

ANÁLISE DA OFERTA E DA DEMANDA DE FEIJÃO NO ESTADO DO CEARÁ: UMA APLICAÇÃO DA TÉCNICA DE SISTEMAS LINEARES DE EQUAÇÕES SIMULTÂNEAS

Araguacy P. A. Filgueiras
Rosemeiry Melo Carvalho

RESUMO: O Estado do Ceará produz aproximadamente 20% da produção nacional de feijão. Esse produto é um alimento básico para a maior parte da população brasileira, principalmente para as classes econômicas de baixa renda. Dada sua importância tanto para a geração de renda dos produtores rurais quanto para a composição da cesta de bens dos consumidores, o presente estudo procura analisar oferta e demanda de feijão em grãos no Estado do Ceará, durante o período de 1985 a 2000, utilizando a técnica de equações simultâneas. Os resultados obtidos indicam que existe uma relação positiva entre o índice pluviométrico, área plantada e a quantidade anual comercializada de feijão. Em relação à demanda, tem-se que maiores níveis de renda aumentariam o consumo desse produto. A elasticidade-preço cruzada da demanda entre o arroz e o feijão, mostra que há uma relação de complementariedade entre esses bens.

Palavras-Chave: Equações Simultâneas, Estado do Ceará, feijão em grãos

1. INTRODUÇÃO

A produção do feijão tem grande importância no Brasil em virtude de se constituir um dos alimentos básicos da população brasileira e ser um dos principais produtos fornecedores de proteína na dieta alimentar dos estratos sociais economicamente menos favorecidos.

O Brasil é o segundo produtor mundial de feijoeiros do gênero *Phaseolus* e o primeiro na espécie *Phaseolus vulgaris* sendo o consumo atual de feijão cerca de 16 kg/hab/ano, existindo preferências por tipo de grão, cor e qualidade culinária em algumas regiões do País.

De acordo com o IBGE, na safra 2000/1 a produção brasileira de feijão foi de 3,0 milhões de toneladas, aproximadamente, das quais 80% foram de cores e 20% do tipo preto (EMBRAPA). Considerando as interferências dos fatores climáticos, geralmente essa produção tem sido suficiente para suprir o mercado interno, dependendo apenas de importação do feijão preto que é em torno de 160 mil toneladas/ano. Tal fato revela que ultimamente a demanda por produtos de melhor qualidade associada às mudanças de hábito alimentar tem mostrado uma tendência para o aumento do consumo de feijão industrializado.

A alta capacidade de adaptação climática e de solos desta leguminosa permite seu cultivo, durante todo o ano, em quase todos os estados do país, possibilitando constante oferta do produto no mercado. Outra característica do feijão é possibilitar a sua produção em diversos ecossistemas tropicais e temperados, em monocultivo e/ou consorciado nos mais variados arranjos de plantas inter e intraespecíficos, o que favorece a diversificação na produção, mas limita uma maior integração na sua cadeia produtiva.

Considerando a diversidade geográfica do país e a adaptação do feijoeiro a diversas condições de clima e solo, é possível explorar a cultura em três épocas diferentes, no mesmo ano: a safra "de inverno", de abril a julho com predominância nas Regiões Centro-Oeste e Sudeste; a "das águas", cujo plantio é feito de agosto a novembro, realizada na Região Sul, e o plantio "da seca" que ocorre de janeiro a março, abrangendo a maioria dos estados produtores. A safra de inverno, de aproximadamente 156.000 hectares, garante cerca de 10% da produção e

tem como origem lavouras com alto nível tecnológico, onde a irrigação é essencial para alcançar produtividades médias de 1.584 kg/ha, sendo possível, em lavouras administradas na forma de empresas agrícolas, alcançar rendimentos acima de 3.000 kg/ha. As duas últimas safras são responsáveis por 90% da produção nacional que provém de 2,9 milhões de hectares de lavouras de pequenos e médios produtores que utilizam, na sua maioria, mão-de-obra familiar com baixo nível tecnológico, o que reflete como consequência uma produtividade média de 776 kg/ha, considerada baixa, principalmente comparando-a à safra de inverno. Desta maneira ficam bem caracterizadas três safras de produção de feijão, cujos rendimentos são consequência do conjunto de fatores ambientais, tecnológicos, insumos, entre outros.

Em virtude da alta variabilidade entre as áreas exploradas e das épocas de plantio para a cultura do feijão e visando a maior produtividade, o governo federal promoveu o programa de zoneamento agroclimático o qual detalha recomendações sobre a melhor época de plantio e outras informações necessárias ao cultivo do mesmo. No ano 2000 o setor agropecuário produziu o equivalente a 5,58% do PIB estadual (IPLANCE, 2004).

De acordo com o IBGE o Ceará produziu 570.027 toneladas de feijão em grãos, em 2000, o que corresponde a aproximadamente 18,6% da produção brasileira. A comercialização do feijão no mercado interno é muito instável devido a sua rápida perda de qualidade e à grande influência que exercem os "atravessadores" na formação do preço final do produto. Entretanto, continua sendo um dos alimentos mais constantes na mesa do brasileiro.

Diante da importância do feijão na composição da cesta de alimentos dos consumidores cearenses, esse artigo procura analisar os efeitos das alterações dos preços e da renda dos consumidores sobre a oferta e a demanda desse produto no Estado do Ceará, no período compreendido entre os anos de 1985 a 2000.

2 – METODOLOGIA

2.1. Modelo Conceitual

A lei da demanda, segundo Vasconcelos & Oliveira, diz que quando o preço de um produto aumenta, *ceteris paribus*, a quantidade demandada da mesma diminui tendo em vista que o preço mais elevado estimula os consumidores economizarem seu uso, isto é, a quantidade demandada varia inversamente proporcional ao preço. Isto significa a quantidade máxima que o consumidor está disposto a adquirir, por unidade de tempo, a diferentes preços *ceteris paribus* (FERGUSON, 1999). Logo, a demandada depende basicamente do preço do produto, da renda monetária, dos preços de outros produtos e dos gostos e preferências do consumidor.

Garófalo (1992) aborda a existência de bens substitutos e bens complementares: bens substitutos são aqueles que se prestam à mesma finalidade enquanto que bens complementares são consumidos conjuntamente. Para representar os dois tipos, temos feijão e fava, café e açúcar, respectivamente e, a variação dos preços nesses produtos equivalentes, pode influir na demanda e oferta dos mesmos. Essa variação pode causar dois efeitos: o efeito substituição, que ocorre quando a variação na demanda é consequência da variação a qual os dois bens são trocados; e o efeito renda – que é a variação da demanda causada pela variação do poder aquisitivo.

Do outro lado da teoria do consumidor, existe a lei da oferta que corresponde o quanto o produtor está disposto a vender seu produto durante certo período de tempo, logo, quanto mais alto o preço, mais os produtores tenderão a produzir e vender (GARÓFALO, 1992).

2.2 - Modelo Econométrico

A amostra de dados utilizada para a estimação do modelo econométrico foi obtida dos Anuários Estatísticos do IBGE (estatísticas populacionais), IPLANCE (estatísticas agrícolas) e EMBRAPA (estatísticas agrícolas), para o período compreendido entre os anos de 1985 a 2000.

Para analisar os efeitos das variações nos preços e da renda sobre a demanda e a oferta de feijão no Estado do Ceará utilizou-se um sistema linear de equações simultâneas, a partir da suposição de um modelo de equilíbrio, onde os preços e as quantidades são determinados ao mesmo tempo.

As funções de demanda e oferta de feijão no Estado do Ceará podem ser definidas, respectivamente, por:

$$Q_t^S = f(Pe_t, AP_t, IP_t) \quad (1)$$

$$Q_t^D = f(Pe_t, Pa_t, R_t) \quad (2)$$

Os parâmetros do modelo econométrico para oferta e demanda do produto podem ser estimados, assumindo-se que as funções tomam as seguintes formas:

$$Q_t^S = \alpha_1 Pe_t + \alpha_2 AP_t + \alpha_3 IP_t + E_{t1} \quad (1.1)$$

$$Q_t^D = \beta_1 Pe_t + \beta_2 Pa_t + \beta_3 R_t + E_{t2} \quad (2.1)$$

Onde:

Q_t^D = quantidade de feijão (em grãos) demandada no estado do Ceará (ton), no ano t;

Q_t^S = quantidade de feijão (em grãos) ofertada no estado do Ceará (ton), no ano t;

Pe_t = preço real de feijão (R\$/ kg), no ano t;

Pa_t = preço do arroz (R\$/gk), no ano t;

R_t = Renda *per capita* do estado do Ceará (R\$), no ano t;

AP_t = Área plantada (ha), no ano t;

IP_t = Índice Pluviométrico no estado do Ceará (mm) no ano t;

A equação (1.1) descreve o comportamento dos vendedores, enquanto a equação (2.1) descreve o comportamento dos consumidores. De acordo com a teoria econômica, espera-se que os coeficientes da função de oferta apresentem os seguintes sinais: $\alpha_1 > 0$; $\alpha_2 > 0$; $\alpha_3 > 0$. Enquanto que, os sinais esperados para a demanda são: $\beta_1 < 0$; $\beta_2 < 0$, $\beta_2 = 0$ ou $\beta_2 > 0$; $\beta_3 < 0$, $\beta_3 = 0$, ou $\beta_3 > 0$.

Com base na equação (2.1) obtém-se:

$$Pe_t = \frac{1}{\beta_1} Q_t^D - \frac{\beta_2}{\beta_1} PA_t + \frac{\beta_3}{\beta_1} R_t + \frac{1}{\beta_1} E_{t2}$$

O equilíbrio de mercado requer que $Q_t^S = Q_t^D = Q_t$. Desse modo, tem-se:

$$Pe_t = \frac{1}{\beta_1} Q_t - \frac{\beta_2}{\beta_1} PA_t + \frac{\beta_3}{\beta_1} R_t + \frac{1}{\beta_1} E_{t2} \quad (1.3)$$

Considerando-se a condição de equilíbrio e a equação (1.3), pode-se obter o seguinte sistema de equações:

$$Q_t = \alpha_1 \left[\frac{1}{\beta_1} Q_t + \frac{\beta_2}{\beta_1} Pa - \frac{\beta_3}{\beta_1} R - \frac{1}{\beta_1} E_{t2} \right] + \alpha_2 AP + \alpha_3 IP + E_{t1} \quad (3.1)$$

$$Pe_t = \frac{1}{\beta_1} [\alpha_1 + \alpha_2 AP + \alpha_3 IP + E_{11}] - \frac{\beta_2}{\beta_1} PA - \frac{\beta_3}{\beta_1} R - \frac{1}{\beta_1} E_2 \quad (3.2)$$

Assim, tem-se que a quantidade comercializada de feijão (Q_t) é função do seu preço (Pe_t), da área plantada com feijão (AP_t) e do índice pluviométrico. No entanto, a variável (Q_t) tanto influencia quanto é influenciada por Pe_t . Desse modo, as variáveis (Q_t) e (Pe_t) podem ser tratadas como endógenas ou exógenas. Relações desse tipo são denominadas equações comportamentais ou estruturais. Assim, tanto podem expressar por funções como por identidades.

O modelo multiequacional é completo se contiver tantas equações quantas forem as variáveis endógenas. Caso contrário, o sistema será incompleto se o número de equações (N) for igual ao número de variáveis endógenas (NE), o sistema tem equação única. No entanto, se $N > NE$, a solução do sistema não existirá. Se $N < NE$, o sistema será impossível para algumas das variáveis endógenas. O sistema formado pelas equações (3.1) e (3.2) possui duas equações e duas variáveis endógenas, portanto é completo e tem solução única.

As equações obtidas através da resolução desse sistema de equações estruturais para suas variáveis endógenas são chamadas equações reduzidas. Nesse caso, as variáveis endógenas são expressas em termos das variáveis pré-determinadas. As variáveis endógenas do sistema são Q_t e Pe_t . Assim, as equações reduzidas obtidas após manipulações algébricas, são:

$$Q = \zeta_1 Pa + \zeta_2 R + \zeta_3 AP + \zeta_4 IP + w_t \quad (4.1)$$

$$Pe = \varphi_1 AP + \varphi_2 IP + \varphi_3 Pa + \varphi_4 R + q_t \quad (4.2)$$

Onde:

$$\zeta_1 = \frac{\alpha_1 \beta_2}{\alpha_1 - \beta_1}; \quad \zeta_2 = \frac{\alpha_1 \beta_3}{\alpha_1 - \beta_1}; \quad \zeta_3 = -\frac{\alpha_2 \beta_1}{\alpha_1 - \beta_1}; \quad \zeta_4 = -\frac{\alpha_3 \beta_1}{\alpha_1 - \beta_1}; \quad w_t = \frac{\alpha_1}{\alpha - \beta_1} E_2 - \frac{\beta_1}{\alpha_1 - \beta_1} E_1$$

$$\varphi_1 = \frac{\alpha_2}{\beta_1 - \alpha_1}; \quad \varphi_2 = \frac{\alpha_3}{\beta_1 - \alpha_1}; \quad \varphi_3 = -\frac{\beta_2}{\beta_1 - \alpha_1}; \quad \varphi_4 = -\frac{\beta_3}{\beta_1 - \alpha_1}; \quad q_t = \frac{1}{\beta_1 - \alpha_1} E_1 - \frac{1}{\beta_1 - \alpha_1} E_2$$

2.3 - Identificação do Modelo

Segundo Matos (1997), identificação refere-se à possibilidade ou não de se obter parâmetros estruturais de uma equação pertencente a um sistema simultâneo a partir das equações reduzidas. A equação é identificada quando seus parâmetros podem ser obtidos a partir dos parâmetros estimados das equações reduzidas. Se a equação não for identificada, as estimativas de seus parâmetros podem referir-se a outra equação do sistema ou constituir-se uma mistura das duas.

Para se comprovar a identificação de um modelo, devemos examinar a condição necessária ou de primeira ordem.

a) Condição necessária

A condição necessária requer que o número de variáveis (endógenas) do sistema excluídas de determinada equação (H) seja, pelo menos, igual ao número total de equações ou de variáveis endógenas desse mesmo sistema (N), menos um, ou seja, (N-1). As equações poderão ser:

Se $K = (N-1) \rightarrow$ equação exatamente identificada

Se $K > (N-1) \rightarrow$ equação superidentificada

Se $K < (N-1) \rightarrow$ equação subidentificada

Mesmo que boa parcela das equações de um sistema possa ser identificada a partir dessa condição, tal procedimento não é suficiente em alguns casos, logo, é conveniente examinar também a condição suficiente para identificação.

Segundo Matos (1997), a condição suficiente, num sistema de N equações, uma particular equação é identificada, se e somente se é possível obter, pelo menos, um determinante não nulo de ordem $(N - 1)$, a partir da matriz dos coeficientes associados às variáveis das equações do sistema, excluídas as da equação sob exame. Isso significa que o “rank” dessa matriz deve ser igual a $(N - 1)$.

b) O Método dos Mínimos Quadrados de Dois Estágios (MMQO)

De acordo com Gujarati (2000), o MMQO objetiva retirar da variável endógena de determinada equação o componente que está correlacionado com o termo perturbação. Consiste na aplicação do MMQO em dois estágios. No primeiro estágio estimam-se os parâmetros da equação na forma reduzida. No segundo estágio, utilizam-se os valores estimados (ao invés dos observados) das variáveis endógenas, obtidos no primeiro estágio, para estimar, mediante substituição no modelo original, as equações estruturais.

As equações – reduzida, de oferta e demanda - serão submetidas à análise de três problemas: multicolinearidade, autocorrelação serial e heteroscedasticidade que, na verdade, ocorrem pela quebra dos pressupostos.

A multicolinearidade é a correlação (ρ) entre duas variáveis independentes de um modelo ou entre uma delas e as demais. Quando a multicolinearidade é elevada torna os parâmetros instáveis e tal fato aumenta a variância da estimativa e, conseqüentemente, do erro-padrão. Dessa forma, o valor da estatística t diminui o que provoca a aceitação da hipótese de efeito nulo, quando deveria ser rejeitada.

O nível de autocorrelação (τ) entre as variáveis identifica a multicolinearidade, se:

- multicolinearidade perfeita $\rightarrow \tau = 1$ ou $\tau = -1$: nesse caso, o determinante da matriz $X'X$ é nulo, portanto estimar os parâmetros é matematicamente impossível.
- multicolinearidade imperfeita $\rightarrow -1 < \tau < 0$ ou $0 < \tau < 1$: situação mais comumente observada
- ausência de multicolinearidade $\rightarrow \tau = 0$: situação ideal mas dificilmente encontrada.

Alguns indicativos da existência da multicolinearidade são: (i) a magnitude e/ou o sinal dos coeficientes estimados não são consistentes com a teoria econômica; (ii) através do R^2 cancelado, que consiste em calcular o R^2 para a equação de regressão e os R^2 obtidos omitindo-se cada uma das variáveis independentes; (iii) exame das correlações simples entre as variáveis explicativas (um coeficiente de correlação simples elevado entre as variáveis dependentes do modelo é um sinal de multicolinearidade).

As estatísticas que mostram o grau de ajustamento das regressões (R^2), a significância individual (t de Student) dos parâmetros estimados, o teste “F” e o teste de autocorrelação (Durbin-Watson), têm uma interpretação ambígua quando aplicado o método MMQO. Portanto, os testes estatísticos são utilizados apenas como indicadores, pois em modelos simultâneos os testes habituais não são estritamente válidos como nos modelos uniequacionais.

Recomenda-se comparar os valores absolutos dos parâmetros estimados com seus respectivos desvios-padrão. Quando o coeficiente de uma variável na equação estrutural é maior ou igual ao seu desvio-padrão, este é considerado significativo. Se o coeficiente é pelo menos o dobro de seu desvio-padrão, a significância é confiável.

Alguns testes são indicados para a correção da multicolinearidade: omissão de variáveis, coleção de mais informações, método de conhecimento prévio de relação entre os coeficientes e a combinação de dados das séries temporais com dados de corte transversal.

O último dos problemas a serem analisados, é a heteroscedasticidade, que é a ausência da homogeneidade dos erros gerados pela estimação do modelo, ou seja, a variância dos mesmos não é constante:

$$\text{var}(\varepsilon) \neq \sigma^2.$$

De acordo com Gujarati (2000), com a presença da heteroscedasticidade no modelo, o método dos mínimos quadrados não gera estimativas de parâmetros eficientes ou de variância mínima, o que implica erros-padrão viesados e incorreções dos testes t e F e dos intervalos de confiança.

A ocorrência da heteroscedasticidade pode acontecer pela especificação incorreta do modelo, presença de observações aberrantes, fenômenos de natureza econômica ou por processos de aprendizagem.

Para a detecção da heteroscedasticidade, podem ser utilizados os seguintes métodos: método gráfico (informal), testes de Park, Glejser e Spearman, teste geral de heteroscedasticidade de White, teste de Goldfeld-Quandt (GQ), teste de Breusch-Pagan-Geodfrey (BPG).

As medidas corretivas são: mínimos quadrados ponderados (MQP) e matriz de variância e covariância de White.

Outro dos problemas relacionados à estimação de modelos é a autocorrelação serial (Υ), ou seja, os resíduos são diretamente correlacionados entre si. Ocorrendo a autocorrelação a estimativa dos mínimos quadrados são ineficientes e o erro-padrão apresenta-se viesado, fatos que conduzem a testes e intervalos de confiança incorretos.

Considerando-se o modelo linear simples $Y_t = a + bX_t + e_t$, a autocorrelação significa $E(e_i, e_j) \neq 0$ para $i \neq j$ e sua ausência implica $E(e_i, e_j) = 0$ para $i \neq j$. A existência de autocorrelação é determinada pelo teste Durbin-Watson, onde o valor calculado de d é comparado com os limites inferior (d_l) e superior (d_u) de valores tabelados por Durbin e Watson.

Se $e_t = \Upsilon e_{t-1} + v_t$, então:

Auto correlação positiva $\rightarrow \Upsilon > 0$: mais danosa pois os erros-padrão serão subestimados e os valores da estatística t superestimados.

Autocorrelação negativa $\rightarrow \Upsilon < 0$: os erros padrões são superestimados e o valor de t, subestimado.

Quando os resíduos são autocorrelacionados, as estimativas de mínimos quadrados ordinários dos parâmetros não são eficientes, pois não apresentam variância mínima, além de seu erro padrão ser viesado, o que conduz a testes e intervalos de confiança incorretos.

Para a correção da autocorrelação podem ser utilizados três métodos: o método iterativo de Cochrane-Orcutt, método de dois estágios de Durbin e o método das primeiras diferenças.

3 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1 Análise da Equação Reduzida

A função de equação reduzida foi estimada tendo como variáveis explicativas o preço do feijão (Pe), a área plantada (AP), o índice pluviométrico (IP), o Preço do arroz (Pa) e a renda (R) e os resultados do ajustamento estão apresentados no Quadro 1.

Dentre as variáveis explicativas incluídas no modelo, é possível perceber que IP , AP e Pe são significativas ao nível de 5%. Os sinais associados aos coeficientes dessas variáveis

indicam que existe uma relação positiva entre o índice pluviométrico, área plantada e a quantidade anual comercializada de feijão, onde quanto maior o índice pluviométrico e a área plantada, maior a quantidade de feijão comercializada anualmente, que é exatamente a relação esperada. Por outro lado, o preço esperado do feijão apresentou uma relação negativa com a quantidade comercializada, indicando que um aumento no preço desse produto irá reduzir a quantidade negociada.

Em termos de elasticidade, tem-se que um aumento de 10% no índice pluviométrico e na área plantada ocasionará um aumento de 9,94% e 4,94% na quantidade comercializada. Por outro lado, um aumento de 10% no preço esperado desse produto, reduziria essa quantidade em mais de 18%, indicando que esse produto é muito sensível às alterações de preço.

Quadro 1 – Modelo de estimação na forma reduzida

| Dependent Variable: Q Method: Least Squares Date: 01/01/99 Time: 08:34 Sample: 1901 1916 Included observations: 16 | | | | |
|--|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| PF | 1.38E-12 | 0.244221 | 5.64E-12 | 1.0000 |
| PA | 0.034591 | 0.825237 | 0.041917 | 0.9674 |
| IP | 0.994322 | 0.208029 | 4.779739 | 0.0007 |
| R | -0.104953 | 0.203251 | -0.516370 | 0.6168 |
| AP | 0.494382 | 0.113680 | 4.348875 | 0.0014 |
| PE | -1.856246 | 0.446197 | -4.160149 | 0.0019 |
| R-squared | 0.869804 | Mean dependent var | 11.69582 | |
| Adjusted R-squared | 0.804706 | S.D. dependent var | 0.582455 | |
| S.E. of regression | 0.257399 | Akaike info criterion | 0.403617 | |
| Sum squared resid | 0.662542 | Schwarz criterion | 0.693338 | |
| Log likelihood | 2.771062 | Durbin-Watson stat | 2.628203 | |

Com base nas equações (4.1) e (4.2), verificou-se que $Q_t = f(q_t)$ e $Pe = g(w_t)$. Nesse caso o pressuposto de independência entre as variáveis explicativas e o termo aleatório é violado, pois $E(Q_t q_t) \neq 0$ e $E(Pe w_t) \neq 0$. Logo, a aplicação do MMQO gera estimativas inconsistentes e viesadas dos parâmetros dessas duas equações. Desse modo, foram feitas algumas análises para verificar a existência de multicolinearidade, autocorrelação serial dos resíduos e a heteroscedasticidade.

Inicialmente, analisou-se a existência de multicolinearidade. Dentre as formas de detectar a multicolinearidade optou-se pela análise das correlações simples entre as variáveis explicativas apresentadas no Quadro 2, onde se verifica que as correlações entre as variáveis explicativas são relativamente baixas, uma vez que nenhuma delas superou o valor de 0,8, indicando a não existência de multicolinearidade no sistema de equações estimado. De modo geral, as variáveis que apresentam maior correlação são a renda e o preço estimado, na ordem de 0,702.

Quadro 2 – Matriz de Correlação entre as variáveis explicativas

| | PF | PA | IP | R | AP | PE |
|----|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| PF | 1.000000 | -0.184595 | 0.120617 | -0.461115 | -0.338570 | 0.656385 |
| PA | -0.184595 | 1.000000 | -0.464686 | 0.678154 | -0.158471 | -0.281229 |
| IP | 0.120617 | -0.464686 | 1.000000 | -0.200988 | -0.185328 | 0.183759 |
| R | -0.461115 | 0.678154 | -0.200988 | 1.000000 | -0.198161 | -0.702507 |
| AP | -0.338570 | -0.158471 | -0.185328 | -0.198161 | 1.000000 | -0.515810 |
| PE | 0.656385 | -0.281229 | 0.183759 | -0.702507 | -0.515810 | 1.000000 |

A heteroscedasticidade é decorrente da violação do pressuposto da homoscedasticidade, ou seja, os distúrbios estocásticos ε_i , têm a mesma variância em todas as observações:

$$V(\varepsilon_i) = \sigma_i^2, i = 1, 2, \dots, n, \text{ logo, não existe a autocorrelação, isto é:}$$

$$E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0 \quad \forall i \neq j$$

Os testes de heteroscedasticidade têm como hipótese nula, a homoscedasticidade. Através do teste de White, com produtos cruzados para a regressão estimada verificou-se a existência da heteroscedasticidade (quebra da hipótese nula).

Quadro 3 – Teste de White

| White Heteroskedasticity Test: | | | | |
|--------------------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| F-statistic | 3.166443 | Probability | 0.186261 | |
| Obs*R-squared | 14.82919 | Probability | 0.250911 | |
| Test Equation: | | | | |
| Dependent Variable: RESID^2 | | | | |
| Method: Least Squares | | | | |
| Date: 01/01/99 Time: 08:39 | | | | |
| Sample: 1901 1916 | | | | |
| Included observations: 16 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C | -87.12930 | 60.98519 | -1.428696 | 0.2484 |
| PF | -0.023009 | 0.198470 | -0.115931 | 0.9150 |
| PF^2 | 0.068080 | 0.181975 | 0.374118 | 0.7332 |
| PA | 3.137282 | 1.399679 | 2.241429 | 0.1108 |
| PA^2 | -0.637557 | 0.670424 | -0.950976 | 0.4118 |
| IP | -3.742303 | 1.957038 | -1.912228 | 0.1518 |
| IP^2 | 0.268237 | 0.144368 | 1.858007 | 0.1601 |
| R | -0.758408 | 2.012467 | -0.376855 | 0.7314 |
| R^2 | -0.158804 | 0.119715 | -1.326517 | 0.2766 |
| AP | 23.14548 | 10.59703 | 2.184148 | 0.1169 |
| AP^2 | -1.076634 | 0.449075 | -2.397451 | 0.0961 |
| PE | -7.757822 | 2.622640 | -2.958020 | 0.0596 |
| PE^2 | 0.677292 | 0.253363 | 2.673205 | 0.0755 |
| R-squared | 0.926824 | Mean dependent var | 0.041409 | |
| Adjusted R-squared | 0.634122 | S.D. dependent var | 0.053480 | |
| S.E. of regression | 0.032349 | Akaike info criterion | -4.073455 | |
| Sum squared resid | 0.003139 | Schwarz criterion | -3.445726 | |
| Log likelihood | 45.58764 | F-statistic | 3.166443 | |
| Durbin-Watson stat | 2.381550 | Prob(F-statistic) | 0.186261 | |

No quadro são apresentadas duas estatísticas de testes: o F (3,166) e o *Obs*R-squared* (14,829) para o teste de White. A estatística F é um teste de variáveis redundantes para a hipótese conjunta de que os produtos cruzados são conjuntamente iguais a zero. Assim, esse teste consiste essencialmente em se analisar a sigficância global da regressão auxiliar. A estatística *Obs*R-squared* é a estatística do teste de White e se distribui assintoticamente como uma χ^2 com número de graus de liberdade igual ao número de coeficientes da regressão auxiliar, excluindo o termo constante. Os valores-p associados às estatísticas F e *Obs*R-*

squared foram de 0,186 e 0,251, respectivamente. Desse modo, tem-se que, para um nível de significância de 5%, não se pode rejeitar a hipótese nula (homoscedasticidade). Para a correção da heteroscedasticidade utilizou-se a matriz de variância e covariância de White, cujos resultados estão apresentados no Quadro 4.

Quadro 4 – Teste de correção de White – Matriz de variância e covariância

| Dependent Variable: Q Method: Least Squares Date: 01/01/99 Time: 08:46 Sample: 1901 1916 Included observations: 16 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance | | | | |
|--|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| PF | 1.38E-12 | 0.192114 | 7.17E-12 | 1.0000 |
| PA | 0.034591 | 0.710330 | 0.048697 | 0.9621 |
| IP | 0.994322 | 0.156205 | 6.365507 | 0.0001 |
| R | -0.104953 | 0.200739 | -0.522831 | 0.6125 |
| AP | 0.494382 | 0.094247 | 5.245589 | 0.0004 |
| PE | -1.856248 | 0.473683 | -3.918754 | 0.0029 |
| R-squared | 0.869804 | Mean dependent var | | 11.69562 |
| Adjusted R-squared | 0.804706 | S.D. dependent var | | 0.582455 |
| S.E. of regression | 0.257399 | Akaike info criterion | | 0.403617 |
| Sum squared resid | 0.662542 | Schwarz criterion | | 0.693338 |
| Log likelihood | 2.771062 | Durbin-Watson stat | | 2.628203 |

Comparando-se os erros-padrão de White com aqueles apresentados no Quadro 3, verifica-se que, para os coeficientes das variáveis *Pe*, *Pa*, *IP* e *AP* houve uma redução enquanto que para *Pe* houve um aumento e *R* manteve-se praticamente inalterada. Porém, não houve alteração no conjunto de variáveis que se apresentou significativo estatisticamente.

Na presença de autocorrelação assim como de heteroscedasticidade o estimador do método dos mínimos quadrados permanece não viesado e consistente. Portanto, este deixa de ser eficiente, ou seja, não é mais o estimador de menor variância na classe dos estimadores lineares não viesados (MELNV). Este fato faz com os processos de inferência estatística sobre um modelo com autocorrelação forneçam resultados não confiáveis.

Para verificar a existência da autocorrelação serial dos resíduos, utilizou-se o método gráfico, o teste de Durbin-Watson e o correlograma. No entanto, uma das hipóteses do modelo clássico da regressão linear estabelece que não há autocorrelação entre os termos de perturbação incluídos na regressão. Em geral as séries temporais em economia apresentam autocorrelação – positiva ou negativa. De acordo com o Gráfico 1 verifica-se que o modelo estimado apresenta um padrão de autocorrelação serial negativa o qual é confirmado pelo teste Durbin-Watson.

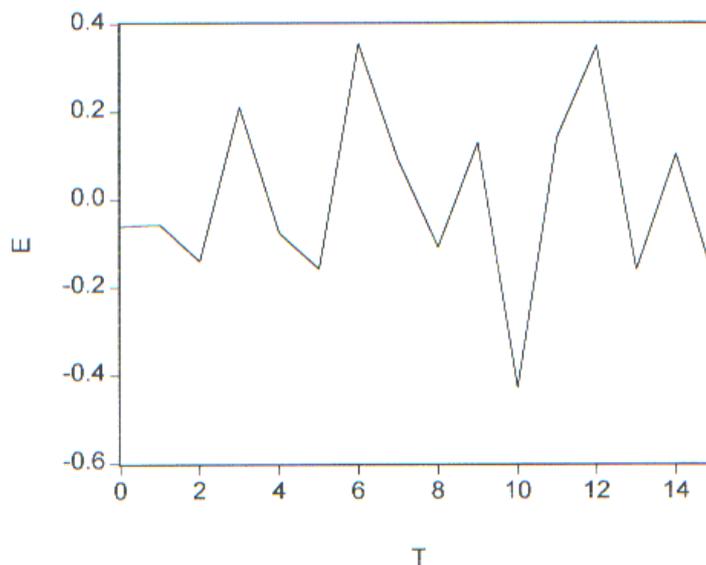
Com base no teste de Durbin-Watson, apresentado no Modelo reduzido, verificou-se que o valor calculado de *d* foi igual a 2,628, entre os limites inferior ($4 - d_i = 1,612$) e superior ($4 - d_s = 3,612$). Este valor situa-se na faixa inconclusiva a um nível de significância de 5%, o que não permite nenhuma conclusão a respeito da autocorrelação dos resíduos, mas segundo Matos (2000), é um problema comum ocorrer em casos com pequenas amostras.

A elevada autocorrelação e alta correlação parcial, que podem ter ocorrido por diversas causas como viés de especificação, relações defasadas entre as variáveis, inércia – característica comum na maioria das séries temporais econômicas e a manipulação dos dados.

Dentre estas, sugere-se que haja um viés de especificação, ou seja, a omissão de

variáveis mais representativas, uma vez que a composição do modelo é feita por um número reduzido de variáveis explicativas.

Gráfico 1 - Autocorrelação dos resíduos



Para corrigir a autocorrelação utilizou-se o método das primeiras diferenças, cujos resultados estão nos Quadros 5.1, 5.2 e 5.3. Após as correções, todos os coeficientes se alteraram e a relação entre área plantada e quantidade comercializada tornou-se negativa, portanto, mostra que quanto maior a área plantada, menor a quantidade comercializada. Com exceção da variável *Pe*. Todas as demais variáveis apresentaram-se estatisticamente significativa ao nível de 5%. O valor *d* caiu de 2.62 para 2,06. A regressão estimada após a correção também apresentou heteroscedasticidade a qual foi corrigida com base na matriz de variância e covariância de White. Após essa correção, todos os coeficientes, exceto o coeficiente da variável *Pe*.

Quadros 5.1 – Modelo reduzido corrigido

| Dependent Variable: Q Method: Least Squares Date: 01/01/99 Time: 12:36 Sample: 1 15 Included observations: 15 | | | | |
|---|-------------|--------------------|-------------|--------|
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| PF | 6.89E-14 | 6.81E-14 | 1.043147 | 0.3241 |
| PA | 20.30320 | 1.76E-12 | 1.16E+13 | 0.0000 |
| IP | 0.975599 | 7.38E-14 | 1.32E+13 | 0.0000 |
| R | -15.79579 | 1.35E-12 | -1.17E+13 | 0.0000 |
| AP | -25.51376 | 2.25E-12 | -1.13E+13 | 0.0000 |
| PE | -36.16988 | 2.98E-12 | -1.21E+13 | 0.0000 |
| R-squared | 1.000000 | Mean dependent var | 0.061906 | |
| Adjusted R-squared | 1.000000 | S.D. dependent var | 0.920848 | |
| S.E. of regression | 1.02E-13 | Sum squared resid | 9.42E-26 | |
| Durbin-Watson stat | 2.055028 | | | |

Quadros 5.2 – Teste de White

| White Heteroskedasticity Test: | | | | |
|---|-------------|--------------------|-------------|--------|
| F-statistic | 0.239631 | Probability | 0.957909 | |
| Obs*R-squared | 8.846877 | Probability | 0.715951 | |
| Test Equation: Dependent Variable: RESID^2 Method: Least Squares Date: 01/01/99 Time: 12:37 Sample: 1 15 Included observations: 15 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C | 7.40E-27 | 7.10E-27 | 1.042128 | 0.4068 |
| PF | 4.32E-27 | 9.76E-27 | 0.442519 | 0.7014 |
| PF^2 | 3.72E-28 | 1.51E-26 | 0.024661 | 0.9826 |
| PA | 2.71E-25 | 3.67E-25 | 0.736535 | 0.5381 |
| PA^2 | 1.50E-25 | 5.12E-25 | 0.294002 | 0.7965 |
| IP | -6.72E-27 | 1.32E-26 | -0.507774 | 0.6621 |
| IP^2 | -1.71E-26 | 4.21E-26 | -0.407254 | 0.7233 |
| R | -1.99E-25 | 3.34E-25 | -0.596738 | 0.6112 |
| R^2 | -3.32E-27 | 1.17E-25 | -0.028466 | 0.9799 |
| AP | -3.67E-25 | 4.90E-25 | -0.749735 | 0.5316 |
| AP^2 | -9.72E-27 | 1.36E-25 | -0.071413 | 0.9496 |
| PE | -4.82E-25 | 6.56E-25 | -0.734067 | 0.5393 |
| PE^2 | -2.18E-26 | 2.57E-25 | -0.084931 | 0.9401 |
| R-squared | 0.589792 | Mean dependent var | 6.28E-27 | |
| Adjusted R-squared | -1.871457 | S.D. dependent var | 7.17E-27 | |
| S.E. of regression | 1.22E-26 | Sum squared resid | 2.95E-52 | |
| F-statistic | 0.239631 | Durbin-Watson stat | 1.524675 | |
| Prob(F-statistic) | 0.957909 | | | |

Quadros 5.3 – Teste de correção de White – Matriz de variância e covariância

| Dependent Variable: Q Method: Least Squares Date: 01/01/99 Time: 12:37 Sample: 1 15 Included observations: 15 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance | | | | |
|---|-------------|--------------------|-------------|--------|
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| PF | 6.89E-14 | 4.94E-14 | 1.395227 | 0.1964 |
| PA | 20.30320 | 2.35E-12 | 8.66E+12 | 0.0000 |
| IP | 0.975599 | 5.85E-14 | 1.67E+13 | 0.0000 |
| R | -15.79579 | 1.76E-12 | -8.97E+12 | 0.0000 |
| AP | -25.51376 | 3.00E-12 | -8.50E+12 | 0.0000 |
| PE | -36.16988 | 3.90E-12 | -9.28E+12 | 0.0000 |
| R-squared | 1.000000 | Mean dependent var | 0.061906 | |
| Adjusted R-squared | 1.000000 | S.D. dependent var | 0.920848 | |
| S.E. of regression | 1.02E-13 | Sum squared resid | 9.42E-26 | |
| Durbin-Watson stat | 2.055028 | | | |

3.2 Análise das Equações de Demanda e Oferta de Feijão em grãos

Na análise das equações de demanda e oferta de feijão no estado do Ceará, foram observados três aspectos: o nível de significância dos parâmetros, as elasticidades e a

consistência com a fundamentação teórica. Adicionalmente foram realizados testes para verificar as principais suposições sobre o método de estimação de mínimos quadrados ordinários (MMQO), tais como: ausência de multicolinearidade perfeita, ausência de autocorrelação e homoscedasticidade.

3.2.1 - Análise da Equação de Demanda

No Quadro 6 observa-se que os sinais dos coeficientes das variáveis preço do arroz (PA) e a renda (R) são altamente significativos, pois seus valores absolutos são superiores aos desvios-padrão a um nível de confiança bastante confiável. O resultado do preço do feijão apresenta-se sem significância, ou seja, o valor do coeficiente é inferior ao seu desvio-padrão.

A elasticidade-renda da demanda por feijão indica que para um aumento de 10% na renda, aumentaria a quantidade demandada em 14,78%. Com relação à elasticidade-preço cruzada da demanda entre o arroz e o feijão, percebe-se que quando o preço do arroz aumenta em 10%, a quantidade demandada de feijão cai em 50,54%. Sugerindo, desse modo, que os bens são complementares.

Para analisar sobre as suposições do método de estimação, inicialmente analisou-se a correlação entre as variáveis, utilizando a matriz de correlação (Quadro 7). Com base na matriz de correlação percebe-se que o nível de correlação entre as variáveis é considerado baixo (inferior a 0,8) e que as duas variáveis com maior correlação são a renda e o preço estimado (0,7), não sendo, portanto, necessária à aplicação de nenhum método de correção.

Para detectar a presença da heteroscedasticidade utilizou-se o teste de White. O Quadro 8 apresenta os valores de dois testes estatísticos: o F (5,92) e o $Obs*R-squared$ (14,38). Tais testes mostram que: F – a significância global da regressão auxiliar e o $Obs*R-squared$ – que se distribui assintoticamente com uma χ^2 com número de graus de liberdade igual ao número de coeficientes da regressão auxiliar, exceto o termo constante, não se pode rejeitar a hipótese de homoscedasticidade, de acordo valores-p correspondentes, 0,021(F) e 0,109($Obs*R-squared$).

Quadro 6 – Estimação da demanda

| Dependent Variable: Q Method: Least Squares Date: 01/01/99 Time: 11:19 Sample: 1 16 Included observations: 16 | | | | |
|---|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| PA | -5.054194 | 1.184818 | -4.265799 | 0.0009 |
| R | 1.478417 | 0.046298 | 31.93297 | 0.0000 |
| PE | 0.104321 | 0.652090 | 0.159980 | 0.8754 |
| R-squared | 0.061878 | Mean dependent var | | 11.69562 |
| Adjusted R-squared | -0.082449 | S.D. dependent var | | 0.582455 |
| S.E. of regression | 0.605991 | Akaike info criterion | | 2.003458 |
| Sum squared resid | 4.773931 | Schwarz criterion | | 2.148319 |
| Log likelihood | -13.02767 | Durbin-Watson stat | | 2.112564 |

Quadro 7 – Matriz de correlação

| | PA | R | PE |
|----|-----------|-----------|-----------|
| PA | 1.000000 | 0.678154 | -0.281229 |
| R | 0.678154 | 1.000000 | -0.702507 |
| PE | -0.281229 | -0.702507 | 1.000000 |

Quadro 8 – Teste de White

| White Heteroskedasticity Test: | | | | |
|--------------------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| F-statistic | 5.925964 | Probability | 0.021079 | |
| Obs*R-squared | 14.38203 | Probability | 0.109370 | |
| Test Equation: | | | | |
| Dependent Variable: RESID^2 | | | | |
| Method: Least Squares | | | | |
| Date: 01/01/99 Time: 11:21 | | | | |
| Sample: 1 16 | | | | |
| Included observations: 16 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C | 176.3200 | 100.1849 | 1.759946 | 0.1289 |
| PA | 88.55193 | 32.52700 | 2.722413 | 0.0345 |
| PA^2 | 28.33438 | 8.750311 | 3.901207 | 0.0080 |
| PA*R | -9.909130 | 3.913877 | -2.531794 | 0.0446 |
| PA*PE | -19.82767 | 6.562054 | -3.021565 | 0.0234 |
| R | -42.35140 | 25.72073 | -1.646586 | 0.1507 |
| R^2 | 2.549716 | 1.655365 | 1.540275 | 0.1744 |
| R*PE | 8.542720 | 2.908800 | 2.936853 | 0.0261 |
| PE | -71.43350 | 24.50486 | -2.915075 | 0.0268 |
| PE^2 | 6.441580 | 2.640212 | 2.439797 | 0.0505 |
| R-squared | 0.898877 | Mean dependent var | 0.298371 | |
| Adjusted R-squared | 0.747192 | S.D. dependent var | 0.346708 | |
| S.E. of regression | 0.174325 | Akaike info criterion | -0.386623 | |
| Sum squared resid | 0.182335 | Schwarz criterion | 0.096245 | |
| Log likelihood | 13.09298 | F-statistic | 5.925964 | |
| Durbin-Watson stat | 2.437028 | Prob(F-statistic) | 0.021079 | |

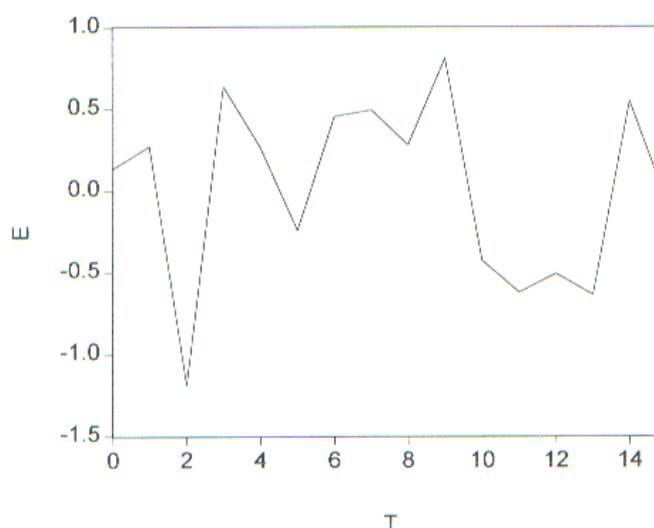
Para corrigir a heteroscedasticidade foi utilizada a matriz de variância e covariância de White, como se percebe os resultados apresentados no Quadro 9. Com base nos resultados obtidos verifica-se que os coeficientes das variáveis Pa (-5,054) e R (1,478) são significativos, mostrando que existe uma correlação negativa entre o preço do arroz e a quantidade demandada de feijão, mostrando que os mesmos são substitutos. Por outro lado, existe uma relação positiva entre a renda e a quantidade, indicando que um aumento na renda aumentaria o consumo desse produto.

Quadro 9 – Teste de correção de White – Matriz de variância e covariância

| Dependent Variable: Q | | | | |
|--|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| Method: Least Squares | | | | |
| Date: 01/01/99 Time: 11:23 | | | | |
| Sample: 1 16 | | | | |
| Included observations: 16 | | | | |
| White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| PA | -5.054194 | 1.329922 | -3.800367 | 0.0022 |
| R | 1.478417 | 0.045497 | 32.49516 | 0.0000 |
| PE | 0.104321 | 0.485072 | 0.215063 | 0.8331 |
| R-squared | 0.061878 | Mean dependent var | 11.69562 | |
| Adjusted R-squared | -0.082449 | S.D. dependent var | 0.582455 | |
| S. E. of regression | 0.605991 | Akaike info criterion | 2.003458 | |
| Sum squared resid | 4.773931 | Schwarz criterion | 2.148319 | |
| Log likelihood | -13.02767 | Durbin-Watson stat | 2.112564 | |

A existência da autocorrelação serial dos resíduos foi detectada através do método gráfico, do correlograma e do teste Durbin-Watson. Através dos correlogramas, verifica-se a existência de autocorrelação e autocorrelação parcial dos resíduos.

Gráfico 2 - Autocorrelação dos resíduos



Apesar do método gráfico mostrar que há autocorrelação negativa, a estatística de Durbin-Watson nega essa afirmação. O indicador d foi igual a 2,11 situando-se na faixa de aceitação da hipótese nula ao nível de 5%, pois este valor está entre 2 e 2,272 ($4-d_s$). Portanto, não existe autocorrelação serial entre os resíduos.

3.3 - Análise da Equação de Oferta

Os resultados do ajustamento da equação de oferta de feijão estão apresentados no Quadro 10, a partir do qual verifica-se que todos os coeficientes das variáveis independentes apresentam-se significativos. No entanto, apenas os coeficientes das variáveis IP e Pe estão de acordo com o esperado. O valor do R^2 foi de 0,863%, o que indica o nível de explicação do modelo, ou seja, as variáveis explicativas justificam o modelo em 86,3%, considerado alto nível de ajustamento do mesmo.

Quanto à elasticidade-preço da oferta de feijão no Ceará foi que, dado um acréscimo de 10% no preço, a oferta aumentará em 4,44%, sendo considerada, dessa forma, inelástica. Verifica-se, ainda, que a quantidade ofertada apresenta uma relação direta com o índice pluviométrico de modo que, a cada 10% de aumento nesse índice pluviométrico, levaria a um aumento de aproximadamente de 10% na quantidade ofertada.

Quadro 10 – Modelo estimado da oferta

| Dependent Variable: Q Method: Least Squares Date: 01/01/99 Time: 10:51 Sample: 1 16 Included observations: 16 | | | | |
|---|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| IP | 0.969850 | 0.151344 | 6.408269 | 0.0000 |
| PE | 0.444841 | 0.075576 | 5.886007 | 0.0001 |
| AP | -1.710919 | 0.261472 | -6.543412 | 0.0000 |
| R-squared | 0.863071 | Mean dependent var | | 11.69562 |
| Adjusted R-squared | 0.842005 | S.D. dependent var | | 0.582455 |
| S.E. of regression | 0.231518 | Akaike info criterion | | 0.079043 |
| Sum squared resid | 0.696808 | Schwarz criterion | | 0.223903 |
| Log likelihood | 2.367657 | Durbin-Watson stat | | 2.670261 |

Com base na equação de oferta estimada, procedeu-se à verificação da existência de problemas relativos à multicolinearidade, heteroscedasticidade e autocorrelação. Para detectar a presença de multicolinearidade, utilizou-se a matriz de correlação entre as variáveis (Quadro 11). Conforme especificado, é inexpressiva a correlação entre as variáveis, pois o maior valor encontrado foi de 0,51, bem inferior ao valor limite (0,8). Este valor é referente à correlação entre o preço estimado e a área plantada, mas como não é considerado significativo, despreza-se a possibilidade de realização de testes de correção.

Quadro 11 – Matriz de correlação

| | IP | PE | AP |
|----|-----------|-----------|-----------|
| IP | 1.000000 | -0.185328 | 0.183759 |
| PE | -0.185328 | 1.000000 | -0.515810 |
| AP | 0.183759 | -0.515810 | 1.000000 |

Para verificar a presença da heteroscedasticidade na equação de oferta, utilizou-se o teste de White. Neste, observa-se que os valores-p das estatísticas F e *Obs*R-squared*, 0,75 e 0,56, respectivamente, demonstram a existência da heteroscedasticidade (Quadro 12). Para corrigir a heteroscedasticidade, utilizou-se a matriz de variância e covariância de White, obtendo-se após: todos os coeficientes se mantiveram significativos (Quadro 13).

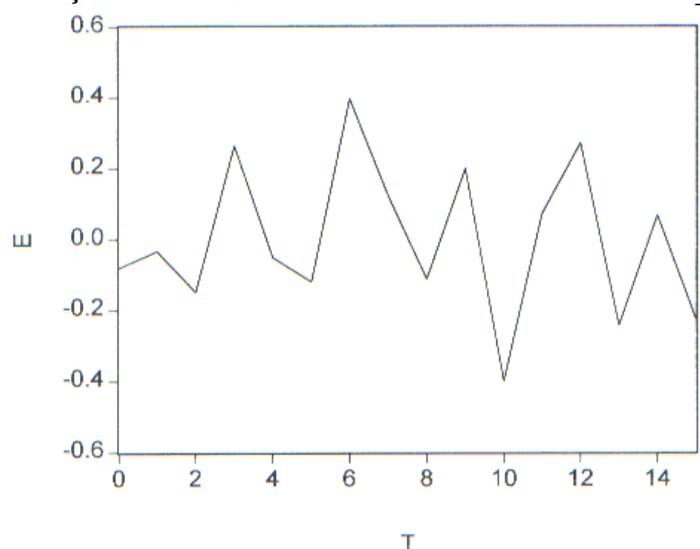
Quadro 12 – Teste de White

| White Heteroskedasticity Test: | | | | |
|--------------------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| F-statistic | 0.614082 | Probability | 0.754977 | |
| Obs*R-squared | 7.671538 | Probability | 0.567556 | |
| Test Equation: | | | | |
| Dependent Variable: RESID^2 | | | | |
| Method: Least Squares | | | | |
| Date: 01/01/99 Time: 10:54 | | | | |
| Sample: 1 16 | | | | |
| Included observations: 16 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C | -0.254671 | 206.1944 | -0.001235 | 0.9991 |
| IP | -1.645958 | 5.295049 | -0.310849 | 0.7664 |
| IP^2 | -0.016579 | 0.178138 | -0.093070 | 0.9289 |
| IP*PE | 0.134065 | 0.385992 | 0.347325 | 0.7402 |
| IP*AP | 0.125636 | 0.324688 | 0.386944 | 0.7121 |
| PE | 0.638201 | 29.25075 | 0.021818 | 0.9833 |
| PE^2 | -0.046953 | 1.021539 | -0.045963 | 0.9648 |
| PE*AP | -0.605174 | 1.955799 | -0.309425 | 0.7675 |
| AP | 7.144601 | 28.05875 | 0.254630 | 0.8075 |
| AP^2 | -0.137795 | 1.395913 | -0.098713 | 0.9246 |
| R-squared | 0.479471 | Mean dependent var | 0.043550 | |
| Adjusted R-squared | -0.301322 | S.D. dependent var | 0.051377 | |
| S.E. of regression | 0.058609 | Akaike info criterion | -2.566696 | |
| Sum squared resid | 0.020610 | Schwarz criterion | -2.083828 | |
| Log likelihood | 30.53357 | F-statistic | 0.614082 | |
| Durbin-Watson stat | 2.584929 | Prob(F-statistic) | 0.754977 | |

Quadro 13 – Teste de correção de White – Matriz de variância e covariância

| Dependent Variable: Q | | | | |
|--|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| Method: Least Squares | | | | |
| Date: 01/01/99 Time: 10:58 | | | | |
| Sample: 1 16 | | | | |
| Included observations: 16 | | | | |
| White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| IP | 0.969850 | 0.112990 | 8.583518 | 0.0000 |
| PE | 0.444841 | 0.053144 | 8.370484 | 0.0000 |
| AP | -1.710919 | 0.285932 | -5.983666 | 0.0000 |
| R-squared | 0.863071 | Mean dependent var | 11.69562 | |
| Adjusted R-squared | 0.842005 | S.D. dependent var | 0.582455 | |
| S.E. of regression | 0.231518 | Akaike info criterion | 0.079043 | |
| Sum squared resid | 0.696808 | Schwarz criterion | 0.223903 | |
| Log likelihood | 2.367657 | Durbin-Watson stat | 2.670261 | |

Ainda nesta equação foi verificada, também, a presença da autocorrelação serial dos resíduos, através do método gráfico, do correlograma e do teste de Durbin-Watson (d). De acordo com o Gráfico 3, verifica-se a existência da autocorrelação negativa serial dos erros, o que foi confirmado pelo o correlograma, tanto autocorrelação quanto autocorrelação parcial.

Gráfico 3 – Autocorrelação dos resíduos

O identificador (d) do teste de Durbin-Watson, foi de 2,67, situando-se na região inconclusiva (os limites são $4 - d_i = 2,272$ e $4 - d_s = 3,143$), o que não permite nenhuma conclusão a respeito da auto-regressão dos resíduos. Apesar de que no segundo estágio esta estatística não é estritamente válida, e diante dos sinais positivos de autocorrelação, utilizou-se o método das primeiras diferenças para a sua correção. O Quadro 14 apresenta os resultados da regressão ajustada.

Quadro 14 – Modelo reduzido corrigido

| Dependent Variable: Q | | | | |
|----------------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| Method: Least Squares | | | | |
| Date: 01/01/99 Time: 12:06 | | | | |
| Sample: 1 15 | | | | |
| Included observations: 15 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| IP | 1.298765 | 0.223627 | 5.807734 | 0.0001 |
| AP | 0.632150 | 0.774582 | 0.816117 | 0.4303 |
| PE | -1.621443 | 0.895238 | -1.811188 | 0.0952 |
| R-squared | 0.872251 | Mean dependent var | | 0.061906 |
| Adjusted R-squared | 0.850959 | S.D. dependent var | | 0.920848 |
| S.E. of regression | 0.355501 | Akaike info criterion | | 0.946280 |
| Sum squared resid | 1.516573 | Schwarz criterion | | 1.087890 |
| Log likelihood | -4.097098 | Durbin-Watson stat | | 2.527852 |

Comparando-se esse resultado com os apresentados no Quadro 10, verifica-se que apenas a variável *IP* permaneceu estatisticamente significativa. Em decorrência da presença da heteroscedasticidade, procedeu-se a sua correção: o teste de White e a matriz de variância e covariância estão apresentados respectivamente nos Quadros 15 e 16.

Quadro 15 – Teste de White

| White Heteroskedasticity Test: | | | | |
|--------------------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| F-statistic | 8.618532 | Probability | 0.014410 | |
| Obs*R-squared | 14.09164 | Probability | 0.119102 | |
| Test Equation: | | | | |
| Dependent Variable: RESID^2 | | | | |
| Method: Least Squares | | | | |
| Date: 01/01/99 Time: 12:07 | | | | |
| Sample: 1 15 | | | | |
| Included observations: 15 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C | 0.120663 | 0.021598 | 5.586833 | 0.0025 |
| IP | -0.007257 | 0.074628 | -0.097238 | 0.9263 |
| IP^2 | -0.291291 | 0.128607 | -2.264970 | 0.0729 |
| IP*AP | -1.828761 | 0.500042 | -3.657217 | 0.0146 |
| IP*PE | -2.036560 | 0.700685 | -2.906529 | 0.0335 |
| AP | -0.261513 | 0.138690 | -1.885602 | 0.1180 |
| AP^2 | 3.739438 | 1.035107 | 3.612610 | 0.0153 |
| AP*PE | 4.507182 | 1.713240 | 2.630794 | 0.0465 |
| PE | -0.370920 | 0.196988 | -1.882960 | 0.1184 |
| PE^2 | -0.377209 | 1.096745 | -0.343935 | 0.7449 |
| R-squared | 0.939443 | Mean dependent var | 0.101105 | |
| Adjusted R-squared | 0.830440 | S.D. dependent var | 0.105291 | |
| S.E. of regression | 0.043356 | Akaike info criterion | -3.204007 | |
| Sum squared resid | 0.009399 | Schwarz criterion | -2.731973 | |
| Log likelihood | 34.03005 | F-statistic | 8.618532 | |
| Durbin-Watson stat | 1.527457 | Prob(F-statistic) | 0.014410 | |

Quadros 16 – Teste de correção de White – Matriz de variância e covariância

| Dependent Variable: Q | | | | |
|--|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| Method: Least Squares | | | | |
| Date: 01/01/99 Time: 12:09 | | | | |
| Sample: 1 15 | | | | |
| Included observations: 15 | | | | |
| White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| IP | 1.298765 | 0.141210 | 9.197424 | 0.0000 |
| AP | 0.632150 | 1.106440 | 0.571336 | 0.5783 |
| PE | -1.621443 | 1.187757 | -1.365130 | 0.1973 |
| R-squared | 0.872251 | Mean dependent var | 0.061906 | |
| Adjusted R-squared | 0.850959 | S.D. dependent var | 0.920848 | |
| S.E. of regression | 0.355501 | Akaike info criterion | 0.946280 | |
| Sum squared resid | 1.516573 | Schwarz criterion | 1.087890 | |
| Log likelihood | -4.097098 | Durbin-Watson stat | 2.527852 | |

4- CONCLUSÕES

Nesse artigo procurou-se analisar os efeitos das alterações dos preços e da renda dos consumidores sobre a oferta e a demanda desse produto no Estado do Ceará, no período compreendido entre os anos de 1985 a 2000. Com base nos resultados obtidos pode-se concluir que existe uma relação positiva entre o índice pluviométrico, área plantada e a quantidade anual comercializada de feijão, onde quanto maior o índice pluviométrico e a área plantada, maior a quantidade de feijão comercializada anualmente, que é exatamente a relação esperada. Por outro lado, o preço esperado do feijão apresentou uma relação negativa com a quantidade comercializada, indicando que um aumento no preço desse produto irá reduzir a quantidade negociada.

Em termos de elasticidade, tem-se que maiores índices pluviométricos e expansões na área plantada poderão aumentar quantidade comercializada de feijão. Por outro lado, elevações no preço esperado desse produto, poderão reduzir essa quantidade mais que proporcionalmente, indicando que esse produto é muito sensível às alterações de preço. Para a demanda, tem-se que incrementos no nível de renda aumentariam a quantidade demandada desse produto. Com relação à elasticidade-preço cruzada da demanda entre o arroz e o feijão, percebe-se que quando o preço do arroz aumenta, a quantidade demandada de feijão cai, sugerindo, desse modo, que há uma relação de complementariedade entre esses bens.

5 - BIBLIOGRAFIA CONSULTADA

CEARÁ. Secretaria do Planejamento e Coordenação. IPLANCE. **Anuário estatístico do Ceará**. Fortaleza: IPLANCE, Vols. de 1986 a 2001.

_____. **Coletâneas agrícolas cearenses, 1947-1995**. Fortaleza: IPLANCE, 1995.

_____. **Nordeste indicadores - Ceará, Maranhão, Pernambuco, Rio Grande do Norte**. Fortaleza: IPLANCE, 1999.

FERGUSON, C. E. **Microeconomia**. Rio de Janeiro, 1999.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2000.

GARÓFALO, Gilson de Lima e CARVALHO, Luiz Carlos Pereira de. **Teoria microeconômica**. 2ed. São Paulo: Atlas, 1986.

IBGE. **Anuário estatístico do Brasil, 2001**. Rio de Janeiro.

KAMENTA, J. **Elementos de econometria**. São Paulo, Atlas, 1978. 670p.

MATOS, O. C. de. **Econometria básica: teoria e aplicações**. São Paulo, Atlas, 1997.

MATTOS, Orlando Carneiro de. **Econometria básica**. Teoria e aplicações. 2ed. São Paulo: Atlas, 1997

PEREZ, M. C. R. C. & MARTIN, M. A. **O método de mínimos quadrados de dois estágios: seus fundamentos e aplicações na estimativa da demanda e da oferta de ovos no estado de São Paulo**. Piracicaba, ESALQ, 1975. 39p. (Série Pesquisa N^o 32)

VASCONCELLOS Marco Antonio Sandoval de. Oliveira Roberto Guena. **Manual de microeconomia**. 2ed. São Paulo:Atlas, 2000.

<http://www.cnpaf.embrapa.br/pesquisa/feijao/feijao.htm> Acesso em 15/01/04

<http://www.cpamn.embrapa.br/Publicacoes/ct/CT152.pdf> Acesso em 15/01/04
