Rio Grande do Norte.

$Y_{3j}$  = CV estimado para o valor corrigido da produção dos municípios selecionados do Ceará e Rio Grande do Norte.

$Y_{4j}$  = CV estimado para a produção per capita dos municípios selecionados do Ceará e Rio Grande do Norte.

Com base nessas definições, constrói-se o índice de instabilidade (INST),

$$INST_{ij} = \sum P_k Y_{ijk} \quad (1)$$

em que  $P_k$  ( $k = 1, 2, 3, 4$ ;  $\sum P_k = 1$ ) são pesos associados aos indicadores de instabilidade  $Y_{ijk}$ .

Como as variáveis da equação 1 estão aferidas em percentuais e os pesos são adimensionais, os resultados associados ao INST também serão adimensionais e interpretados em percen-

tuais. Assim, sua amplitude fica situada entre zero por cento (0%) e o valor superior definido para cada município. Quanto maior a magnitude do INST, mais instável é o município em relação ao conjunto dos quatro indicadores.

Segundo Markowitz (1952), quem toma decisão de investir em alguma atividade econômica tem como regra de decisão considerar a maximização de retornos esperados com menores variações em torno desses valores, vale dizer, com as menores instabilidades dos retornos. Calculado pela equação 1, com base em séries temporais e da forma como os indicadores foram definidos, o INST aferirá as variações relativas (CV) em torno dos valores esperados de cada indicador de forma ponderada ao longo do tempo.

Portanto, o INST pode ser interpretado como uma proxy de medida de risco que os agricultores assumirão ao decidir cultivar essas lavouras. O conjunto desses indicadores aferidos de forma ponderada mede a sinergia de como a instabilidade se manifesta (Markowitz, 1952).

Outra decisão tomada aqui refere-se à forma como os pesos  $P_k$  são construídos. Há pelo menos três possibilidades. A mais simples, geralmente adotada em boa parte dos trabalhos que constroem índices, é a atribuição de pesos iguais, que somem um (1) no conjunto, para cada um dos indicadores. Como são quatro os indicadores neste estudo, se fosse adotado esse critério cada peso valeria um quarto ( $1/4 = 0,25$ ). Como se trata de decisão arbitrária, e que não leva em consideração a participação relativa de cada indicador que, não necessariamente, será equiprovável na formatação do índice, a alternativa foi descartada.

Uma segunda possibilidade de definição dos pesos é usar técnicas de programação linear (PPL). Nesse caso, a suposição é que as variáveis são linearmente independentes e não aleatórias. Esse foi o procedimento adotado na pesquisa de Rocha et al. (2019), mas descartado aqui – estimou-se a matriz de correlação dos indicadores e constatou-se que os indicadores utilizados para a construção do INST são linearmente correlacionados.

A terceira alternativa para a geração dos pesos é via análise fatorial (AF), com decomposição em componentes principais. Nesse caso, a hipótese é que as variáveis são correlacionadas. Essa foi a opção adotada neste estudo depois da estimação da matriz de correlação dos indicadores. Na construção dos indicadores utilizados aqui, ficou claro que havia forte correlação entre eles. Ainda assim, procedeu-se à estimativa da matriz de correlação para confirmar que a pesquisa havia feito a opção correta de geração de pesos.

### Resumo do procedimento de análise fatorial

Os fundamentos técnicos da AF estão na correlação entre as variáveis utilizadas. Para que a técnica seja viável, é necessário que a matriz de correlação entre as variáveis não seja identidade (Thornton et al., 2008; Fávero et al., 2009; Hahn et al., 2009; Guillaumont & Simonet, 2011; Bezerra, 2016; Lira et al., 2016).

Basicamente a AF pode ser desdobrada nestas etapas: a) análise da matriz de correlações e adequações do uso do método; b) extração dos fatores iniciais e determinação do número de fatores; c) rotação dos fatores, quando são extraídos mais de um fator; d) interpretação dos fatores com a possibilidade de gerar pesos a partir dos escores fatoriais estimados (Fávero et al., 2009).

Segue um resumo do método de análise multivariada, que, neste estudo, é a decomposição em componentes principais, que é de utilidade para a aferição dos pesos usados na estimação do índice de instabilidade.

Em geral, pode-se representar um modelo de análise fatorial da seguinte forma:

$$X = \alpha f + \varepsilon \quad (2)$$

$X = (X_1, X_2, \dots, X_p)^T$  é um vetor transposto de  $p$  variáveis aleatórias observáveis;  $f = (f_1, f_2, \dots, f_r)^T$  é um vetor transposto com  $r$  componentes ( $r < p$ ) de variáveis não observáveis, ou variáveis latentes, chamadas de fatores;  $\alpha$  é uma matriz

( $p \times r$ ) de coeficientes fixos chamados de cargas fatoriais;  $\varepsilon = (\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_p)^T$  é um vetor transposto de termos aleatórios. Normalmente  $E(\varepsilon) = E(f) = \mathbf{0}$ . Uma propriedade adicional associada aos fatores é que eles são ortogonais.

O modelo considera que as  $p$  variáveis observáveis, extraídas de uma população com vetor de média  $\mu$  e matriz de covariância  $\Sigma$ , são linearmente dependentes de algumas variáveis não observáveis  $F_1, F_2, F_3, \dots, F_m$ , denominadas fatores comuns, e de  $p$  fatores adicionais  $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, \dots, \varepsilon_p$ , denominados erros ou fatores específicos (Basilevsky, 1994; Johnson & Wichern, 2007; Fávero et al., 2009).

A AF exige os seguintes passos: analisar a matriz de correlações, confirmando que não se trata de matriz identidade; verificar a estatística Kaiser-Meyer-Olkin (KMO); realizar o teste de esfericidade de Bartlett; analisar a matriz anti-imagem; avaliar o percentual de explicação da variação acumulada dos componentes estimados. O método adotado para extração dos fatores foi a decomposição em componentes principais, cuja característica é a busca por uma combinação linear das variáveis observadas de forma a maximizar a variância total explicada (Fávero et al., 2009).

### Estimação das diferenças entre os INST do Ceará e Rio Grande do Norte

Para estudar se há diferença estatística entre os INST estimados para o Ceará e o Rio Grande do Norte, usa-se a seguinte equação:

$$INST_i = \beta_0 + \beta_1 D + \omega_j \quad (3)$$

$D$  é uma variável *dummy* que assume valor zero (0) quando o *INST* se referir ao Ceará, e valor unitário (1) quando o *INST* se referir ao Rio Grande do Norte;  $\beta_0$  é a média do *INST* para o Ceará;  $\beta_1$ , sendo significativamente diferente de zero, sugere que as médias dos *INST* do Ceará e do Rio Grande do Norte são estatisticamente diferentes. Sendo positivo, sugerirá que o *INST* médio do Rio Grande do Norte é maior do que o do Ceará exatamente na sua magnitude

$(\beta_0 + \beta_1)$ . Sendo negativo, significa que a média do *INST* estimado para o Ceará é maior do que a estimada para o Rio Grande do Norte, numa dimensão que será igual a  $(\beta_0 - \beta_1)$ . O termo aleatório  $\omega_i$ , por hipótese, atende às propriedades estabelecidas pelo modelo linear clássico de ter média zero, não ser autorregressivo e ter variância constante, para que os parâmetros possam ser estimados usando a técnica dos mínimos quadrados ordinários (Wooldridge, 2012).

## Resultados

Os CV dos indicadores estimados sugerem a existência de grande instabilidade para todas as variáveis. Com efeito, os CV estimados de área colhida, produtividade, valor da produção e produção per capita exibem enormes amplitudes (Tabela 3).

Aplicando a classificação proposta por Pimentel-Gomes (1987), observa-se que as categorias de CV alto e muito alto prevaleceram em todas as variáveis. No Ceará, em apenas três municípios (1,7% do total estudado) os CV das áreas colhidas foram enquadrados como “médios”. Para as demais variáveis, em todos os municípios, os CV foram caracterizados como “altos” ou “muito altos”, com predominância desta última categoria. No caso do valor da produção e produção per capita no Ceará, 100% dos municípios exibem CV muito altos. Para a produtividade, 98% dos municípios possuem CV muito alto e, para a área colhida, 82,2% (Tabela 4).

No Rio Grande do Norte, os CV de todos os indicadores são altos e muito altos, com majoritária prevalência desta última categoria. Para o valor da produção, 100% dos municípios possuem CV muito alto. Para produtividade, área colhida e produção per capita, os valores são 97,2 %, 97,1% e 96,5%, respectivamente.

Os resultados alcançados para a construção do *INST* se mostraram bastante adequados para a utilização da AF mediante a técnica de decomposição em componentes principais. A matriz de correlação entre as variáveis mostrou valores entre 0,463 a 0,822, todos estatisticamente diferentes de zero (Tabela 5).

Como a matriz de correlação mostrou que todas as variáveis estão correlacionadas – não é uma matriz identidade –, prosseguiu-se na estimação dos componentes principais pela AF, tendo sido geradas as estatísticas mostradas na Tabela 6.

Para que a AF se aplique, o valor crítico da estatística KMO tem de ser maior do que 0,500 (Fávero et al., 2009) – aqui, o valor estimado foi de 0,786. A variância explicada pelo único fator estimado foi de 72,20%, e a estatística de Bartlett confirma que a matriz de correlação não é identidade. Com base nesses resultados, geram-se, a partir dos componentes, ou dos escores fatoriais, os pesos apresentados na última coluna da Tabela 6.

Assim,

$$INST = 0,27Y_1 + 0,22Y_2 + 0,26Y_3 + 0,25Y_4 \quad (3a)$$

**Tabela 3.** Estimativas dos CV máximos e mínimos das variáveis estudadas no Ceará e Rio Grande do Norte em 1991–2015.

Variável (CV em %)	Ceará		Rio Grande do Norte	
	Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo
Área colhida	11,1	92,3	24,4	141,6
Produtividade	26,8	183,9	25,3	194,8
Valor da produção	31,7	184,7	37,6	177,3
Produção per capita	31,8	126,2	15,0	193,1

Fontes: IBGE (1991–2017).

**Tabela 4.** Quantidades e porcentagens de municípios de acordo com a classificação dos respectivos CV das variáveis.

Classificação <sup>(1)</sup>	Ceará		Rio Grande do Norte	
	Número de municípios	%	Número de municípios	%
<b>Área = Y<sub>1</sub></b>				
Baixo	0	0,0	0	0,0
Médio	3	1,7	0	0,0
Alto	28	16,1	3	2,1
Muito Alto	143	82,2	141	97,1
<b>Produtividade = Y<sub>2</sub></b>				
Baixo	0	0,0	0	0,0
Médio	0	0,0	0	0,0
Alto	3	1,7	4	2,8
Muito Alto	171	98,3	140	97,2
<b>Valor da produção = Y<sub>3</sub></b>				
Baixo	0	0,0	0	0,0
Médio	0	0,0	0	0,0
Alto	0	0,0	0	0,0
Muito Alto	174	100	144	100
<b>Produção per capita = Y<sub>4</sub></b>				
Baixo	0	0,0	0	0,0
Médio	0	0,0	2	1,4
Alto	0	0,0	3	2,1
Muito Alto	174	100	139	96,5

<sup>(1)</sup> Classificação baseada em Gomes (1985).

Fonte: elaborado com dados do IBGE (1991-2017).

**Tabela 5.** Matriz de correlação entre as variáveis utilizadas – para calcular o INST.

Variáveis (CV%) <sup>(1)</sup>	Y <sub>1</sub>	Y <sub>2</sub>	Y <sub>3</sub>	Y <sub>4</sub>
Y <sub>1</sub>	1,000	0,556 (0,000)	0,822 (0,000)	0,715 (0,000)
Y <sub>2</sub>		1,000	0,463 (0,000)	0,488 (0,000)
Y <sub>3</sub>			1,000	0,692 (0,000)
Y <sub>4</sub>				1,000

<sup>(1)</sup> Valores entre parênteses representam a significância estatística.

Fonte: IBGE (1991-2017).

Um comentário acerca da magnitude dos pesos é que eles decorrem da forma como as variáveis se correlacionam. Refletem relações estatísticas entre variáveis aleatórias. Como os pesos variaram de 0,22 a 0,27 (amplitude de 0,05), e em torno do valor equiprovável para os pesos (0,25), pode-se inferir que a escolha dos indicadores foi pertinente e adequada para a construção do *INST*.

Com base nos resultados estimados para todos os municípios estudados do Ceará e Rio Grande do Norte, estima-se que a média do *INST* é de 71,5%. Em torno dessa média gravitam



**Tabela 6.** AF – decomposição em componentes principais.

Variável	Componente <sup>(1)</sup>	Escore fatorial <sup>(2)</sup>	Peso
Y <sub>1</sub>	0,922	0,319	0,27
Y <sub>2</sub>	0,712	0,246	0,22
Y <sub>3</sub>	0,891	0,308	0,26
Y <sub>4</sub>	0,859	0,297	0,25
Teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)		0,786	
Teste de esfericidade de Bartlett		Rejeita a hipótese de matriz de correlação ser identidade a 5% de significância	
Variância total explicada (%)		72,20	

<sup>(1)</sup> Métodos de extração: componentes principais com um componente extraído.

<sup>(2)</sup> Variáveis não padronizadas.

Fonte: IBGE (1991-2017).

valores que variam de 32,6% no Ceará a 141,9% no Rio Grande do Norte. Fazendo o desdobramento, constata-se que a amplitude de variação para o *INST* do Ceará ( $INST_{CE}$ ) é de 72,8%, cujos limites estão contidos na expressão

$$32,6\% \leq INST_{CE} \leq 105,4\%$$

Para o Rio Grande do Norte, o valor é 102,5%, com

$$39,4\% \leq INST_{RN} \leq 141,9\%$$

Para avaliar se há diferença estatística entre os *INST* dos dois estados, estimou-se a equação

$$INST = 57,795 + 30,150D \quad (3b)$$

O coeficiente de determinação ajustado, associado à equação 3b, foi de 0,35. Os coeficientes linear e angular estimados são estatisticamente diferentes de zero, ao nível de pelo menos 1% de probabilidade de erro. Portanto, rejeita-se a hipótese de que os *INST* estimados para o Ceará e Rio Grande do Norte são estatisticamente iguais.

Da equação 3b, depreende-se que a média estimada para o *INST* no Ceará é de aproximadamente 57,8%; o *INST* médio estimado para o Rio Grande do Norte é de 87,95% (57,795% + 30,150%). Assim, pode-se dizer que, em média, a instabilidade na produção de feijão, mandioca

e milho foi maior nos municípios do Rio Grande do Norte. Além disso, a amplitude de variação do *INST* no Rio Grande do Norte e os seus limites (inferior e superior) mostram que produzir essas lavouras nesse estado, no período aqui avaliado, foi bem mais instável ou arriscado do que no Ceará.

## Considerações finais

Todos os coeficientes de variação (CV) estimados para os indicadores área colhida, produtividade, valor da produção corrigido para 2017 e produção per capita foram bastante elevados, o que sugere altas instabilidades no período estudado, associadas a todos os quatro indicadores utilizados na construção do índice de instabilidade temporal (*INST*), tanto nos municípios do Ceará quanto nos do Rio Grande do Norte.

A construção do *INST* usou procedimentos de análise fatorial, com técnica de decomposição em componentes principais, tendo em vista as elevadas correlações entre os indicadores.

Conclui-se que os indicadores utilizados para aferir instabilidade nos dois estados exibiram CV enquadrados sobretudo nas categorias “alto” e “muito alto”, segundo classificação proposta por Pimentel-Gomes (1987). Isso se consolidou

nas amplitudes dos índices de instabilidade estimados para ambos os estados, com a produção de feijão, mandioca e milho nos municípios do Rio Grande do Norte bem mais instável do que nos do Ceará, avaliados por três instrumentos de aferição: a média do *INST* temporal, inclusive de um ponto de vista estatístico; a amplitude de variação do *INST* temporal estimado; e os limites inferiores e superiores dos *INST* estimado.

Assim, como as lavouras de feijão, mandioca e milho ocupam quase toda a área colhida com lavouras temporárias nos municípios estudados, e como são cultivadas em regime de sequeiro e em consórcio, sem uso de técnicas de irrigação, os resultados encontrados na pesquisa podem sugerir que as instabilidades temporais aferidas podem ser indicativos indiretos das instabilidades climáticas do Semiárido dos municípios estudados. Isso pode ser confirmado, ou rejeitado, em estudos futuros que coloquem os CV das pluviometrias dos municípios junto com as variáveis aqui estudadas. A dificuldade será reunir essas informações no período observado, já que em boa parte dos municípios não há estações confiáveis de coletas diárias de pluviometria.

Acredita-se que os resultados deste trabalho possam ser utilizados na busca de tecnologias que tornem menos instável a produção de alimentos tradicionais nos municípios estudados. Devem ser buscadas reduções das instabilidades temporais nas variáveis que definem a produção e que estão, de alguma forma, sob o controle dos agricultores, como a área a ser plantada, que nem sempre será igual à área colhida, justamente em decorrência da instabilidade que envolve a produção. Outra variável sobre a qual os produtores exercem algum controle, de preferência assistidos por assistência técnica e extensão, é a produtividade da terra na produção dessas lavouras.

A redução de instabilidade na produtividade está associada às tecnologias a serem adotadas. Irrigação é a sugestão imediata. Contudo, para fazer irrigação é necessária a disponibilidade de água acumulada em períodos anteriores –

a possibilidade de que ela seja buscada no subsolo ou em outras fontes, como a coleta nas chuvas. Isso fica difícil, quase impossível de acontecer, quando há anos sucessivos de seca, como no caso recente do Nordeste. Assim, parece que a busca de cultivares mais resilientes e adaptadas aos estresses provocados pelas condições climáticas dos municípios estudados parece ser a alternativa mais promissora – portanto, desafio para as entidades que geram pesquisas para o Semiárido.

Acredita-se que o mérito deste trabalho foi jogar luz sobre um problema sempre discutido, mas até então não avaliado como nesta pesquisa: aferir as instabilidades, medidas ao longo dos anos, de variáveis que são relevantes na definição da produção das lavouras de sequeiro do Semiárido que ocupam parcela significativa dos estabelecimentos do Nordeste.

## Referências

- ALLISON, P.D. Measures of Inequality. **American Sociological Review**, v.43, p.865-880, 1978. DOI: <https://doi.org/10.2307/2094626>.
- ALTIERI, M.A.; KOOHAFKAN, P. **Enduring farms: climate change, smallholders and traditional farming communities**. Penang: Third World Network, 2008.
- ANDERSEN, L.E.; VERNER, D.; WIEBELT, M. **Gender and climate change in Latin America: an analysis of vulnerability, adaptation and resilience based on household surveys**. La Paz: INESAD, 2014. (Development Research Working Paper Series 08/2014). Disponível em: <<https://www.econstor.eu/bitstream/10419/106343/1/814197523.pdf>>. Acesso em: 28 jul. 2019.
- ARAÚJO, T.B. de; SANTOS, V.M. dos. Desigualdades regionais e Nordeste em formação econômica do Brasil. In: ARAÚJO, T.P. de; VIANNA, S.T.W.; MACAMBIRA, J. (Org.). **50 anos de formação econômica no Brasil: ensaios sobre a obra clássica de Celso Furtado**. Rio de Janeiro: Ipea, 2009. p.177-200.
- BASILEVSKY, A. **Statistical factor analysis and related methods: theory and applications**. New York: J. Wiley & Sons, 1994. 445p. DOI: <https://doi.org/10.1002/9780470316894>.
- BELLÙ, L.G.; LIBERATI, P. **Policy Impacts on Inequality: Simple Inequality Measures**. 2006. Disponível em: <[http://www.fao.org/docs/up/easypol/448/simple\\_](http://www.fao.org/docs/up/easypol/448/simple_)

inequality\_mesures\_080en.pdf>. Acesso em: 5 maio 2019.

BEZERRA, F.N.R. **Sustentabilidade da matriz energética brasileira**. 2016. 124p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal do Ceará, Fortaleza.

BRASIL. Ministério da Integração Nacional. Conselho Deliberativo da Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste. Resolução nº 115, de 23 de novembro de 2017. Aprova a Proposição nº 113/2017, que acrescenta municípios a relação aprovada pela Resolução CONDEL nº 107, e 27 de julho de 2017. **Diário Oficial da União**, 5 dez. 2017. Seção1, p.32-34. Disponível em: <<http://sudene.gov.br/images/arquivos/semiario/arquivos/resolucao115-23112017-delimitacaodosemiario-DOU.pdf>>. Acesso em: 6 mar. 2020.

BUAINAIN, A.M.; GARCIA, J.R. Desenvolvimento rural do semiárido brasileiro: transformações recentes, desafios e perspectivas. **Revue Franco-Brésilienne de Géographie**, n.19, 2013. DOI: <https://doi.org/10.4000/confins.8633>.

CIRILO, J.A.; MONTENEGRO, S.M.G.L.; CAMPOS, J.N.B. A questão da água no semiárido brasileiro. In: BICUDO, C.E. de M.; TUNDISI, J.G.; SCHEUENSTUHL, M.C.B. (Org.). **Águas do Brasil: análises estratégicas**. São Paulo: Instituto de Botânica, 2010. p.81-91.

COSTA FILHO, J. **Efeitos da instabilidade pluviométrica sobre a previsão da produção de lavouras de sequeiro em áreas sujeitas à desertificação (ASD) no semiárido do Estado do Ceará: casos de Irauçuba e Tauá**. 2019. 100p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal do Ceará, Fortaleza.

DREGNE, H.E.; CHOU, N-T. Global desertification dimensions and costs. In: DREGNE, H.E. (Ed.). **Degradation and restoration of arid lands**. Lubbock: Texas Tech University, 1992. p.249-282.

DUQUE, J.G. **Solo e água no polígono das secas**. 5.ed. Mossoro: ESAM, 1980. (ESAM. Coleção Mossoroense, 142).

FÁVERO, L.P.; BELFIORE, P.; SILVA, F.L. da; CHAN, B.L. **Análise de dados: modelagem multivariada para tomada de decisões**. 2.ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

FERNANDES, R.T. **Condições socioeconômicas e degradação dos recursos naturais na zona rural de Vitória do Mearim**. 2005. 111p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Estadual do Maranhão, São Luís. Disponível em: <[http://www.dominiopublico.gov.br/pesquisa/DetalheObraForm.do?select\\_action=&co\\_obra=93243](http://www.dominiopublico.gov.br/pesquisa/DetalheObraForm.do?select_action=&co_obra=93243)>. Acesso em: 6 mar. 2020.

FISCHER, G.; SHAH, M.; VAN VELTHUIZEN, H. **Climate change and agricultural vulnerability**. Johannesburg: International Institute for Applied Systems Analysis, 2002.

GARCIA, C.H. **Tabelas para classificação do coeficiente de variação**. Piracicaba: IPEF, 1989. 12p. (IPEF. Circular técnica, 171).

GOMES, J. de C.; LEAL, E.C. **Cultivo de mandioca para as regiões dos Tabuleiros Costeiros**. Cruz das Almas: Embrapa Mandioca e Fruticultura, 2003. (Embrapa Mandioca e Fruticultura. Sistemas de Produção, 11). Disponível em: <[https://sistemasdeproducao.cnptia.embrapa.br/FontesHTML/Mandioca/mandioca\\_tabcosteiros/plantio.htm](https://sistemasdeproducao.cnptia.embrapa.br/FontesHTML/Mandioca/mandioca_tabcosteiros/plantio.htm)>. Acesso em: 2 maio 2019.

GUILLAUMONT, P.; SIMONET, C. **Designing an index of structural vulnerability to climate change**. [Clermont-Ferrand]: Fondation pour les Etudes et Recherches sur le Développement International, 2011. p.42.

HAHN, M.B.; RIEDERER, A.M.; FOSTER, S.O. The Livelihood Vulnerability Index: a pragmatic approach to assessing risks from climate variability and change: a case study in Mozambique. **Global Environmental Change**, v.19, p.74-88, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2008.11.002>.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 2006: Brasil, Grandes Regiões e Unidades da Federação**. Rio de Janeiro, 2009. 777p. Disponível em: <[https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/51/agro\\_2006.pdf](https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/51/agro_2006.pdf)>. Acesso em: 6 mar. 2020.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Produção Agrícola Municipal (PAM)**. Rio de Janeiro, 1991-2017.

IPCC. Intergovernmental Panel on Climate Change. Summary for Policymakers. In: STOCKER, T.F.; QIN, D.; PLATTNER, G.-K.; TIGNOR, M.; ALLEN, S.K.; BOSCHUNG, J.; NAUELS, A.; XIA, Y.; BEX, V.; MIDGLEY, P.M. (Ed.). **Climate Change 2013: The Physical Science Basis**. Cambridge: Cambridge University Press, 2013. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change.

JOHNSON, R.A.; WICHERN, D.W. **Applied multivariate statistical analysis**. 6<sup>th</sup> ed. New Jersey: Prentice Hall, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1002/0471667196.ess6094>.

LIRA, J.S. de; LEMOS, J. de J.S. LIMA, P.V.P.S. Capacidade de recuperação da agricultura familiar do Nordeste brasileiro: uma análise para o período 1990–2012. **Revista Econômica do Nordeste**, v.47, p.107-121, 2016.

MARENGO, J.A. (Coord.). **Mudanças Climáticas Globais e Efeitos sobre a Biodiversidade**: caracterização do clima atual e definição das alterações climáticas para o território brasileiro ao longo do século XXI: sumário técnico. Rio de Janeiro: MMA, 2007. Disponível em: <[http://mudancasclimaticas.cptec.inpe.br/~rmclima/pdfs/prod\\_probio/Sumario.pdf](http://mudancasclimaticas.cptec.inpe.br/~rmclima/pdfs/prod_probio/Sumario.pdf)>. Acesso em: 6 mar. 2020.

MARKOWITZ, H. Portfolio Selection. **The Journal of Finance**, v.7, p.77-91, 1952. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1952.tb01525.x>.

O'REILLY III, C.A.; CALDWELL, D.F.; BARNETT, W.P. Work Group Demography, Social Integration, and Turnover. **Administrative Science Quarterly**, v.34, p.21-37, 1989. DOI: <https://doi.org/10.2307/2392984>.

PEREIRA, G.R. **Correlação entre as secas e as perdas na agricultura de sequeiro no Semiárido Nordeste**. 2018. Disponível em: <[https://editorarealize.com.br/revistas/conadis/trabalhos/TRABALHO\\_EV116\\_MD1\\_SA23\\_ID185\\_19112018114546.pdf](https://editorarealize.com.br/revistas/conadis/trabalhos/TRABALHO_EV116_MD1_SA23_ID185_19112018114546.pdf)>. Acesso em: 2 maio 2019.

PIMENTEL-GOMES, F. **Curso de estatística experimental**. 12.ed. São Paulo: Nobel, 1987. 467p.

PUNT, C. **Measures of poverty and inequality**: a reference paper. 2003. Technical Paper 2003:4. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/15623/1/tp030004.pdf>>. Acesso em: 5 maio 2019.

ROCHA, S.F.; LEMOS, J.J.S.; CAMPOS, R.T.; MENEZES, R.H.N. Simulações de sustentabilidade e de formação de expectativas na produção de alimentos na agricultura familiar do Maranhão. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 57., 2019, Ilhéus. **Agricultura, alimentação e desenvolvimento**: anais eletrônicos. Brasília: SOBER, 2019.

ROSENZWEIG, C.; HILLEL, D. Climate change, agriculture and sustainability. In: LAL, R.; STEWART, B.A.; UPHOFF, N.; HANSEN, D.O. (Ed.). **Climate change and global food security**. Boca Raton: Taylor & Francis, 2005. p.243-268.

SORENSEN, A.T. Equilibrium Price Dispersion in Retail Markets for Prescription Drugs. **Journal of Political Economy**, v.108, p.833-850, 2000. DOI: <https://doi.org/10.1086/316103>.

THORNTON, P.K.; JONES, P.G.; OWIYO, T.; KRUSKA, R.L.; HERRERO, M.; ORINDI, V.; BHADWAL, S.; KRISTJANSON, P.; NOTENBAERT, A.; BEKELE, N.; OMOLO, A. Climate change and poverty in Africa: Mapping hotspots of vulnerability. **African Journal of Agricultural and Resource Economics**, v.2, p.24-44, 2008.

VAZ, M.A.B.; PACHECO, P.S.; SEIDEL, E.J.; ANSUJ, A.P. Classification of the coefficient of variation to variables in beef cattle experiments. **Ciência Rural**, v.47, e20160946, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1590/0103-8478cr20160946>.

WANNER, N.; CAFIERO, C.; TROUBAT, N.; CONFORTI, P. **Refinements to the FAO methodology for estimating the prevalence of undernourishment indicator**. Rome: FAO, 2014. (ESS Working Paper nº14-05). Disponível em: <<http://www.fao.org/3/a-i4046e.pdf>>. Acesso em: 5 maio 2019.

WIERSEMA, M.F.; BANTEL, K.A. Top Management Team Turnover as an Adaptation Mechanism: The Role of the Environment. **Strategic Management Journal**, v.14, p.485-504, 1993. DOI: <https://doi.org/10.1002/smj.4250140702>.

WOOLDRIDGE, J.M. **Introductory econometrics: a modern approach**. 5<sup>th</sup> ed. Mason: South Western Educational, 2012. 881p.