

**UM ESTUDO DAS RELAÇÕES ENTRE TAXA DE CÂMBIO,
QUANTIDADE EXPORTADA DE CASTANHA DE CAJU E PREÇO
RECEBIDO PELOS PRODUTORES NO ESTADO DO RIO
GRANDE DO NORTE**

**THE RELATIONSHIP BETWEEN EXCHANGE RATE,
QUANTITY EXPORTED OF CASHEW NUT AND PRICE
RECEIVED BY PRODUCERS IN RIO GRANDE DO NORTE
STATE, BRAZIL**

**LA RELACIÓN ENTRE TASA DE CAMBIO, CANTIDAD
EXPORTADA DE CASTAÑA DE CAJÚ Y PRECIO RECEBIDO
POR LOS PRODUCTORES EN EL ESTADO DE RIO GRANDE DO
NORTE, BRASIL**

José Marcione da Costa

Mestrando em Administração e Desenvolvimento Rural pela Universidade Federal Rural de Pernambuco (UFRPE), Brasil / Especialista em Gestão Pública pelo Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Rio Grande do Norte (IFRN) e em Gestão Ambiental e Desenvolvimento Sustentável pela UNINTER
jose.marcione@hotmail.com

Maria Josiane de Lima Guedes

Mestranda em Administração e Desenvolvimento Rural pela Universidade Federal Rural de Pernambuco (UFRPE) / Especialista em Gestão de Custos e Controladoria pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE)
josiane.guedes2010@gmail.com

André de Souza Melo

Professor adjunto II do Departamento de Economia da Universidade Federal Rural de Pernambuco (UFRPE), Brasil / Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Administração e Desenvolvimento Rural da UFRPE
andresouzam@gmail.com

Contextus

ISSNe 2178-9258

Organização: Comitê Científico Interinstitucional
Editor Científico: Carlos Adriano Santos Gomes
Avaliação: double blind review pelo SEER/OJS
Edição de texto e de layout: Carlos Daniel Andrade
Recebido em 01/03/2017
Aceito em 04/09/2017
2ª versão aceita em 09/10/2017

RESUMO

Este estudo busca examinar a relação entre a taxa de câmbio, a quantidade exportada de castanhas de caju e o preço recebido pelos produtores no estado do Rio Grande do Norte entre janeiro 2010 e junho de 2016. O estudo justifica-se pelo fato de a cadeia produtiva da amêndoa da castanha de caju possuir grande importância socioeconômica no estado em análise. Para alcançar o objetivo do estudo, foram utilizados testes de causalidade de Granger e o modelo econométrico de vetores autorregressivos (VAR). Os resultados das análises demonstraram que as exportações reagem em maior medida a mudanças cambiais apenas no curto prazo. Além disso, pôde-se verificar que as séries possuem estruturas basicamente autorregressivas.

Palavras-chave: Vetores autorregressivos. Castanha de caju. Exportações. Taxa de Câmbio. Preço.

ABSTRACT

This paper seeks to examine the relationship between the exchange rate, the quantity of exported cashew nuts and the price received by producers in the Brazilian state of Rio Grande do Norte from January 2010 to June 2016. The study is justified by the fact the production chain of cashew nut almonds has a great socioeconomic importance in the state in question. To achieve the purpose of the study, Granger causality tests and the econometric model of autoregressive vectors (VAR) were used. The analysis results demonstrated that exports react to exchange rate changes to a greater extent only in the short term. Moreover, the series were shown to have basically autoregressive structures.

Key words: Vector Autoregressions. Cashew nut. Export. Exchange rate. Price.

RESUMEN

Este documento tiene por objeto examinar la relación entre la tasa de cambio, la cantidad exportada de castañas de cajú y el precio recibido por los productores en el estado brasileño de Rio Grande do Norte, entre enero de 2010 y junio de 2016. El estudio se justifica por el hecho de que la cadena productiva de la nuez de castaña de cajú tiene gran importancia socioeconómica en el estado de que se trata. Para lograr el objetivo del estudio, se utilizaron tests de causalidad de Granger y el modelo econométrico de vectores autorregresivos (VAR). Los resultados del análisis mostraron que las exportaciones reaccionan en mayor medida sólo en el corto plazo a los cambios en las tasas de cambio. Por otra parte, se pudo observar que las series tienen estructuras básicamente autorregresivas.

Palabras clave: Vectores autorregresivos. Castaña de cajú. Exportaciones. Tasa de cambio. Precio.

1 INTRODUÇÃO

O Brasil foi o terceiro maior exportador de produtos agrícolas em 2011, com um total de vendas de US\$ 81,8 bilhões, que equivale a quase 30% de todas as exportações do país, ficando atrás somente dos Estados Unidos e da União Europeia (MAPA, 2012). Dentre os produtos que compõem a pauta de exportações do agronegócio brasileiro, encontra-se a amêndoa da castanha de caju, que, mesmo não apresentando percentuais de participação relevantes se comparada aos demais itens agrícolas do Brasil, destaca-se pelo total de receitas aferidas para a região Nordeste e também por representar uma das poucas culturas agrícolas passíveis de comercialização por pequenos agricultores nos estados do Piauí, Rio Grande do Norte e Ceará (BNB, 2009).

Com o cultivo do cajueiro, surge uma diversidade de produtos oriundos do seu pseudofruto, o caju. Dentre esses, podem ser citados o suco, o doce, o refrigerante e a aguardente. No entanto, é a amêndoa da castanha de caju (ACC), obtida a partir do processamento da castanha em casca, que possui maior relevância econômica dentro da cadeia do agronegócio do caju, sendo grande parte de sua produção destinada ao mercado externo (PAULA PESSOA; LEITE, 2013).

No cenário internacional, sobressaem-se como principais produtores o Vietnã, a Índia, o Brasil, a Nigéria e a Costa do Marfim, responsáveis por 85% de todo o volume mundial de produção de castanha de caju. No entanto, apenas os três primeiros países citados também encabeçam a lista de exportadores mundiais, pois a quarta posição é ocupada

pela Holanda. Esse país, mesmo não sendo produtor, exerce forte atuação no mercado na condição de centro comercial, superando a Nigéria e a Costa do Marfim. Convém ainda destacar que os principais países importadores da ACC brasileira são os Estados Unidos, o Canadá e a própria Holanda (PAULA PESSOA; LEITE, 2013).

Tratando especificamente do Brasil, a cajucultura encontra-se concentrada no Nordeste, região em que a atividade apresenta elevada importância socioeconômica. Isso se confirma com alguns números relativos à geração de renda e emprego: a) toda a cadeia produtiva da ACC fatura aproximadamente R\$ 450 milhões de reais; b) possui um total de área colhida de 754 mil hectares; bem como c) gera cerca de 63.000 empregos diretos no

campo e 15.000 na indústria (PAULA PESSOA; LEITE, 2013). Ressalta-se ainda que o período de maior demanda de mão de obra coincide com a entressafra de culturas tradicionais de subsistência no Nordeste, como o milho e o feijão, o que confere à cajucultura uma relevância estratégica na ocupação das pessoas no campo.

Diante desses fatos, revela-se a importância de estudos relativos à cadeia produtiva da ACC no contexto da região Nordeste, pois – apesar das dificuldades enfrentadas nos últimos seis anos com a propagação de pragas e doenças e com a falta de chuva – a atividade ainda gera grande quantidade de empregos e a região concentra os principais estados produtores e exportadores do país: o Ceará, o Rio Grande do Norte e o Piauí, conforme apresentado na Tabela 1.

Tabela 1 – Exportação de castanha de caju no Brasil em 2014 e 2015 por estado

Estados e Brasil	Quantidade (t) –	Participação (%)	Quantidade (t) –	Participação (%)
	2014	– 2014	2015	– 2015
Ceará	13.597	79,87%	10.681	82,43%
Rio G. do Norte	3.367	19,78%	2.248	17,35%
Piauí	51	0,30%	26	0,20%
São Paulo	6	0,04%	1	0,01%
Rio G. do Sul	1	0,01%	1	0,01%
BRASIL	17.023	100%	12.957	100%

Fonte: elaborado pelos autores com base em dados da SECEX, 2016.

Assim, além dos fatores citados anteriormente como a geração de emprego e renda e a ocupação das pessoas no campo no período da entressafra, a importância da atividade para o estado do Rio Grande do Norte manifesta-se também no volume das exportações. Analisando a Tabela 2,

percebe-se que a castanha de caju se apresenta em 2014 e 2015 como o terceiro e quarto produto de maior importância na pauta de exportações do estado, respectivamente. Nesses dois anos, a atividade rendeu aproximadamente US\$ 37 milhões de dólares ao estado, de acordo

com dados da Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Norte (FIERN).

Tabela 2 – Exportações no Rio Grande do Norte entre 2014 e 2015 (em US\$ 1 mil)

Produto	Valor US\$ FOB – 2014	Participação (%) – 2014	Produto	Valor US\$ FOB – 2015	Participação (%) – 2015
Melão	60.054	24%	Melão	63.204	25%
Tecidos de algodão	27.339	11%	Tecidos de Algodão	30.990	12%
Castanha de caju	20.092	8%	Sal	25.070	10%
Sal	19.033	8%	Peixes	19.149	8%
Peixes	11.492	5%	Castanha de Caju	17.323	7%
Outros	113.248	45%	Outros	96.314	38%
TOTAL	251.258	100%	TOTAL	252.050	100%

Fonte: elaborado pelos autores com base em dados da Federação das Indústrias do Estado do Rio Grande do Norte (FIERN).

Fundamentando a escolha das variáveis do estudo, conforme publicação do Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos – DIEESE (2006) há uma relação direta entre taxa de câmbio e exportação. Para o departamento, a valorização cambial incentiva as importações e prejudica as exportações, enquanto a depreciação cambial provoca o comportamento contrário. Assim, com a valorização cambial e seu consequente impacto nos preços das mercadorias, os países importadores de produtos brasileiros deverão pagar valores mais altos, o que pode acarretar perda de competitividade das exportações.

Diante disso, o presente estudo tem como objetivo analisar as relações existentes entre as variáveis: quantidade de castanha de caju exportada no Rio Grande

do Norte, taxa de câmbio e preço da castanha de caju recebido pelos produtores entre o período de janeiro de 2010 e junho de 2016. Para tanto, serão utilizados o teste de causalidade de Granger e o modelo dos vetores autorregressivos (VAR).

Alguns trabalhos analisaram o mercado exportador agrícola e suas ligações com a taxa de câmbio, como identificado em publicações de Carvalho e Silva (2008) e Sousa, Amorim e Coronel (2012). Encontrou-se ainda, em Araújo, Sousa e Santos (2008), um exemplo de estudo que utilizou o método VAR e variáveis semelhantes às utilizadas neste trabalho, porém com um produto distinto, o melão.

Portanto, com o intuito de atingir o objetivo estabelecido, considerou-se pertinente estruturar este artigo em mais quatro seções além desta introdução. A segunda apresenta uma revisão de literatura

que aborda alguns aspectos históricos e produtivos da cajucultura no Rio Grande do Norte. A terceira reporta os aspectos metodológicos que delinearam a elaboração do estudo. Na quarta seção, são expostos e analisados os resultados obtidos. E, por fim, a quinta seção traz as principais conclusões.

2 ASPECTOS HISTÓRICOS, POLÍTICOS, PRODUTIVOS DA CAJUCULTURA NO RIO GRANDE DO NORTE

A história da cajucultura no estado do Rio Grande do Norte confunde-se com o próprio desenvolvimento da atividade em todo o território nordestino. Namekata, Paula Pessoa e Parente (1991) reconhecem a existência de dois principais períodos que marcam a evolução da atividade produtiva. O primeiro iniciou-se ainda na época da colonização, estendendo-se até o início da década de 1960, e caracteriza-se pelo caráter extrativista, com uma produção em pequena escala e dispersa no território nordestino, sendo o fim principal do produto o consumo próprio. O segundo período, com início reconhecido como a partir de meados da década de 1960,

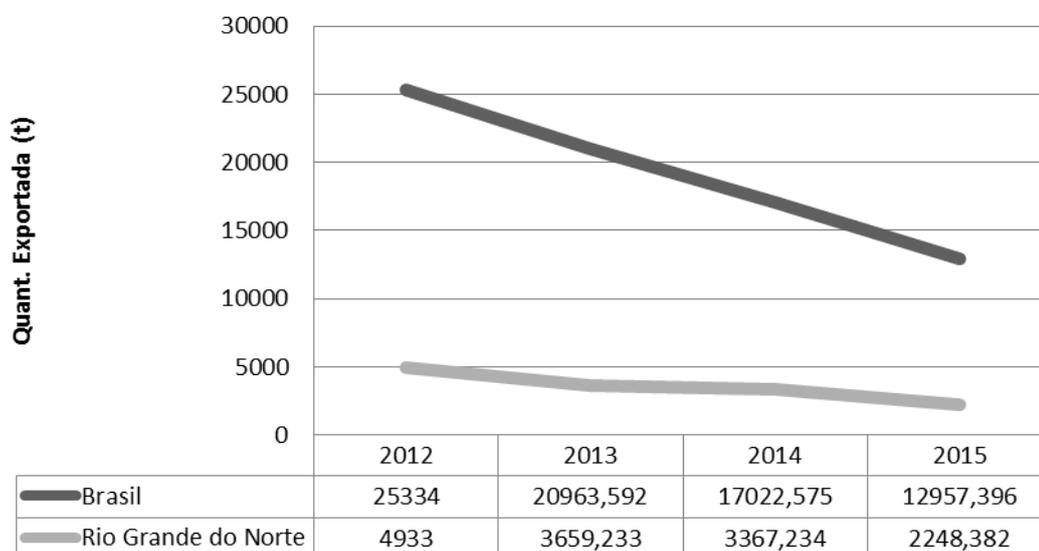
caracterizou-se por uma considerável expansão dos setores agrícola e industrial. O mercado favorável aos produtos do caju (ACC e LCC), a existência de incentivos fiscais e subsídios oferecidos a produtores e industriais, assim como o fato de serem produtos geradores de divisas, necessárias à consolidação do modelo exportador brasileiro, foram os responsáveis pela

acelerada expansão dessa agroindústria (NAMEKATA; PAULA PESSOA; PARENTE, 1991, p. 8).

Também contribuíram para aumentar a área cultivada e a produção outros fatores relativos ao mercado e às políticas públicas. No que se refere ao mercado, destaca-se o preço da castanha de caju, que se encontrava em elevação no período. Quanto às ações governamentais, podem-se citar o crédito subsidiado aos produtores e a prestação de assistência técnica (NAMEKATA; PAULA PESSOA; PARENTE, 1991). Assim, pode-se considerar que a combinação desses elementos culminou com a expansão da atividade produtiva de castanha de caju no Nordeste, incluindo o Rio Grande do Norte.

No entanto, o setor produtivo da cajucultura tem enfrentado grandes dificuldades principalmente a partir de 2011. A Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB) atribui a redução na quantidade de castanha de caju produzida e exportada nos últimos anos a dois fatores principais: a) a proliferação de doenças e pragas nos cajueirais e b) a severidade climática do ciclo da seca, que tem castigado nos últimos cinco anos a região nordestina. O Gráfico 1 expõe a quantidade exportada em toneladas de castanha de caju no Brasil e no Rio Grande do Norte entre 2012 e 2015.

Gráfico 1 – Quantidade de castanha de caju exportada no Brasil e no Rio Grande do Norte entre 2012 e 2015 (em toneladas)



Fonte: elaborado pelos autores com base em dados da SECEX, 2016.

Considerando a importância socioeconômica da castanha de caju para o estado do Rio Grande do Norte e para o Brasil, bem como levando em conta a sua atual situação, reitera-se a relevância de realizar pesquisas no setor, em busca de compreender sua conjuntura econômica, para que assim seja possível apontar propostas de solução para os problemas enfrentados e também fomentar a implementação de políticas públicas voltadas ao restabelecimento da sustentabilidade da atividade produtiva.

3 METODOLOGIA

3.1 Vetores autorregressivos (VAR)

No modelo de autorregressão vetorial (VAR), todas as variáveis são tratadas como endógenas, conforme proposto por Sims (1980). O modelo mostra uma verdadeira simultaneidade entre um conjunto de variáveis, tratadas sem que se distinga entre as endógenas e as exógenas (GUJARATI; PORTER, 2011).

Conforme mostrado em Enders (2001), o modelo VAR simples com duas variáveis pode ser descrito em sua forma primitiva conforme as equações 1 e 2 a seguir:

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (1)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (2),$$

em que y_t e z_t são séries estacionárias; ε_{yt} e ε_{zt} são ruídos brancos. Em resumo, as duas fórmulas dizem que os valores atuais da variável y_t podem ser explicados pelos seus próprios valores defasados e também pelos valores da variável z_t .

3.2 O teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (DFA)

Estudos que envolvem análises de séries temporais sempre necessitam verificar a condição de estacionariedade das séries. Tal condição implica que a média, a variância e autocorrelações não variam ao longo do tempo (ENDERS, 2001).

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_1 \quad (3)$$

As hipóteses para o teste são:

- hipótese nula H_0 : $\delta = 0$ – existe raiz unitária e a série é não estacionária; e
- hipótese alternativa H_a : $\delta < 0$ – a série não possui raiz unitária e é estacionária.

3.3 O teste de causalidade de Granger

O teste de causalidade de Granger visa estabelecer as relações de dependência

Segundo Hill, Judge e Griffiths (2010, p. 388), “[a]s consequências econométricas de uma série não ser estacionária são muito graves, levando a estimadores de mínimos quadrados, estatísticas de teste e preditores que não são confiáveis”. Diante disso, justifica-se a importância da verificação de estacionariedade.

O teste de estacionariedade mais usualmente utilizado é o de raiz unitária (GUJARATI; PORTER, 2011). Também para este artigo foi empregado o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (DFA), que pode ser expresso pela Equação 3, a seguir:

entre as variáveis e supõe que as informações estejam contidas exclusivamente nos dados das séries temporais das variáveis utilizadas, ou seja, que as variáveis sejam endógenas ao modelo. De acordo com Granger (1969), o modelo simples de causalidade pode ser representado conforme as equações 4 e 5 seguir:

$$x_t = \sum_{i=1}^m a_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^m b_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$y_t = \sum_{i=1}^m c_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^m d_i y_{t-i} + \eta_t \quad (5)$$

A definição de causalidade apresentada pelas equações acima demonstra que y_t causa x_t , no sentido de Granger, desde que os coeficientes b_j sejam estatisticamente diferentes de zero. Da mesma forma, x_t causa y_t , se os coeficientes c_j forem estatisticamente diferentes de zero. Se ambos esses eventos ocorrem, há uma causalidade bilateral entre x_t e y_t (GRANGER, 1969).

3.4 Decomposição de variância e função impulso repostada

A análise de modelos de vetores autorregressivos é realizada por meio de dois processos, sendo eles a decomposição de variâncias (VDC) e a função de impulso resposta (IRF). Com a decomposição de variância, pode-se encontrar “a fração da variância do erro projetado para cada valor, que resulta do efeito das próprias inovações e aquelas que provêm de inovações da outra variável” (PIMENTA JÚNIOR; SCHERMA, 2005, p. 22), ou seja, é a capacidade de explicação de cada uma das variáveis na determinação da variável de interesse. Por sua vez, a função impulso repostada, segundo os mesmos autores (PIMENTA JÚNIOR; SCHERMA, 2005,

p. 22), apresenta “a resposta às inovações em uma variável a um impacto de uma unidade de erro padrão sobre cada variável”. Assim, identifica-se como cada variável do modelo responde a choques nas variáveis.

3.5 Fonte dos dados e variáveis utilizadas

As séries utilizadas neste trabalho foram extraídas de fontes distintas. A taxa de câmbio utilizada foi a comercial, real (R\$) por dólar americano (US\$), que se encontra disponível no site do IPEADATA (2016). A série do preço da castanha de caju recebido pelos produtores potiguares foi obtida por meio de solicitação realizada por e-mail à Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB). E os dados referentes à quantidade exportada em quilogramas foram extraídos do Sistema da Análise de Informações de Comércio Exterior (ALICEWEB). Os dados são mensais com início em janeiro de 2010 e término em junho de 2016, constituindo assim um conjunto de 78 observações.

Após o devido tratamento, as séries foram denominadas da seguinte maneira: DLTC – logaritmo da taxa de câmbio

comercial diferenciada; DLPC – logaritmo do preço da castanha de caju recebido pelos produtores diferenciada; e LKG – logaritmo da quantidade de castanha de caju exportada pelo estado do Rio Grande do Norte em quilos.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

A apresentação dos resultados deste artigo descreve inicialmente os testes de estacionariedade das séries. Antes da realização do teste de raiz unitária, as séries foram colocadas em logaritmos, pois assim possibilitam uma melhor visualização das elasticidades (MELO; SAMPAIO, 2016). Em seguida, são expostos os resultados dos testes de causalidade de Granger, das funções impulso resposta e das decomposições de variância, baseando-se em argumentos de Stock e Watson (2001) para que a análise de vetores autorregressivos seja realizada por meio daqueles três processos.

4.1 Teste de estacionariedade das séries

Conforme já explicado com base em Enders (2001), para se trabalhar com a metodologia VAR, é necessário que as séries temporais utilizadas no modelo sejam estacionárias. Cumprindo tal condição, utilizou-se neste artigo o teste de raiz unitária Dickey-Fulley Aumentado (DFA).

Os resultados para o teste DFA demonstraram que, para a série quantidade de castanha exportada (LKG), foi rejeitada a hipótese nula de $H_0: \delta = 0$, concluindo-se pela não existência de raiz unitária na série, sendo possível defini-la quer como estacionária, quer como integrada de ordem 0, indicada por $I(0)$. Quanto aos testes para as séries preço da castanha (LPC) e taxa de câmbio (LTC), eles aceitaram a hipótese nula de existência de raiz unitária, o que as caracteriza como séries não estacionárias. Segundo Gujarati e Porter (2011, p. 753), “[s]e uma série temporal tem uma raiz unitária, as primeiras diferenças dessas séries temporais são estacionárias. A solução é tomar as primeiras diferenças das séries”. Assim, após realizada uma diferenciação, essas séries tornaram-se integradas de ordem 1, ou seja, $I(1)$.

4.2 Teste de causalidade de Granger

Reforçando o exposto na metodologia, o teste de causalidade de Granger “deve mostrar se uma série temporal provoca outra, se seus valores defasados são preditores significativos da outra série e se a relação inversa se verifica ou não de forma significativa” (PIMENTA JÚNIOR; SCHERMA, 2005). Assim, as tabelas 3, 4 e 5 apresentam os respectivos resultados do teste para as três variáveis definidas neste artigo.

Tabela 3 – Teste de causalidade de Granger para a variável quantidade exportada (LKG)

Variable	F-Statistic	Signif
LKG	63054,1051	0,0000000
DLPC	0,8424	0,4350760
DLTC	2,6506	0,0777903

Fonte: elaborado pelos autores (2016).

Com a análise da Tabela 3, percebe-se que não foi possível rejeitar a hipótese nula para a série preço da castanha (DLPC) em relação à quantidade exportada (LKG). Porém, pode-se rejeitar a hipótese nula, a um nível de significância de 10%, de que a

variável taxa de câmbio (DLTC) não causa, no sentido de Granger, variações na LKG. Assim, os resultados sugerem que a LKG pode ter como bons preditores os valores da série DLTC.

Tabela 4 – Teste de causalidade de Granger para a variável preço da castanha recebido pelos produtores (DLPC)

Variable	F-Statistic	Signif
LKG	2,7203	0,0729244
DLPC	0,7256	0,4877024
DLTC	3,5326	0,0346234

Fonte: elaborado pelos autores (2016).

Analisando (ver Tabela 4) o resultado do teste de causalidade de Granger para a variável preço da castanha (DLPC), pode-se inferir que esta é causada pelas variáveis quantidade exportada (LKG) e taxa de câmbio (DLTC) a um nível de significância

de 10%. Ou seja, existe a possibilidade de que o preço da castanha de caju, recebido pelos produtores no estado do Rio Grande do Norte, seja causado tanto pela DLTC, quanto pela LKG.

Tabela 5 – Teste de causalidade de Granger para a variável taxa de câmbio (DLTC)

Variable	F-Statistic	Signif
LKG	1,4049	0,2523151
DLPC	1,9774	0,1461920
DLTC	8,4707	0,0005132

Fonte: elaborado pelos autores (2016).

Os resultados apresentados na tabela anterior para a variável DLTC indicam que, a um nível de significância de 10%, as variáveis LKG e DLPC não causam, no sentido de Granger, efeitos na variável DLTC. Os resultados mostram que esta é

causada por valores passados de si mesma. Assim, de modo geral, pressupõe-se a não existência de causalidade entre a quantidade exportada e a taxa de câmbio, como também entre o preço da castanha e a taxa de câmbio.

4.3 Testes do modelo dos vetores autorregressivos

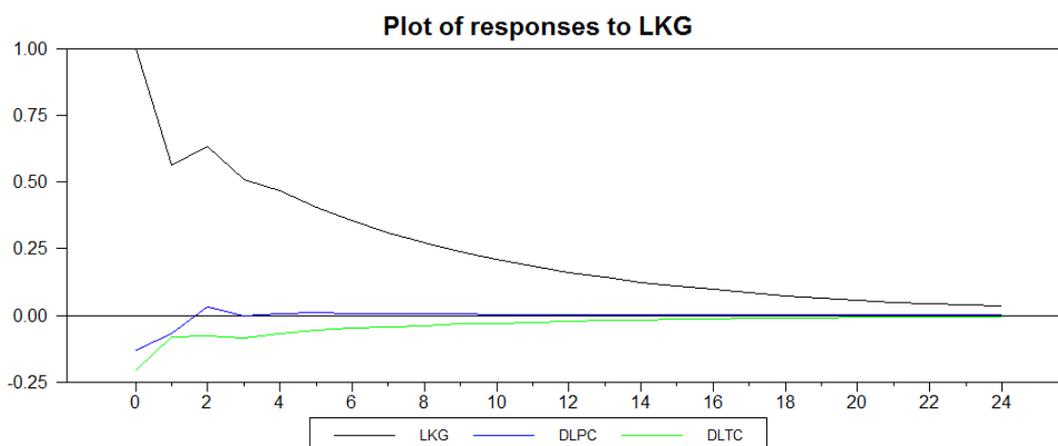
A seguir serão apresentados os resultados da função impulso resposta e das decomposições de variância. Porém, tem-se ainda a determinação do número de defasagens como última etapa necessária, uma vez que os testes de verificação de existência de raiz unitária nas séries já foram realizados. Foi utilizado o teste de Akaike para pequenas amostras – no caso

deste artigo, 78. O teste sugeriu um número de defasagens de dois *lags*.

4.3.1 Análise das funções de impulso resposta

A função impulso-resposta demonstra o comportamento das variáveis quando submetidas a choques ou inovações. Nos gráficos 2, 3 e 4 são apresentados os respectivos resultados das funções impulso-resposta para as três variáveis do modelo.

Gráfico 2 – Resposta das variáveis a um choque na quantidade exportada (LKG)

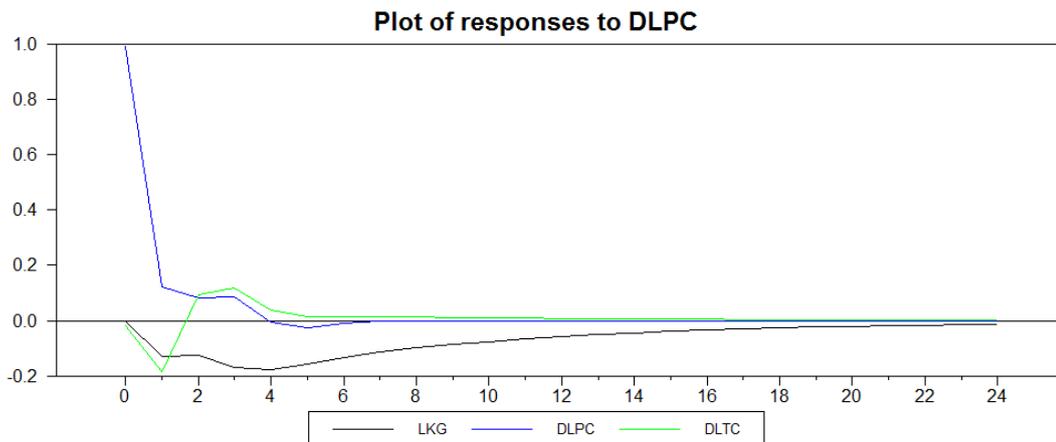


Fonte: elaborado pelos autores (2016).

Ao analisar os resultados a partir dos choques na quantidade exportada, percebe-se um rápido aumento no preço da castanha e na taxa de câmbio, porém ambas essas variáveis rapidamente voltam a se normalizar. O aumento no preço justifica-se em virtude do aumento da exportação, ou seja, a maior demanda pelo produto – causada pelo choque aplicado na variável quantidade exportada – acarretou uma

elevação no preço do produto. Dessa forma, um choque na quantidade exportada da ACC causa, no curto prazo, um aumento no preço da castanha recebido pelos produtores. Comportamento parecido também acontece com a variável taxa de câmbio. Em suma, pode-se dizer que o comportamento das variáveis preço da castanha e taxa de câmbio se alteram no curto prazo e se estabilizam.

Gráfico 3 – Resposta das variáveis a um choque no preço recebido pelos produtores (DLPC)

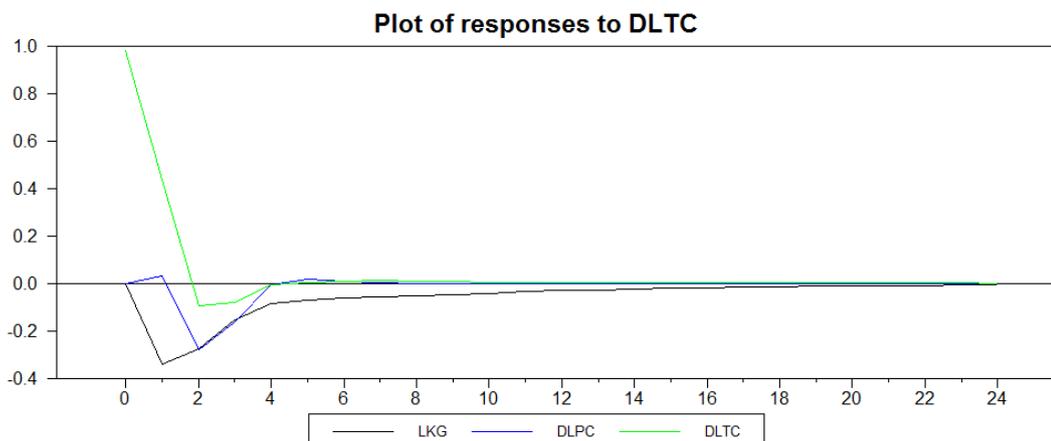


Fonte: elaborado pelos autores (2016).

O Gráfico 3 expõe as reações das três variáveis a um impulso na variável preço recebido pelos produtores (DLPC). Percebe-se que o efeito do choque em DLPC causa efeito negativo nas variáveis quantidade exportada e taxa de câmbio, no primeiro mês. Após isso, as duas variáveis passam a apresentar comportamentos distintos. Enquanto a DLTC mostra um aumento que supera a sua condição inicial e se estabiliza após o quinto mês, a LKG continua a apresentar queda até o quarto mês, com um efeito de estabilização demorado. Tais resultados mostram que um

choque no preço altera negativamente a quantidade exportada. Vê-se assim certo grau de sensibilidade da quantidade exportada a alterações no preço da castanha. Pode-se supor que uma elevação no preço da castanha implica redução na demanda pela amêndoa, no local em que houve a elevação do preço, pois os importadores podem procurar mercados nos quais os preços continuem baixos (DIEESE, 2006).

Gráfico 4 – Resposta das variáveis a um choque na taxa de câmbio (DLTC)



Fonte: elaborado pelos autores (2016).

Conforme o Gráfico 4, um choque na variável taxa de câmbio não causa efeito contemporâneo nas variáveis quantidade exportada e preço recebido pelos produtores, porém esse resultado se deve à ordem de entrada das variáveis no modelo VAR. A variável DLPC apresenta leve acréscimo no primeiro mês, sendo esse efeito seguido de uma queda no segundo mês após o choque. A série volta ao seu estado original no quarto mês, o que demonstra um efeito de curto prazo. A variável LKG, por seu turno, sofre queda após um choque na taxa de câmbio, tendo a resposta ao choque na taxa de câmbio um efeito mais prolongado sobre a quantidade exportada. Infere-se que a elevação na taxa cambial reduz as exportações de castanha de caju, porque os importadores deverão gastar mais para adquirir o produto (DIEESE, 2006).

4.3.2 Análise das decomposições de variância

Nas tabelas 6, 7 e 8, são apresentadas as respectivas saídas do *software* RATS para os resultados referentes às decomposições de variância das variáveis do modelo. Com isso, demonstra-se o poder de influência de uma variável sobre outra. Os dados são apresentados em valores percentuais organizados por intervalos temporais em meses.

Na primeira coluna dessas tabelas, são expostos os períodos de defasagem, que neste artigo são em meses. Optou-se por apresentar os resultados a cada três meses e até a defasagem 15 por se verificar que, a partir desse período, não havia mudanças consideráveis. Na segunda coluna, mostram-se os erros padrão e, nas colunas

3, 4 e 5, as decomposições do erro de previsão de cada variável.

Inicialmente, na Tabela 6, têm-se os resultados obtidos da decomposição de variância para a série quantidade exportada.

Tabela 6 – Decomposição de variância para a série quantidade exportada (LKG)

Step	StdError	LKG	DLPC	DLTC
1	0,26028621	100,000	0,000	0,000
3	0,36256442	88,342	1,714	9,944
6	0,42756963	87,155	4,371	8,474
9	0,45419505	86,981	5,178	7,842
12	0,46581342	86,912	5,472	7,616
15	0,47102037	86,882	5,598	7,520

Fonte: elaborado pelos autores (2016).

Os valores das quantidades exportadas de castanha de caju no Rio Grande do Norte são explicados, após três meses, em 88,34% em função dela mesma e 9,94% em função da taxa de câmbio. Já os preços recebidos pelos produtores explicam em 1,71% o total da variação da quantidade exportada. Percebe-se que, no mês 15, houve pequena variação no percentual de explicação da variável quantidade exportada sobre si mesma.

Porém, verifica-se uma variação da participação da taxa de câmbio e do preço recebido, o que implica que, inicialmente, a taxa de câmbio exerce uma maior influência sobre a quantidade exportada, porém – com o decorrer dos meses – verifica-se uma redução em sua representatividade, enquanto há um aumento no percentual da variável preço recebido pelos produtores na explicação da quantidade exportada.

Tabela 7 – Decomposição de variância para a série preço da castanha recebido pelos produtores (DLPC)

Step	StdError	LKG	DLPC	DLTC
1	0,07222087	1,728	98,272	0,000
3	0,07593444	2,093	90,819	7,088
6	0,07714671	2,042	88,668	9,290
9	0,07715671	2,053	88,654	9,293
12	0,07715858	2,057	88,650	9,292
15	0,07715945	2,059	88,649	9,292

Fonte: elaborado pelos autores (2016).

Os resultados da decomposição de variância vistos na Tabela 7 permitem notar que a variável DLPC varia principalmente em função de mudanças ocorridas na taxa de câmbio. No curto prazo (três meses), a variável taxa de câmbio é responsável pelo comportamento do preço recebido pelos

produtores em 7,08%; nos meses subsequentes, o percentual se estabiliza em torno de 9,29%. Quanto à variável quantidade exportada, os resultados evidenciam que ela possui percentuais insignificantes na determinação dos valores do preço da castanha, com poder de

explicação variando entre 1,72% no curto prazo e 2,05% no longo prazo.

Tabela 8 – Decomposição de variância para a série taxa de câmbio (DLTC)

Step	StdError	LKG	DLPC	DLTC
1	0,03094722	4,179	0,030	95,791
3	0,03466535	4,321	3,512	92,167
6	0,03517679	5,333	4,629	90,038
9	0,03526446	5,735	4,653	89,612
12	0,03530539	5,920	4,668	89,412
15	0,03532401	6,004	4,675	89,321

Fonte: elaborado pelos autores (2016).

Observa-se, na Tabela 8, que a variável taxa de câmbio é a que possui a estrutura mais autorregressiva dentre as três séries escolhidas para este trabalho. Pode-se perceber, no curto prazo, que a DLTC tem a sua variação explicada em 4,17% devido a mudanças na quantidade exportada e que, decorridos 15 meses, o percentual de explicação apresenta um leve aumento, passando a 6,00%. Um fator capaz de contribuir para esse resultado é o baixo percentual de representatividade das exportações de castanha de caju dentro do valor total de exportações do complexo agrícola brasileiro. Conforme apresentado pelo MAPA (2012), as exportações de nozes e castanhas estão classificadas na categoria de produtos frutas, que, em 2011, tiveram uma participação de 1,1% no valor total de exportações agrícolas no Brasil. Diante disso, é justificável que a quantidade exportada e os preços pagos pelos produtores – que decorridos 15 meses explicavam em 4,67% as variações na taxa

de câmbio – não possuam um poder muito significativo para explicar a taxa de câmbio.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como objetivo analisar as relações de causalidade e influência existentes entre as variáveis quantidade de castanha de caju exportada no estado no Rio Grande do Norte, a taxa de câmbio e o preço da castanha de caju recebido pelos produtores, entre o período de janeiro de 2010 e junho de 2016, por meio do teste de causalidade de Granger e do modelo dos vetores autorregressivos (VAR).

Quanto às relações de causalidade, os testes de Granger mostraram que tanto a variável quantidade exportada como o preço recebido pelos produtores podem ter como preditores os valores da série taxa de câmbio. Entretanto, de acordo com as estatísticas apresentadas no teste, não se pode afirmar que existe a relação contrária. Também foi possível perceber que a

variável quantidade exportada tem relação de causalidade no sentido de Granger com a variável preço recebido pelos produtores.

As relações de influência entre as séries estabelecidas para este artigo foram analisadas, inicialmente, por meio das funções de impulso resposta e, posteriormente, através da decomposição de variância. No que se refere à função impulso-resposta, verificou-se que, após aplicação de choques nas três variáveis, o efeito ocasionado nas séries, em sua maioria, apresentou uma tendência de estabilização decorridos poucos meses do impulso. Uma das principais exceções a esse comportamento pode ser relatada para o caso do choque no preço recebido pelos produtores, que ocasionou uma baixa na quantidade exportada, prevalecendo por um período de tempo mais elevado até que a variável voltasse a se estabilizar.

Em relação às decomposições de variância, por seu turno, elas foram observadas até o período de 15 meses, tendo as três variáveis apresentado percentuais que as caracterizam como estruturas basicamente autorregressivas: a) a variável quantidade exportada explicada por si mesma em 86,88%; b) a variável preço recebido pelo produtor com um percentual de 88,65% de autoexplicação; e c) a taxa de câmbio como a mais autorregressiva, com 89,32%. Os valores se referem ao mês 15 de

cada uma das séries. Assim, excetuando-se os próprios valores das séries, a participação das demais variáveis do modelo possui baixa representatividade explicativa.

Portanto, espera-se que os resultados apresentados neste artigo possam contribuir para o entendimento da dinâmica existente no mercado de ACC, principalmente no âmbito específico do estado do Rio Grande do Norte. Além disso, no que concerne ao direcionamento de estudos futuros, surge como alternativa de pesquisa a determinação de variáveis diferentes das usadas nesta pesquisa em relação à quantidade de castanha exportada.

REFERÊNCIAS

BRASIL. **Alice Web (Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior)**. Disponível em: <<http://aliceweb.desenvolvimento.gov.br/>>. Acesso em: 18 jul. 2016.

ARAÚJO, A. A.; SOUZA, A. G.; SANTOS, R. B. N. dos. Exportação brasileira de melão: um estudo de séries temporais. In: XLIII CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 2008, Rio Branco. **Anais eletrônicos...** Rio Branco: 2008. Disponível em: <<http://www.almanaquedocampo.com.br/imagens/files/Exporta%C3%A7%C3%A3o%20de%20mel%C3%A3o.pdf>>. Acesso em: 10 jul. 2016.

BNB – BANCO DO NORDESTE DO BRASIL. **Estudo da cadeia produtiva do caju e validação de metodologia para acompanhamento dos sistemas agroindustriais**. Fortaleza: Instituto Interamericano de Cooperação para a Agricultura: Banco do Nordeste do Brasil, 2009.

CARVALHO, M. A. de; SILVA, C. R. L. da. Mudanças na pauta das exportações agrícolas brasileiras. **RER**, Rio de Janeiro, vol. 46, n. 01, p. 053-073, Jan/Mar. 2008.

CONAB – COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. **Castanha de caju: conjuntura mensal – Período 01 a 31/12/2016**. Disponível em: <http://www.conab.gov.br/OlalaCMS/uploads/arquivos/17_02_01_16_14_48_castanha_de_caju_dezembro_2016.pdf> Acesso em: 15 fev. 2017.

DIEESE – DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS. **O câmbio e suas influências na economia**. Nota técnica número 24. São Paulo, 2006.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. Wiley, 2001.

FIERN – FEDERAÇÃO DAS INDÚSTRIAS DO ESTADO DO RIO GRANDE DO NORTE. **Dados Estatísticos – Comércio Exterior**. Disponível em: <<http://www.fiern.org.br/dados-estatisticos-comercio-exterior/>>. Acesso em: 10 set. 2017.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and crossspectral methods. **Econometrica**, Chicago, v. 37, n. 3, p.424-438. 1969.

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

HILL, R. C.; GRIFFITHS, W. E.; e JUDGE, G. G. **Econometria**. São Paulo: Saraiva, 2010.

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Séries históricas**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: mar. 2014.

MAPA – Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Intercâmbio comercial do agronegócio: principais mercados de destino**. Secretaria de Relações Internacionais do Agronegócio. Brasília: Mapa/ACS, 2012. 456 p.

MELO, A. de S.; SAMPAIO, Y. de S. Barreto. Uma nota sobre o impacto do preço do açúcar, do etanol e da gasolina na produção do setor sucroalcooleiro. **RBE**, Rio de Janeiro, v. 70, n. 1, p. 61-69, jan./mar. 2016.

NAMEKATA, Y.; PARENTE, J.I.G.; PAULA PESSOA, P.F.A. de. **Diretrizes para a recuperação da cajucultura do Nordeste**. Fortaleza, EMBRAPA: 1991.

PAULA PESSOA, P. F. A de; LEITE, L. A. de S. Desempenho do agronegócio caju brasileiro. In: ARAÚJO, J.P.P. de (Ed.). **Agronegócio caju: práticas e inovações**. Brasília, DF: Embrapa, 2013. parte 1, cap. 1, p.19-39.

PIMENTA JÚNIOR, T.; SCHERMA, F. R. Um estudo da influência entre o dólar e o Ibovespa no período 1999–2003. **GESTÃO.Org – Revista Eletrônica de Gestão Organizacional**, v. 3, n. 1, p. 18-25. 2005.

SECEX – Secretaria de Comércio Exterior. **Estatísticas**. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/sitio/>> . Acesso em: 18 jul. 2016.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48, jan.1980.

SOUSA, E. P. de; AMORIM, A. L.; CORONEL, D. A. Taxa de câmbio e preços de exportação da carne de frango em Santa Catarina. **Revista Faz Ciência**, v. 14, n. 20, p. 87-108, jul./dez. 2012.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Vector autoregressions. **Journal of Economic Perspectives**, v. 15, n. 4, p. 101-115. 2001.