

Instabilidade Temporal na Produção Agrícola Familiar de Sequeiro no Semiárido do Nordeste Brasileiro

<http://dx.doi.org/10.21527/2237-6453.2020.50.186-200>

Recebido em: 22/6/2019

Aceito em: 10/9/2019

José de Jesus Sousa Lemos,¹ Daiane Felix Santiago²

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, que são 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 dos semiáridos dos Estados do Ceará e Rio Grande do Norte. O período de análise estende-se de 1991 a 2017. Os dados de origem secundária foram levantados junto as Pesquisas Agrícolas Municipais (PAM/IBGE). Utilizaram-se os Coeficientes de Variação (CV) das variáveis envolvidas na pesquisa para medir a instabilidade. Para criar o índice de instabilidade temporal (INST), que foi o instrumento aferidor da instabilidade agregada dos municípios, se agruparam os CVs das quatro variáveis num único fator. Para tanto utilizou-se o método de decomposição em componentes principais da análise fatorial. Os resultados apontaram que todos os municípios estudados apresentam níveis de instabilidade considerados altos ou muito altos. A pesquisa também mostrou que a instabilidade na produção dessas lavouras é maior no semiárido do Rio Grande do Norte do que no Estado do Ceará.

Palavras-chave: Agricultura instável. Produção de alimentos. Pobreza rural. Seca.

TEMPORAL INSTABILITY IN DRY FAMILY FARMING AGRICULTURE IN THE SEMIARID OF BRAZILIAN NORTHEAST

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 semiarid 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 Agricola 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. Food production. Rural poverty. Drought.

¹ Engenheiro agrônomo. Doutor em Economia Rural pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). Professor da Universidade Federal do Ceará (UFC) lemos@ufc.br

² Engenheira Agrônoma, doutoranda em Economia pela Universidade Federal de Uberlândia (UFU). daianefelix13@yahoo.com.br

Historicamente as populações que sobrevivem no semiárido brasileiro estão submetidas a vulnerabilidades de ordens climáticas, econômicas e sociais. Dificuldades que se elevam para os agricultores familiares, que têm a difícil tarefa de cultivar a terra em ambiente cuja característica predominante é a irregular pluviometria, de um ponto de vista temporal e espacial, além da ocorrência de solos rasos, com afloramento do cristalino, temperaturas elevadas e também o uso histórico de técnicas rudimentares de cultivos, além dos descasos do poder público (DUQUE, 1980; CIRILO; MONTENEGRO; CAMPOS, .2010; BUAINAIN, GARCIA, 2013).

Essas adversidades experimentadas na região comprometem o desempenho da produção agrícola, principalmente das lavouras alimentares de sequeiro. Essa sinergia de fatores faz com que a produtividade da terra 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 que a praticam bastantes vulneráveis às secas (SAMPAIO; GAMARRA-ROJAS, 2003; ARAÚJO; SANTOS, 2009; COSTA FILHO, 2019).

Cultivar lavouras de sequeiro depende diretamente das condições do clima. Mais precisamente, das precipitações de chuvas. Como os agricultores não exercem qualquer controle sobre a natureza, as oscilações das lavouras, em regime de sequeiro, devem-se à variabilidade das condições climáticas. São, portanto, atividades de alto risco. As fragilidades desse sistema de produção refletem-se nas oscilações das áreas colhidas, produções, produtividade, preços e renda associada a essas atividades (FISCHER; SHAH; VAN VELTHUIZEN, 2002; COSTA FILHO, 2019).

Segundo Fischer, Shah e Van Velthuizen (2002), os cultivos agrícolas de sequeiro dos pequenos agricultores familiares em áreas rurais dependem diretamente dos recursos naturais. Lavouras como feijão, mandioca e milho que são cultivadas por agricultores familiares segundo esse regime nos Estados que têm 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 *et al.*, 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 na produção e de produtividade, o que pode provocar desdobramentos ambientais, sociais e econômicos, como redução na oferta de alimentos, elevação dos preços e aumento da pobreza, sobretudo aquela da população que permanecer nos espaços rurais das regiões mais vulneráveis (ANDERSEN; VERNER; WIEBELT, 2014 ; PEREIRA, 2018).

A expectativa é que os agricultores familiares inseridos nos municípios do semiárido sejam mais vulneráveis às secas do que os agricultores localizados em áreas que não estão submetidas ao regime de escassez ou de má distribuição das chuvas, que caracterizam esse ecossistema, ou mesmo aqueles com acesso às tecnologias de irrigação (ROSENWEILG; HILLEL, 2005; ALTIERI; KOOHAFKAN, 2008).

Assim como em todo o Nordeste, nos Estados do Ceará e Rio Grande do Norte a agricultura de sequeiro é bastante presente. Esse tipo de agricultura, predominantemente voltada à tentativa de garantir segurança alimentar para as famílias e para os

animais de criação, é praticada por muitos agricultores familiares que cultivam essas lavouras e as têm como base alimentar de suas famílias, a exemplo do feijão, mandioca e milho, culturas agrícolas selecionadas nesta pesquisa (COSTA FILHO, 2019).

Ceará e Rio Grande do Norte são os dois Estados brasileiros reconhecidos pelo Ministério da Integração Nacional como os que possuem, em termos relativos, o maior número de municípios inseridos no clima semiárido. De acordo com a última redefinição elaborada por esse Ministério, dos 184 municípios cearenses, 175 são reconhecidos como incluídos no semiárido, o que equivale a 95% do total dos municípios do Estado. No Rio Grande do Norte, por sua vez, 147 dos seus 167 municípios (88%) são reconhecidos como fazendo parte do clima semiárido, de acordo com a última definição (MIN, 2017).

Vale ressaltar que os percentuais de áreas, municípios e populações inclusos no semiárido entendido, tal como prescreve a definição das Nações Unidas pela relação entre pluviometria e evapotranspiração potencial podem ser bem maiores do que esses já oficialmente reconhecidos. Isto porque inexitem estações meteorológicas em boa parte dos municípios desses dois Estados, o que dificulta a captação dos indicadores em séries suficientemente longas para estimar os índices de aridez que são os instrumentos técnicos definidores do clima (DREGNE; NAN-TING, 1992; MIN, 2017).

Estudaram-se os comportamentos das lavouras do feijão, mandioca e milho, tradicionalmente cultivadas pelos agricultores familiares do Ceará e Rio Grande do Norte entre 1991 e 2015. Acredita-se que ter informações quantificadas acerca dos níveis de instabilidades observadas ao longo dos anos pode subsidiar no planejamento para a produção futura dessas lavouras, tanto em nível das famílias diretamente envolvidas como dos agentes fomentadores de políticas de pesquisa, assistência técnica, extensão e fomento rural nesses dois Estados.

Assim, os objetivos da 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 entre 1991 e 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 nos municípios estudados nos dois Estados e no período investigado; c) identificar diferenças nos níveis de instabilidades temporal na produção alimentar nos dois Estados a partir das informações associadas aos municípios selecionados.

METODOLOGIA

O estudo utiliza dados coletados junto as Pesquisas Agrícolas Municipais (PAM) do IBGE no período de 1991 a 2017. Para que fosse possível elaborar as análises era necessário que os municípios selecionados constassem em todos os anos que compõem as séries. Ao longo dos anos estudados foram criados novos municípios a partir do desmembramento dos que então prevaleciam. Por essa razão apenas se conseguiram séries anuais contínuas das variáveis estudadas em 174 municípios do Ceará e em 144 do Rio Grande do Norte.

Dos 184 municípios cearenses, 175 estão reconhecidos pelo Ministério da Integração Nacional como pertencentes ao semiárido para todos os efeitos de políticas públicas. No Rio Grande do Norte são 147 dos seus 167 municípios reconhecidos oficialmente como pertencentes ao semiárido pelo Ministério da Integração Nacional em 2017 (MIN, 2017). Dessa forma, apenas um município do semiárido cearense e três do semiárido do Rio Grande do Norte ficaram de fora das duas séries avaliadas na pesquisa.

Optou-se por estudar as lavouras de feijão, mandioca e milho, que ocupam majoritariamente os estabelecimentos rurais, áreas colhidas e valor da produção nesses dois Estados, como é apresentado na Tabela 1, mas também por serem cultivadas predominantemente em regime de sequeiro. Por esta razão experimentam todas as oscilações climáticas, sobretudo aquelas decorrentes da instável precipitação pluviométrica tanto espacial quanto temporal que caracteriza o semiárido do Nordeste e desses dois Estados.

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

Variáveis	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, 2006.

Com base no Censo Agropecuário de 2006 (IBGE, 2006), depreende-se que essas lavouras têm abrangência na quase totalidade dos estabelecimentos rurais do Ceará (94,8%) e daqueles situados no Rio Grande do Norte (98,1%). No que se refere aos indicadores áreas colhidas e valor da produção, a relevância dessas lavouras segue padrões semelhantes. (Tabela 1). Essas estatísticas comprovam a importância dessas lavouras, tanto para a segurança alimentar, no suprimento de animais de criação, bem como na geração de excedentes que podem ser comercializados e prover rendas para os agricultores familiares.

Definição e Justificativa das Variáveis Utilizadas na Pesquisa

Para a realização do estudo optou-se pela agregação das áreas colhidas, produções, valores da produção e produtividade de feijão, mandioca e milho. E esta decisão fundamenta-se na prática bastante difundida em todo o Nordeste dos sistemas de produção associados a essas lavouras de ocorrerem de forma consorciada. Esse é o sistema de produção amplamente utilizado pelos pequenos agricultores de regiões tropicais porque, entre outras razões, promove uma maior estabilidade de produção, melhor utilização da terra e da força de trabalho, além de prover melhor controle de ervas invasoras e diminuir os riscos nos resultados finais na produção, tendo em vista que os agricultores esperam que ao menos uma delas apresente algum resultado sob condições de adversidade climática ou de mercado (GOMES; LEAL, 2003; FERNANDES, 2005).

Selecionaram-se variáveis em que se assume que a sinergia das instabilidades/estabilidades entre elas afetará diretamente os resultados da produção dos agricultores familiares. Assim, trabalha-se com as seguintes variáveis associadas a essas três lavou-

ras de sequeiro praticadas em cada um dos municípios estudados nos semiáridos do i-ésimo estado ($i = 1, 2$), no j-ésimo município ($j = 1, 2, \dots, n_i$) no ano t ($t = 1991, 1992, \dots, 2017$).

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.

Os agricultores decidem para cada ano agrícola as áreas que irão plantar com as lavouras estudadas em função daquelas que dispõem. As áreas colhidas sempre derivarão de áreas plantadas, contudo nem sempre a totalidade da área plantada corresponde à totalidade da área colhida, em decorrência das instabilidades climáticas. Em geral, as áreas colhidas serão menores do que as plantadas. Assim, assume-se no estudo que a instabilidade, associada às oscilações climáticas, que são tomadas como dadas, tendo em vista que não foram aferidas na pesquisa por não se dispor de informações necessárias para assim proceder, é um fator gerador de instabilidade na atividade agrícola do município.

As tecnologias de cultivo utilizadas nessas três lavouras no semiárido desses dois Estados, em sua maioria, são bastante rudimentares e com a utilização de variedades de baixo valor genético e totalmente dependentes da pluviometria. Acrescentam-se a essas dificuldades as práticas de limpeza das áreas, em que o fogo ainda é utilizado. Assim, na pesquisa assume-se que essa sinergia de eventos provocará instabilidades na produtividade da terra no cultivo dessas lavouras nos municípios estudado ao longo dos anos avaliados.

O valor corrigido da produção se obtém mediante a multiplicação do preço corrigido pela quantidade produzida. Os preços unitários de feijão, mandioca e milho que os agricultores recebem ao comercializarem os excedentes apresentam oscilações ao longo dos anos como decorrência das instabilidades de mercado e do clima, ambas fora da sua capacidade de controle. 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, contribuirá para a geração de escassez na produção de três itens importantes, tanto para a segurança alimentar como para a alimentação de animais, e também para a geração de renda nas áreas rurais dos municípios, gerando por isso instabilidades para as localidades.

Metodologia Utilizada para Captar as Instabilidades nas Lavouras

Para captar as instabilidades associadas às variáveis empregadas na pesquisa utilizam-se como instrumento de aferição os respectivos Coeficientes de Variação (CVs). 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 utilizado como medida de desigualdade de instabilidade e/ou para aferir a exatidão de resultados experimentais (GOMES, 1985; GARCIA, 1989; SØRENSEN, 2000; PUNT, 2003).

A vantagem de usar o CV nesse tipo de avaliação, em relação a outras medidas de variabilidade, é que é invariante com as unidades de medidas. Assim, permite a comparação de desigualdades ou de instabilidades entre variáveis aferidas em diferentes unidades de medida. (ALLISON 1978; GARCIA, 1989; O'REILLY; CALDWELL; BARNET, 1989; WIERSEMA, BANTEL, 1993; SØRENSEN, 2000; PUNT, 2003; FAO, 2006, 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 não tenha limite superior, para usar o CV como indicador de aferição de homogeneidade ou de heterogeneidade da distribuição de uma variável aleatória é necessário a definição de seus valores críticos mínimos. Gomes (1985) estabeleceu limites gerais para classificação dos CVs em experimentos agrícolas (Quadro1).

Quadro 1 – Classificação do Coeficiente de Variação (CV) de acordo com a sua amplitude

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

Fonte: GOMES, 1985.

Construção do Índice de Instabilidade (INST)

Nesta pesquisa se constrói o índice de instabilidade (INST) para agregar, de forma ponderada, os quatro indicadores de instabilidades utilizados na pesquisa. Para tanto se definem as seguintes variáveis:

Y_{1j} = CV estimado para as áreas colhidas dos municípios selecionados nos Estados do Ceará e Rio Grande do Norte no período estudado;

Y_{2j} = CV estimado para as produtividades dos municípios selecionados nos Estados do Ceará e Rio Grande do Norte no período investigado;

Y_{3j} = CV estimado para o valor corrigido da produção dos municípios selecionados nos Estados do Ceará e Rio Grande do Norte no período estudado; e

Y_{4j} = CV estimado para a produção *per capita* dos municípios selecionados nos Estados do Ceará e Rio Grande do Norte no período estudado.

Com base nessas definições se constrói o índice de instabilidade (INST) mostrada na equação (1).

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

Na equação (1), 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 percentuais. Sendo definida dessa forma, a amplitude do INST fica situada

entre zero por cento (0%) e o valor superior que é definido para cada município. Quanto maior a magnitude do INST, mais instável 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 menores instabilidades desses retornos. Calculado da forma demonstrada na equação (1), com base em séries temporais e com os indicadores definidos na forma em que o foram, o INST aferirá as variações relativas (CV) em torno dos valores esperados de cada indicador, e de todos eles, de forma ponderada ao longo dos anos. Espera-se que os indicadores agregados de forma ponderada no INST sejam capazes de aferir instabilidades no caso da agricultura de sequeiro praticada nos municípios do semiárido dos dois Estados.

O INST, portanto, pode ser interpretado como uma *proxy* de medida de risco que os agricultores assumirão ao decidirem cultivar essas lavouras. O conjunto desses indicadores aferidos de forma ponderada afere a sinergia de como a instabilidade se manifesta (MARKOWITZ, 1952).

Outra decisão tomada na pesquisa diz respeito à forma como os pesos P_k seriam construídos. Há pelo menos três possibilidades para fazer essa estimação. A mais simples, e que é 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 utilizados neste estudo, se fosse adotado este 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 utilizar técnicas de programação linear (PPL). Neste caso, a suposição é que as variáveis são linearmente independentes e não aleatórias. Este foi o procedimento adotado na pesquisa de Rocha (2018). Esta forma de estimação foi descartada porque antes de tomar a decisão acerca da técnica a ser utilizada para determinar os pesos, estimou-se a matriz de correlação dos indicadores. Nessa ocasião ficou constatado que os indicadores utilizados para a construção do INST são linearmente correlacionados.

A terceira alternativa para a geração dos pesos é por meio de Análise Fatorial (AF), com decomposição em componentes principais. Neste caso a hipótese é que as variáveis são correlacionadas. Esta foi a opção utilizada neste estudo depois da estimação da matriz de correlação dos indicadores. Na construção dos indicadores utilizados nesta pesquisa já ficou claro que havia forte correlação entre eles. Ainda assim, procedeu-se à estimativa da matriz de correlação entre eles para confirmar que a pesquisa havia feito a opção correta de geração de pesos.

Breve Resumo do Procedimento de Análise Fatorial que se Aplica ao Estudo

Os fundamentos técnicos da Análise Fatorial estão na correlação entre as variáveis que são utilizadas. Para que a técnica seja viável é necessário que a matriz de correlação entre as variáveis não seja uma identidade (BROOKS, 2003; THORNTON *et al.*, 2008; HAHN; RIEDERER; FOSTER, 2009; FÁVERO *et al.* 2009; GUILLAUMONT; SIMONET, 2011; LIRA; LEMOS; LIMA, 2016; BEZERRA, 2016).

Basicamente a Análise Fatorial (AF) pode ser desdobrada nas etapas a seguir: a) análise da matriz de correlações e adequações da utilização 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 que inclui a possibilidade de gerar pesos a partir dos escores fatoriais estimados (FÁVERO *et al.* 2009).

A seguir apresenta-se um resumo do método de análise multivariada, que no presente estudo foi a decomposição em componentes principais, no que é de utilidade para a aferição dos pesos utilizados na estimação do índice de instabilidade.

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

$$\mathbf{X} = \boldsymbol{\alpha}\mathbf{f} + \boldsymbol{\epsilon}; \quad (2)$$

Em que $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_p)^T$ se constitui num vetor transposto de “p” variáveis aleatórias observáveis; $\mathbf{f} = (f_1, f_2, \dots, f_r)^T$ é um vetor transposto com “r” componentes ($r < p$) de variáveis não observáveis, ou variáveis latentes, chamadas de fatores; $\boldsymbol{\alpha}$ é uma matriz ($p \times r$) de coeficientes fixos chamados de cargas fatoriais; $\boldsymbol{\epsilon} = (\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_p)^T$ é um vetor transposto de termos aleatórios. Normalmente $E(\boldsymbol{\epsilon}) = E(\mathbf{f}) = \mathbf{0}$. Uma propriedade adicional associada aos fatores é que eles são ortogonais.

O modelo considera que as p variáveis observáveis (X_1, X_2, \dots, X_p), extraídas de uma população com vetor de média μ e matriz de covariância Σ , são linearmente dependentes de algumas variáveis não observáveis $F_1, F_2, F_3, \dots, F_m$, denominadas de fatores comuns, e de p fatores adicionais $F_1, F_2, F_3, \dots, F_p$, denominadas de erros ou fatores específicos (BASILEVSKY, 1994; JOHNSON; WICHERN, 2007; FÁVERO *et al.*, 2009).

Para que seja feita a AF da maneira adequada é preciso efetuar 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 utilizado para extração dos fatores foi a decomposição em componentes principais, que tem como característica 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 do Rio Grande do Norte

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

$$\text{INST}_i = \beta_0 + \beta_1 D + \omega_i \quad (3)$$

Na equação (3), D é uma variável *dummy* que assume valor zero (0), quando o INST se referir ao Estado do Ceará, e valor unitário (1) quando o INST se referir ao Estado do Rio Grande do Norte. β_0 é a média do INST para o Ceará. O coeficiente β_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 ω_t , 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 utilizando-se a técnica dos mínimos quadrados ordinários (WOOLDRIDGE, 2012).

RESULTADOS

Os Coeficientes de Variação (CVs) dos indicadores utilizados na pesquisa e que foram estimados a partir das observações dos municípios estudados nos dois Estados sugerem a existência de uma grande instabilidade para todas as variáveis no período avaliado. Com efeito, os CVs estimados de área colhida, produtividade, valor da produção e produção *per capita* apresentam grandes amplitudes (Tabela 2).

Tabela 2 – Estimativas dos CVs máximos e mínimos das variáveis estudadas no Ceará e Rio Grande do Norte entre 1991 e 2015

Variáveis (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, vários anos.

Aplicando a classificação proposta por Gomes (1985) observa-se que as categorias de CV alto e muito alto prevaleceram em todas as variáveis utilizadas na pesquisa nos dois Estados. No Ceará apenas três (3) municípios (1,7% do total estudado) tiveram CV das áreas colhidas enquadrados na categoria de “Médio”. Todas as demais variáveis em todos os municípios cearenses tiveram CVs caracterizados como Altos ou Muito Altos, com predominância desta última categoria. Os indicadores valor da produção e produção *per capita* no Ceará tiveram 100% dos municípios enquadrados na categoria de CV Muito Altos. A produtividade teve 98% dos municípios enquadrados na categoria de CV Muito Alto. O indicador área colhida teve 82,2% dos seus municípios com CV Muito Alto (Tabela 3)

No Rio Grande do Norte todos os indicadores tiveram CV enquadrados nas categorias Altos e Muito Altos, com majoritária prevalência dessa última. Com efeito, em 100% dos municípios estudados nesse Estado o valor da produção teve CV estimado enquadrado na categoria de Muito Alto. Em 97,2 %, 97,1% e 96,5%, respectivamente, para produtividade, área colhida e produção *per capita*, os CVs foram classificados como Muito Altos no Rio Grande do Norte (Tabela 3).

Tabela 3 – Quantidades e percentagens de municípios de acordo com a classificação dos respectivos CVs das variáveis estudadas

Classificação*	Ceará		Rio Grande do Norte	
	Municípios	%	Municípios	%
	Área = Y₁			
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
	Produtividade = Y₂			
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
	Valor da Produção = Y₃			
Baixo	0	0,0	0	0,0
Médio	0	0,0	0	0,0
Alto	0	0,0	0	0,0
Muito Alto	174	100,0	144	100
	Produção Per Capita = Y₄			
Baixo	0	0,0	0	0,0
Médio	0	0,0	2	1,4
Alto	0	0,0	3	2,1
Muito Alto	174	100,0	139	96,5

*Classificação baseada em GOMES (1985).

Fonte: IBGE, vários anos.

Os resultados alcançados para a construção do INST mostraram-se 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 e 0,822, todos estatisticamente diferentes de zero (Tabela 4).

Tabela 4 – Matriz de correlação entre as variáveis utilizadas para calcular o INST

Variáveis (CV%)*	Y ₁	Y ₂	Y ₃	Y ₄
Y ₁	1,000	0,556 (0,000)	0,822 (0,000)	0,715 (0,000)
Y ₂		1,000	0,463 (0,000)	0,488 (0,000)
Y ₃			1,000	0,692 (0,000)
Y ₄				1,000

*Valores entre parênteses representam a significância estatística.

Fonte: IBGE, vários anos.

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 5.

Tabela 5 – Resultados Obtidos com a Decomposição em Componentes Principais

Variáveis	Componentes*	Escore Fatoriais**	Pesos
Y_1	0,922	0,319	0,27
Y_2	0,712	0,246	0,22
Y_3	0,891	0,308	0,26
Y_4	0,859	0,297	0,25
Teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)		0,786	
Teste de Esfericidade de Bartlet		Rejeita a Hipótese de Matriz de Correlação ser Identidade a 5% de significância	
Variância Total Explicada (%)		72,20	

*Métodos de Extração: Componentes principais com um componente extraído.

**Variáveis não padronizadas.

Fonte: IBGE, vários anos.

Para que a AF se aplique, o valor crítico da estatística KMO deve ser maior que 0,500 (FÁVERO *et al.*, 2009). Na pesquisa o valor estimado foi de 0,786. A variância explicada pelo único fator estimado foi de 72,20%. A estatística de Bartlet confirma que a matriz de correlação entre as variáveis utilizadas não é uma identidade. Com base nesses resultados geram-se, a partir dos componentes, ou dos escores fatoriais, os pesos apresentados na última coluna da Tabela 5.

Ancorados nesses pesos estima-se o INST que é dado pela seguinte equação:

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

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 no Ceará e no Rio Grande do Norte, avalia-se que a média do INST é de 71,5%. Em torno dessa média gravitam valores que variam de 32,6% no Ceará a 141,9% no Rio Grande do Norte. Fazendo o desdobramento do INST para o Ceará e Rio Grande do Norte constata-se que a amplitude de variação para o INST do Ceará (INST_{CE}) é de 72,8%, tendo os seus limites contidos na expressão a seguir:

$$32,6\% \leq \text{INST}_{\text{CE}} \leq 105,4\%$$

A amplitude de variação estimada para o INST do Rio Grande do Norte (INST_{RN}) é de 102,5%, com os seus limites inferior e superior mostrados na expressão que se segue:

$$39,4\% \leq \text{INST}_{\text{RN}} \leq 141,9\%$$

Para avaliar se há diferença estatística entre os INST considerados para o Ceará e para o Rio Grande do Norte estimou-se a seguinte equação:

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

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

Com base nas evidências mostradas na equação (3b) depreende-se que a média estimada para o INST no Ceará é aproximadamente 57,8%, e o INST médio estimado para o Rio Grande do Norte é de 87,95% (57,795% + 30,150%). Assim, pode-se afirmar que, em média, a instabilidade na produção de feijão, mandioca e milho, aferida a partir dos indicadores utilizados neste estudo, foi maior nos municípios estudados no Rio Grande do Norte do que naqueles estudados no Ceará entre 1991 e 2017. Além disso, a amplitude de variação do INST no Rio Grande do Norte, e os seus limites (inferior e superior) mostram que, de fato, produzir essas lavouras nesse Estado no período avaliado nesta pesquisa foi bem mais instável ou arriscado do que no Ceará.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Das evidências encontradas na pesquisa depreende-se que todos os Coeficientes de Variação (CVs) estimados para os indicadores área colhida, produtividade, valor da produção corrigido para 2017, e produção *per capita* foram elevados, o que sugere elevadas instabilidades ao longo dos anos estudados, associadas a todos os quatro indicadores utilizados na construção do Índice de Instabilidade Temporal, tanto nos municípios do Ceará como nos do Rio Grande do Norte.

O procedimento de análise fatorial com técnica de decomposição em componentes principais, mostrou-se adequado ao que se propunha na pesquisa, tendo em vista as elevadas correlações existentes entre os indicadores. Por meio do índice é possível aferir a situação de todos os municípios estudados no Ceará e no Rio Grande do Norte.

Conclui-se que os indicadores utilizados para aferir instabilidade nos dois Estados apresentavam CVs que estão enquadrados, em grande maioria, nas categorias de Alto e Muito Alto. Isto consolidou-se nas amplitudes dos índices de instabilidades estimados para ambos os Estados, observando-se que a produção de feijão, mandioca e milho nos municípios do Rio Grande do Norte mostrou-se bem mais instável, ao longo dos anos estudados, avaliando-se por três instrumentos de aferição: a média do INST temporal do Rio Grande do Norte foi bem maior, inclusive de um ponto de vista estatístico; a amplitude de variação do INST temporal estimado para o Rio Grande do Norte foi bem maior do que aquele estimado para o Ceará; os limites inferiores e superiores dos INST calculados para o Rio Grande do Norte são bem maiores do que aqueles estimados para o Ceará.

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 utilização de técnicas de irrigação, os resultados encontrados na pesquisa podem sugerir que as instabilidades temporais aferidas podem ser indicativos indiretos das instabilidades climáticas que acontecem nos semiáridos dos municípios dos dois Estados analisados. Isso pode ser confirmado (ou rejeitado) em estudos futuros que coloquem os CVs das pluviometrias dos municípios junto

com as variáveis estudadas nesta pesquisa. A dificuldade será reunir essas informações no período observado, tendo em vista que em boa parte dos municípios ainda não há estações confiáveis de coletas diárias de pluviometria.

Acredita-se que a relevância do estudo está na possibilidade de os seus resultados serem utilizados na busca de tecnologias que tornem a produção de alimentos tradicionais nos municípios estudados menos instável ao longo dos anos. Devem ser buscadas as reduções nas instabilidades temporais nas variáveis que definem a produção e que estão, de alguma forma, sob o controle dos agricultores: área a ser plantada, que nem sempre será igual às áreas colhidas, justamente em decorrência da instabilidade que envolve a produção. Outra variável sobre a qual os produtores exercem algum controle e que, devidamente assistidos por um serviço de assistência técnica e extensão competente, é a produtividade da terra no cultivo dessas lavouras.

A redução de instabilidade na produtividade está associada às tecnologias a serem utilizadas. Irrigação é a que salta de imediato como sugestão, contudo sabe-se que para fazer irrigação são necessárias a disponibilidade de água acumulada em períodos anteriores e a possibilidade de ser buscada no subsolo ou em outras fontes, como a coleta de água das chuvas. Isso fica difícil, quase impossível de acontecer, quando há anos sucessivos de seca, como foi o caso recente (2010/2017) no Nordeste. Assim, parece que a busca de cultivares mais adaptados e resilientes aos estresses provocados pelas condições climáticas dos municípios estudados apresenta-se como a alternativa mais promissora, constituindo, portanto, um grande desafio para as entidades que geram pesquisas para o semiárido.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem as sugestões pertinentes de dois pareceristas anônimos desta Revista.

REFERÊNCIAS

- ALLISON, P. D. 1978. "Measures of Inequality." *American Sociological Review*, 43, p. 865-880.
- ALTIERI, M. A.; KOOHAFKAN, P. *Enduring Farms: Climate Change, Smallholders and Traditional Farming Communities*. Penang, Malaysia: 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*. Econstor. La Paz, Bolivia. Working Paper. 2014. Disponível em: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/106343/1/814197523.pdf>. Acesso em: 2 jun. 2019.
- ARAÚJO, T. B.; SANTOS, V. M. 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 do 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: John Wiley & Sons. 1994. 445p.
- BEZERRA, F. N. R. *Sustentabilidade da matriz energética brasileira*. Fortaleza, CE: Universidade Federal do Ceará; Maer, 2016.
- BROOKS, N. *Vulnerability, Risk and Adaptation: A conceptual framework*. 2003. Disponível em: https://www.researchgate.net/publication/200032746_Vulnerability_Risk_and_Adaptation_A_Conceptual_Framework. Acesso em: 1º jun. 2019.
- BUAINAIN, A; GARCIA, J. Desenvolvimento rural do semiárido brasileiro: transformações recentes, desafios e perspectivas. *Revue franco-brésilienne de géographie/Revista Franco-Brasileira de Geografia*, n. 19, 2013.

- 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, v. 1, p. 81-91, 2010.
- 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. Tese (Mestrado Acadêmico em Economia Rural) – Universidade Federal do Ceará. Dissertação de Fortaleza, Ceará. 2019.
- DREGNE, H. E.; NAN-TING, C. Global desertification dimensions and costs. In: DREGNE, H. E. (ed.). *Degradation and restoration of arid land*: Lubbock, Texas: Texas Tech University; Eswaran, H., Lal, R., Reich, P. F., 1992. p. 249-282.
- DUQUE, J. G. *Solo e água no polígono das secas*. Fortaleza: Banco do Nordeste, 1980. (Coleção Mosso-roense).
- FAO. Food and Agriculture Organization of the United Nations. *Policy Impacts on Inequality Simple Inequality Measures*. 2006. Disponível em: http://www.fao.org/docs/up/easypol/448/simple_inequality_mesures_080en.pdf. Acesso em: 5 maio 2019.
- FAO. Food and Agriculture Organization of the United Nations. Refinements to the FAO methodology for estimation of the prevalence of undernourishment indicator. *Working Paper*, n. 14, 5, 2014. Disponível em: <http://www.fao.org/3/a-i4046e.pdf>
- FÁVERO, L. P. et al. *Análise de dados: modelagem multivariada para tomada de decisões*. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier Editora, 2009.
- FERNANDES, R. T. *Degradação ambiental e condições socioeconômicas do município de Vitória do Meirim, Maranhão*. 2005. Dissertação (Mestrado em Agroecologia) – Universidade Estadual do Maranhão, 2005.
- FISCHER, G.; SHAH, M.; VAN VELTHUIZEN, H. *Climate change and agricultural vulnerability*. Johannesburg: International Institute for Applied Systems Analysis to World Summit on Sustainable Development, Special Report, 2002.
- GARCIA, C. H. *Tabelas para classificação do coeficiente de variação*. Piracicaba: Ipef, 1989. 12p. (Circular técnica, 171).
- GOMES, F. P. *Curso de estatística experimental*. 12. ed. São Paulo: Nobel, 1985. 467p.
- GOMES, J. C.; LEAL, E. C. Cultivo de mandioca para as regiões dos Tabuleiros Costeiros. Cruz das Almas, Bahia: Embrapa Mandioca e Fruticultura. 2003. Disponível em: https://sistemasdeproducao.cnptia.embrapa.br/FontesHTML/Mandioca/mandioca_tabcoasteiros/plantio.htm. Acesso em: 2 maio 2019.
- GUILLAUMONT, P.; SIMONET, C. *Designing an index of structural vulnerability to climate change*. Ferdi – Fondation pour les Etudes et Recherches sur le Développement International, France, 2011, p. 42.
- HAHN, M.; RIEDERER, A.; FOSTER, S. 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, n. 1, p. 74-88, 2009.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censo Agropecuário 2006*. Brasil, Grandes Regiões e Unidades da Federação. 2006. Disponível em: https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/51/agro_2006.pdf.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Produção Agrícola Municipal*. [1991-2015]. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/9117-producao-agricola-municipal-culturas-temporarias-e-permanentes.html?=&t=o-que-e>.
- IPCC. Intergovernmental Panel on Climate Change. Summary for Policymakers. In: *Climate Change 2013: The Physical Science Basis*. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Edited by T. F. Stocker, D. Qin, G.-K. Plattner, M. Tignor, S. K. Allen, J. Boschung, A. Nauels, Y. Xia, V. Bex, and P. M. Midgley. Cambridge, UK; New York: Cambridge University Press, 2013.
- JOHNSON, A.; WICHERN, D. *Applied multivariate statistical analysis*. New Jersey: Prentice Hall, 2007.
- LIRA, J. S.; LEMOS, J. 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*, Fortaleza, v. 47, n. 4, p. 107-121, out./dez. 2016. Disponível em: <file:///C:/Users/JOSDEJ~1/AppData/Local/Temp/621-1347-1-SM.pdf>.
- MARENGO, J. et al. *Caracterização do clima atual e definição das alterações climáticas para o território brasileiro ao longo do século XXI*: sumário técnico. Rio de Janeiro: Ministério do Meio Ambiente – MMA, 2007.

- MARKOWITZ, H. Portfolio Selection. *The Journal of Finance*. v. 7, n. 1, p. 77-91, mar. 1952. Disponível em: https://www.math.ust.hk/~maykwok/courses/ma362/07F/markowitz_JF.pdf. Acesso em: 2 maio 2019.
- MIN. Ministério da Integração Nacional. *Resolução nº 115, de 23 de novembro de 2017*. Diário Oficial da União. Conselho Deliberativo da Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste – Sudene, 2017. Disponível em: <http://sudene.gov.br/images/arquivos/semiario/arquivos/resolucao115-23112017-delimitacaodosemiario-DOU.pdf>.
- O'REILLY, C. A.; CALDWELL, D. F.; BARNETT W. P. "Work Group Demography, Social Integration, and Turn-over." *Administrative Science Quarterly*, 34, p. 21-37, 1989.
- PEREIRA, G. R. *Correlação entre as secas e as perdas na agricultura de Sequeiro no Semiárido Nordestino*. 2018. Disponível em: https://editorarealize.com.br/revistas/conadis/trabalhos/TRABALHO_EV116_MD1_SA23_ID185_19112018114546.pdf. Acesso em: 2 maio 2019.
- PUNT, C. Measures of Poverty and Inequality: A Reference Paper. *Provide Technical Paper*, 4, 2003. Disponível em: <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/15623/1/tp030004.pdf>. Acesso em: 5 maio 2019.
- ROCHA, S. F. *Simulações de sustentabilidade e de formação de expectativas na produção de alimentos na agricultura familiar do Maranhão*. 2018. Dissertação (Mestrado Acadêmico em Economia Rural) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2018.
- ROSENZWEIG, C.; HILLEL, D. Climate change, agriculture and sustainability. In: LAL, R., UPHOFF, N.; STEWART, B. A.; HANSEN, D. O. (ed.). *Climate change and global food security*. London, UK: Taylor & Francis, 2005. p. 243-268.
- SAMPAIO, E. V. S. B. GAMARRA-ROJAS, C. F. L. Espacialização do uso da vegetação nativa no semi-árido nordestino. SEMINÁRIO SOBRE A VIABILIZAÇÃO DO SEMI-ÁRIDO, 9., 2003, Recife. *Anais [...]*. Recife: Ufpe/Sebrae, 2003. Disponível em: [file:///C:/Users/josel/Downloads/228658-63648-1-PB%20\(3\).pdf](file:///C:/Users/josel/Downloads/228658-63648-1-PB%20(3).pdf). Acesso em 5 maio 2019.
- SØRENSEN, A. T. Equilibrium Price Dispersion in Retail Markets for Prescription Drugs. *Journal of Political Economy*, v. 108, n. 4, p. 833-850, 2000.
- THORNTON, P. et al. Climate change and poverty in Africa: Mapping hotspots of vulnerability. *African Journal of Agricultural and Resource Economics*, v. 2, n. 1, p. 24-44, 2008.
- VAZ, M. A. B. et al. Classification of the coefficient of variation to variables in beef cattle experiments. *Ciência Rural*, Santa Maria, v. 47, p. 11, 2017. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/cr/v47n11/1678-4596-cr-47-11-e20160946.pdf>. Acesso em: 5 maio 2019.
- WIERSEMA, M.; BANTEL, K. "Top Management Team Turnover as an Adaptation Mechanism: The Role of the Environment." *Strategic Management Journal*, 14, p. 485-504. 1993.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Introductory econometrics: A modern approach*. South Western Educational Publishing, 2012. 881p. Disponível em: https://economics.ut.ac.ir/documents/3030266/14100645/Jeffrey_M._Wooldridge_Introductory_Econometrics_A_Modern_Approach__2012.pdf.