

Análise da Sazonalidade de Preços da Mandioca e da Farinha de Mandioca Comercializada no Estado do Ceará: 1992 - 2001

RESUMO

O foco deste estudo consiste em estimar o comportamento das variações estacionais de preços da mandioca e da farinha de mandioca. Para tanto, utilizou-se séries temporais de preços coletadas no Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará – IPECE. Com o intuito de isolar o componente sazonal da série histórica de preços, usou-se nesta investigação o método da média móvel centralizada. Conforme os resultados apresentados, conclui-se que a elevação dos preços da farinha de mandioca não compensam os decréscimos ocorridos, ocasionando desestímulos aos produtores e comerciantes, exibindo uma tendência em buscar opções para o emprego da mandioca, implicando a redução da oferta de farinha do Estado.

PALAVRAS-CHAVE: Sazonalidade, Farinha de Mandioca e Estado do Ceará.

1 INTRODUÇÃO

O comportamento dos preços dos produtos agrícolas contrasta nitidamente com aquele regularmente observado dos preços dos bens industriais, sendo que os preços dos produtos agrícolas exibem maior variabilidade, visto que estes estão sujeitos a movimentações de intensidade e frequências variáveis. Isto decorre, principalmente, da estacionalidade da produção agrícola. Por outro lado, considerando que grande parte dos bens industriais é vendida em regime de oligopólio, ou por outros tipos de concorrência imperfeita, e possuem preços planejados e prefixados pelos seus produtores, espera-se que variações na demanda determinem apenas variações correspondentes na quantidade vendida. Entretanto, analisando os produtores de bens agropecuários, constata-se que, geralmente, tais produtores são passivos à formação dos preços, sujeitando-se ao preço que se estabelece no mercado (HOFFMANN *et. al.*, 1978).

As oscilações dos preços e das quantidades comercializadas dos produtos agrícolas, ao longo do ano, constituem importante elemento desestabilizador do consumo e da produção desses bens. Geralmente, esta instabilidade pode provocar desestímulos de produção em períodos de aviltamento de preços ou excesso de produção em decorrência de preços muito elevados. Sob a óptica dos consumidores, as flutuações dos preços têm efeitos bastante marcantes na organização dos orçamentos familiares, enquanto que, para os produtores, as flutuações dos preços agrícolas ocasionam incertezas no que se refere à renda que será auferida ao longo do ano, dificultando a execução de planos de produção, podendo repercutir em problemas de abastecimento nos conglomerados urbanos. Uma das razões para a ocorrência dessa influência negativa das variações dos níveis de preços sobre o setor agrícola reside na relativa rigidez da produção agrícola ao estímulo de preços.

Portanto, em função do grau de instabilidade de preços e de quantidades, a análise de sazonalidade constitui um instrumento de análise essencial para a tomada de decisão,

haja vista que se torna possível realizar previsões em curto prazo sobre o comportamento dos preços dos produtos. Possibilita também identificar os períodos de maior e menor variação dos preços, permitindo que sejam efetuados ajustamentos do lado da oferta e da demanda para cada produto analisado. Consonante a isto, considerando que a região Nordeste apresenta produtos agrícolas que representam itens essenciais na dieta alimentar das famílias, sobretudo das de baixa renda, torna-se substancial, especialmente para os produtores de mandioca e seus subprodutos, o conhecimento do padrão estacional dos preços e quantidades transacionadas desses produtos nos mercados, haja vista tais culturas serem as únicas possibilidades de geração de excedentes comercializáveis, no decorrer de um ano agrícola. Ainda mais, formulações políticas subsidiadas pelas análises de sazonalidade propiciam orientar os tomadores de decisão a enfrentarem as condições peculiares da produção agrícola, tais como excesso ou escassez de chuvas que, geralmente, fogem ao controle dos agricultores.

Enfatiza-se que os padrões de estacionalidade, bem como as variações irregulares ou esporádicas que acontecem nas séries de preço e quantidades dos produtos agrícolas, são fortemente influenciados pela intervenção estatal. Segundo argumentos de Araújo & Khan (1987), algumas razões dessa intervenção estão intimamente ligadas às diversidades entre processos de produção agrícola e industrial. Primeiramente, a agricultura depende peculiarmente do sistema de posse da terra e este é determinado, pelo menos em parte, pelo Estado; acrescenta-se a isso o fato de a agricultura ser empreendida, predominantemente, em pequena escala, geralmente descapitalizada, colocando o agricultor vulnerável frente ao poder de barganha do comprador intermediário. Ainda mais, embora o mercado seja competitivo do lado dos produtores, existe acentuada imperfeição do lado dos compradores; terceiro, o setor agrícola é mais suscetível às variações climáticas do que o setor industrial; finalmente, os preços e rendas agrícolas de vários produtos oscilam com grande amplitude, resultado da influência da oferta não se ajustar à demanda no curto prazo.

Dessa forma, este trabalho visa estimar o comportamento das variações estacionais de preços da raiz de mandioca e da farinha de mandioca. O estudo das oscilações de preço no mercado de raiz de mandioca e de farinha de mandioca busca identificar o período ótimo no ano, a fim de que os recursos alocados em quantidades tais que seus produtos cheguem ao mercado varejista na época de preços mais elevados, auxiliando a seleção racional dos empreendimentos, no dimensionamento das vendas e no planejamento de estoque.

2 MATERIAL E MÉTODOS

As informações sobre as séries temporais de preços médios mensais foram coletadas no Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará – IPECE, cobrindo o período de 1992 a 2001. Os dados foram corrigidos pelo índice geral de preços (IGP-DI) calculado pela Fundação Getúlio Vargas, tendo como base o mês de setembro de 2002. A característica deste modelo de análise consiste no estudo sobre o comportamento passado e presente dos fatos geradores das séries de preços, na perspectiva de proporcionar indagações para uma compreensão mais satisfatória do futuro, pelo menos em curto prazo, abrangendo os fatores que impactam o comportamento temporal das variáveis (SANTANA & RODRIGUES JÚNIOR, 2000).

A pressuposição primordial da análise de séries temporais de matrizes de dados econômicos é a decomposição da série em seus principais componentes, de modo que os movimentos da série são constatados por meio do exame de um conjunto de elementos investigados separadamente, mas cujos efeitos definem o movimento das séries ao longo do tempo. Utiliza-se nesta investigação o método da média móvel centralizada, pretendendo-se isolar em última análise o componente sazonal (estacional) da série histórica de preços.

Pressupõe-se que os preços são formados pelo produto dos diversos componentes, como expressos a seguir:

$$P = T \cdot C \cdot E \cdot A$$

em que:

P = é uma série histórica de preços que se propõem analisar;

T = é a componente de tendência contida na referida série de preços;

C = é a componente cíclica da série de preços;

E = é a componente estacional da série de preços;

A = é a componente aleatória (variações esporádicas ou irregulares) da série de preços.

O método de análise selecionado depende da forma como os componentes da série investigada combinam-se e interagem. Adotou-se o modelo multiplicativo, aceitando-se a idéia de que esses componentes atuam proporcionalmente ao nível geral de preços (SANTANA & RODRIGUES JÚNIOR, 2000). Nesse caso, a componente de tendência é expressa como o valor esperado do preço do produto agrícola, em função do tempo, enquanto que as demais variáveis são índices que alteram percentualmente os movimentos da série, para mais ou para menos.

Para determinar os índices de estacionalidade dos preços, assumiu-se o seguinte procedimento:

- (a) deflacionou-se os preços coletados através do índice geral de preços – disponibilidade interna (IGP-DI) da Fundação Getúlio Vargas, tendo como base o mês de setembro de 2002 (setembro de 2002 = 100). Teoricamente, retira-se da série temporal o componente inflacionário (cíclico).
- (b) Para isolar a sazonalidade dos preços deflacionados, empregou-se a média móvel centrada em doze (12) meses. A análise a partir de médias móveis centradas (em um período n) resume-se em suavizar as variações das séries por um processo de sucessivas médias. Quanto maior o número de termos usados para o cálculo da média móvel, mais suavizada será a série resultante. Em virtude de suas características, a média móvel exclui as variações esporádicas e os movimentos sistemáticos que expõem duração de tamanho n . Desse modo, para se eliminar a estacionalidade do preço, é suficiente calcular uma média centrada em doze meses, onde $n = 12$. O cálculo da média móvel pode ser expresso através da seguinte expressão algébrica:

$$MM_t = \frac{1}{12} (P_{t-6} + \dots + P_{t-2} + P_{t-1} + P_t + P_{t+1} + \dots + P_{t+6})$$

Pressupondo que a média móvel exclui os componentes sazonais e aleatórios, demonstrando somente os movimentos cíclicos e de tendência das séries, pode-se representar a média móvel como:

$$MM_t = T \cdot C$$

Os índices estacionais mensais (*IE*) podem ser determinados dividindo os valores da série original em análise pela sua respectiva média móvel, posteriormente multiplicando o resultado por cem (100), para expressar o valor em porcentagem. Ressalta-se que, além de incluir as flutuações estacionais, o *IE* ainda inclui as variações aleatórias.

$$IE_t = \frac{P_t}{MM_t} \cdot 100$$

Salienta-se a necessidade de se eliminar os movimentos aleatórios inclusos no índice estacional (*IE*), anteriormente calculado, a fim de obter o índice estacional verdadeiro (*IEV*). Este índice representa a estacionalidade pura da série temporal no período em estudo, de modo a caracterizar as flutuações estacionais dos preços dos produtos. Para tanto, determina-se o índice estacional médio de cada ano do mês e, em seguida, ajusta-se o resultado para 1200 (12 meses, multiplicados por 100), como a seguir:

$$IEV_t = IEM_t \cdot \left(\frac{1200}{\sum IEM_t} \right)$$

O valor expresso na fórmula significa a soma do *IEM_t* mensais na ausência de estacionalidade. Assim, a fim de se obter o *IEV*, multiplica-se o *IEM* do mês *t* pela razão entre 1200 e a soma dos índices estacionais médios mensais. Torna-se necessária, após o cálculo do *IEV*, uma análise mais minuciosa, observando a intensidade das flutuações dos índices estacionais. Para tanto, são determinados os limites superiores e inferiores de confiança mediante o cálculo do desvio-padrão. Calcula-se o limite inferior pela subtração do *IEV* do mês *t* pelo desvio-padrão do mesmo mês *t*; enquanto isso o limite superior é calculado pela soma entre o *IEV* e o desvio-padrão.

2.1 Modelo Econométrico

A econometria visa a estimar estatisticamente as relações econômicas que supostamente descrevem o funcionamento do sistema econômico. A econometria sumaria a teoria econômica em termos matemáticos, utilizando, para tanto, métodos estatísticos, medindo a influência de uma variável econômica sobre outra. A econometria descreve, parcialmente, o sistema econômico por meio de um sistema de equações que interliga as variáveis econômicas significativas em relações coerentes com a teoria econômica. Pressupõe que estas relações sejam mensuráveis e razoavelmente estáveis.

Entretanto, no setor agropecuário, existem fatores aleatórios, tais como as variações climáticas, fatores macroeconômicos externos, não-ajustamento exato dos dados disponíveis à teoria e/ou fatores omitidos dos princípios econômicos e que influenciam a produção agrícola. Em análise estatística, admite-se que alguns destes fatores são não sistemáticos, portanto, são fortuitos ou aleatórios. Justifica-se, pois, a introdução de um termo estocástico no modelo a ser desenvolvido, com as hipóteses seguintes com respeito a sua distribuição:

- a). ε_i é uma variável aleatória com média zero $E(\varepsilon_i) = 0$;
- b). ε_i é uma variável aleatória com distribuição normal;
- c). A variância de ε_i é uma variável aleatória ε_i é constante $V(\varepsilon_i) = \sigma^2 = E(\varepsilon_i)^2$;
- d). Os erros são independentes $E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = E(\varepsilon_i) E(\varepsilon_j)$ para $i \neq j$.

2.1.1 Análise Econométrica das Variáveis Estacionais

O método de análise sazonal adotado evidenciou que existe relação entre o preço da farinha de mandioca e a oscilação do preço da matéria-prima. Partindo dessa evidência, na tentativa de responder a esta indagação, construiu-se um modelo econométrico que consiste em estimar uma equação algébrica que mostre quais as tendências entre as duas variáveis - preço da farinha de mandioca e preço da raiz. Foram empregados neste ensaio os índices estacionais verdadeiros encontrados para a raiz e a farinha de mandioca, sendo que a variável exógena refere-se ao primeiro índice mencionado.

A equação definida foi ajustada pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), tendo como base os pressupostos usuais sobre o termo aleatório e sobre as especificações do modelo, como já mostrado. Usou-se a equação na forma logarítmica, visto que seus resultados permitem aferir conclusões mais diretas a respeito do comportamento dos movimentos da variável explicada. Desse modo, a equação pode ser expressa, matematicamente, da seguinte forma:

$$LNY = f(LNX)$$

que, estatisticamente, é expressa por:

$$LNY = b_1 + b_2 LNX + \varepsilon_i$$

Onde:

Y = índice estacional verdadeiro encontrado para a raiz de mandioca;

X = índice estacional verdadeiro encontrado para a farinha de mandioca.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Objetivando examinar as oscilações de preços que concorrem para o desequilíbrio da demanda e da oferta na comercialização e na produção, foi realizada uma análise estacional de preços da mandioca e da farinha de mandioca comercializada no Estado do Ceará. Sendo de essencial importância, este conhecimento possibilita investigar períodos satisfatórios aos produtores, examinando a possibilidade da existência de alguma janela de mercado que vislumbre um potencial que possa ser aproveitado pelos produtores locais através de uma política de teor agrícola que priorize um planejamento eficiente da produção, realizando uma maior formação de renda por parte dos pequenos produtores rurais.

Ressalta-se que a identificação das variações estacionais de preços tem duas vantagens básicas: permite que os recursos sejam alocados no tempo e em quantidades tais que seus produtos cheguem ao mercado na época de preços mais altos; e auxilia na seleção racional dos empreendimentos, no dimensionamento de suas vendas e no planejamento de estoques (MELO, 1995).

Apresenta-se os resultados obtidos por meio dos métodos quantitativos na análise de séries temporais descrita na seção anterior, assim como a análise dos resultados. Em decorrência da insuficiência de dados para os diferentes níveis de produção, as estimativas das variações de preços foram realizadas ao nível do produtor.

3.1 Mandioca

A análise do comportamento do padrão estacional de preços da raiz de mandioca ao nível do produtor, entre os anos de 1992-2001, identificou uma oscilação bem definida de preços, constatando índices estacionais de preços acima do índice médio de preços durante o transcorrer do primeiro semestre anual. Observa-se que, segundo entrevistas informais realizadas com atacadistas e produtores rurais, a elevação dos preços decorre da redução do volume do produto no mercado, caracterizando um período de entressafra, ocasionando um excesso de demanda em relação à oferta, pressionando alta nos preços. Salienta-se ainda que se pode captar das afirmações dos atacadistas que os períodos de safra vão de junho a setembro, quando o preço começa a reduzir no primeiro mês citado. Essa conclusão é confirmada pelo índice de sazonalidade calculado tanto para a mandioca quanto para a farinha de mandioca.

O índice estacional mínimo é verificado no mês de agosto (84,88) e o índice estacional máximo ocorre no mês de abril (117,01), o que determina uma amplitude entre o maior e o menor índice de 32,13% (Tabela 01). A variação estacional dos preços em torno da média apresenta-se relativamente estável ao longo do ano, como se observa na figura 01. Embora tenha uma certa estabilidade, as maiores amplitudes de variação ocorrem nos meses de junho e julho, enquanto as menores variações se encontram nos meses de agosto e setembro.

As amplitudes de variações máxima acima e abaixo do índice estacional médio são, respectivamente, de 17,01 e 15,12, verificando que os acréscimos de preços da mandioca foram de maior amplitude que os decréscimos. Segundo Melo (1995), na teoria econômica, esse resultado é explicado pelo modelo COBWEB, no qual estão implícitas duas funções de

oferta, uma de curto prazo, em que o planejamento da produção é função dos preços correntes, e outra de curtíssimo prazo, na qual o preço corrente é função da produção corrente. Verifica-se, de acordo com o modelo citado, alta relação entre os preços e quantidades ofertadas, funcionando da seguinte forma: um alto preço eleva a oferta do produto. A elevação da oferta resulta em uma queda nos preços e, em consequência, uma retração da oferta.

Percebe-se a possibilidade de o produtor aproveitar períodos de entressafra para elevar sua rentabilidade, isto é, existe uma janela de mercado bem definida no mercado de raiz de mandioca. Acontece que não existe nenhum planejamento agrícola, por parte dos produtores rurais e agentes governamentais, que disponibilize soluções a fim de engendrar uma exploração mais eficiente da mandiocultura. Dentre as oportunidades de ganhos para o setor, destaca-se a eventual possibilidade de produção em períodos não coincidentes com as grandes safras dos seus principais concorrentes mediante a utilização de cultivares de ciclos de maturação diferentes, contudo, a escassez de manivas-sementes, que apresentem boa resistência a pragas e doenças adaptadas às nossas condições de ambientes, em virtude dos cíclicos problemas de estiagens, inviabiliza tal capacidade de aproveitamento, tornando-se um gargalo que deve ser superado do ponto de vista competitivo.

Tabela 01 – Índices estacionais médios, desvios-padrão, índices estacionais verdadeiros, limites de variações estacionais dos preços médios da mandioca ao nível do produtor: período 1992 – 2001.

<i>Meses</i>	<i>IEM</i>	<i>Desvio</i>	<i>L. Inferior</i>	<i>IEV</i>	<i>L. Superior</i>
Janeiro	107,58	28,51	76,20	104,72	133,23
Fevereiro	113,85	36,99	73,84	110,83	147,81
Março	113,41	44,46	65,93	110,39	154,85
Abril	120,21	57,18	59,83	117,01	174,20
Maiο	111,01	38,74	69,32	108,06	146,80
Junho	115,23	40,11	72,05	112,17	152,28
Julho	98,73	37,74	58,36	96,10	133,85
Agosto	87,20	23,90	60,98	84,88	108,79
Setembro	87,87	24,57	60,96	85,54	110,11
Outubro	91,13	29,77	58,94	88,71	118,49
Novembro	92,11	28,87	60,80	89,66	118,53
Dezembro	94,43	31,86	60,06	91,92	123,79
	1232,77				

Fonte: Dados da Pesquisa

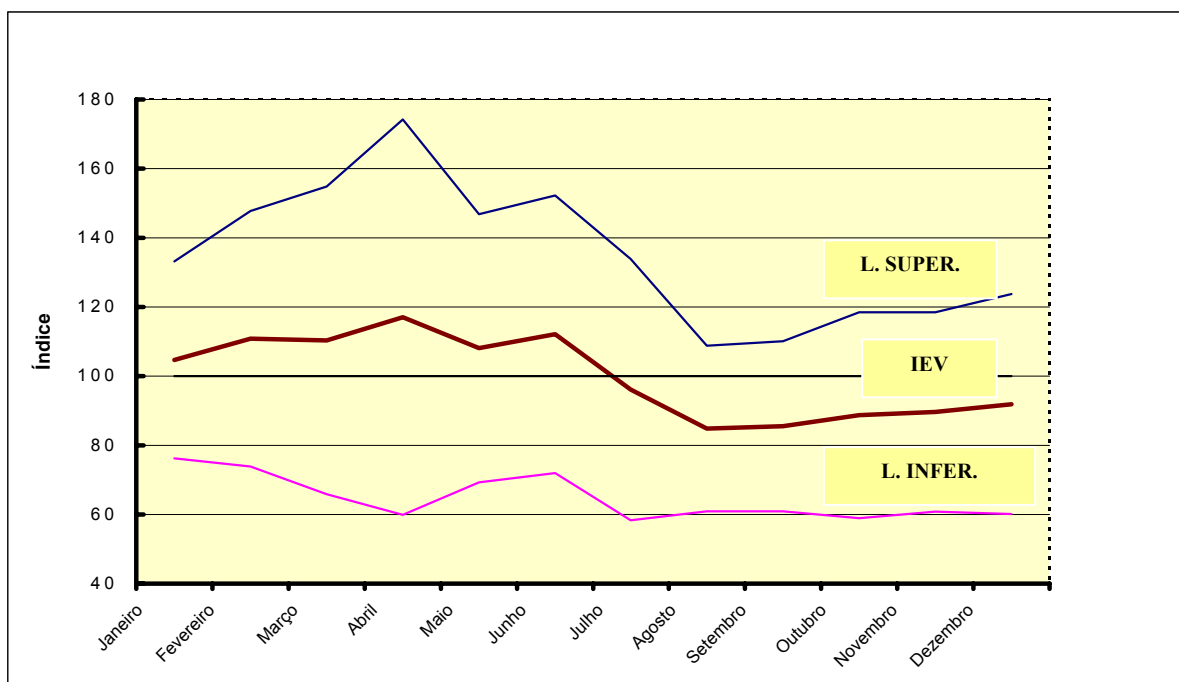


Figura 01 – Índice estacional verdadeiro do preço da raiz de mandioca ao nível do produtor: período 1992 – 2001.

3.2 Farinha de Mandioca

Examinando o comportamento do padrão estacional de preços da farinha de mandioca no nível do produtor entre os anos de 1992-2001, detectou-se uma tendência crescente dos índices sazonais nos meses de janeiro a fevereiro, março a maio, setembro a novembro, e uma tendência decrescente entre os meses de fevereiro a março, maio a setembro, novembro a dezembro, vislumbrando que, para períodos de alta dos índices estacionais, há um volume inferior de farinha sendo ofertado pelos produtores, enquanto nos meses de baixa existe um volume maior de oferta, tendo como consequência uma redução nos preços. Por outro lado, o período que engloba os meses de junho a outubro, quando os índices estacionais se apresentam abaixo da média caracteriza o período de safra (ALENCAR & SANTANA, 1995 *apud* SANTANA & RODRIGUES JÚNIOR, 2000).

No transcorrer do ano, os índices estacionais de preços da farinha atingem dois pontos de máximo, ocorrendo em maio e novembro, sendo os valores dos índices iguais a 107,08 e 103,44, respectivamente. Verifica-se que o índice estacional mínimo ocorre no mês de setembro (89,43), enquanto o valor máximo atinge 107,08 no mês supracitado. Tais valores determinam uma amplitude de variação entre o maior e o menor índice de 17,65% (Tabela 02).

No que concerne às amplitudes de variação acima e abaixo do índice de estacionalidade para a farinha de mandioca, pode-se evidenciar que os valores obtidos são 7,08 (máximo) e 10,57 (mínimo). Portanto, de acordo com os dados da tabela 02, percebe-se que a variação descendente supera a variação ascendente, explicitando melhor, as elevações nos preços da farinha de mandioca não são suficientes para compensar as reduções, causando desestímulo aos produtores desse subproduto, desviando de modo gradativo o volume de raiz de mandioca para atividades alternativas, tais como a produção de fécula de mandioca e a produção de raspa de mandioca, facilitando ratificar a condição de importador a fim de atender a sua demanda interna (MELO, 1995).

Cruzando informações obtidas na análise sazonal do preço da raiz de mandioca com os resultados encontrados para a farinha de mandioca, constata-se que o aumento do preço da farinha de mandioca está intimamente relacionado com a oscilação do preço da matéria-prima. Não obstante, examinando as características físicas da mandioca, argumenta-se que existe a possibilidade de colheita após o período de maturação, porém a quantidade de matéria seca resultante reduz-se de modo considerável, inviabilizando a sua produção, haja vista que o retorno de tal atividade é bastante diminuto, comparado-se com a rentabilidade obtida na venda da mandioca *in natura*. Associado a isto, a elevação do preço da mandioca em períodos de entressafra aumenta o custo de produção, minimizando o lucro do beneficiador. Portanto, agregando estas duas informações - redução do rendimento em matéria seca de 35% para patamares de 20% e a ascensão do preço da matéria-prima - obtêm-se alguns fatores que refletem a queda da oferta de farinha de mandioca em determinados períodos do ano e o fechamento de algumas casas de farinha.

As oscilações nos preços são freqüentes e a sua ocorrência é identificada durante o ano todo. Porém, não existe qualquer espécie de planejamento produtivo que vise a minimizar os efeitos da inconstância dos preços. Dessa forma, verifica-se que, em períodos de safra, os preços evidenciados ocasionam desestímulo aos produtores e, em períodos de entressafra os custos elevados de aquisição da matéria-prima, dada sua escassez, aumenta a vulnerabilidade do beneficiador, reduzindo a lucratividade da atividade produtiva. Sendo

assim, para a reversão desse quadro, evitando o potencial desabastecimento, é relevante a intervenção do Governo ou autoridades competentes a fim de estabelecer políticas que priorizem resoluções eficientes, que estimulem a produção e a transformação da raiz de mandioca nos períodos de queda de preços, garantindo preços mínimos (MELO, 1995).

Tabela 02 – Índices estacionais médios, desvios-padrão, índices estacionais verdadeiros, limites de variações estacionais dos preços médios da farinha de mandioca ao nível do produtor: período 1992 – 2001.

<i>Meses</i>	<i>IEM</i>	<i>Desvio</i>	<i>L. Inferior</i>	<i>IEV</i>	<i>L. Superior</i>
Janeiro	101,52	7,32	94,45	101,76	109,08
Fevereiro	102,18	6,80	95,63	102,42	109,22
Março	100,46	5,57	95,13	100,70	106,27
Abril	102,83	8,24	94,84	103,08	111,32
Maió	106,83	7,09	99,99	107,08	114,17
Junho	103,73	5,45	98,53	103,98	109,43
Julho	95,75	9,92	86,07	95,98	105,90
Agosto	94,42	5,99	88,66	94,65	100,64
Setembro	89,22	9,70	79,73	89,43	99,13
Outubro	95,51	11,92	83,83	95,74	107,66
Novembro	103,19	17,69	85,75	103,44	121,13
Dezembro	101,47	7,26	94,45	101,72	108,98
	1197,10				

Fonte: Dados da Pesquisa

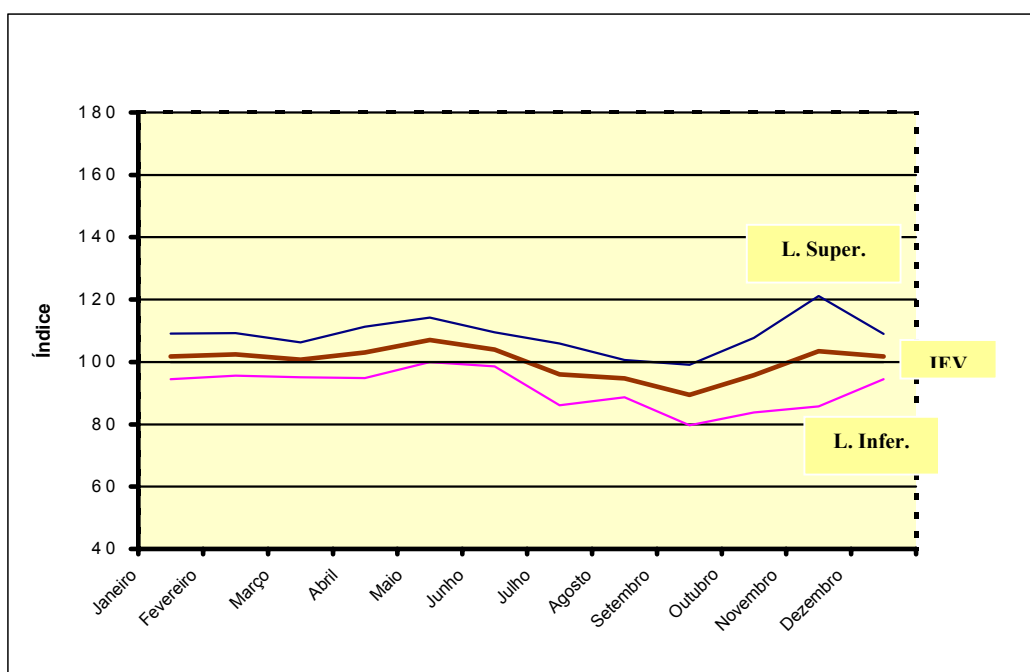


Figura 11 – Índice estacional verdadeiro do preço da farinha de mandioca ao nível do produtor: período 1992 – 2001.

3.3 Resultado da Estimação das Variações Sazonais

Conforme a metodologia utilizada, os resultados econométricos encontrados apresentam informações que condizem com o resultado economicamente esperado, convergindo assim, para os resultados obtidos através da análise do comportamento estacional (TABELA 03). Examinando, primeiramente, o sinal do coeficiente da variável explicativa, percebe-se que este se apresenta como positivo, confirmando a tendência esperada, ou seja, que o preço da raiz de mandioca exiba influência positiva sobre o preço da farinha de mandioca. Rejeita-se a hipótese nula de que o coeficiente da variável explanatória é igual a zero, portanto, a variável independente é estatisticamente significativa ao nível proposto pela pesquisa, $\alpha = 5\%$. É importante salientar que, analisando o coeficiente de determinação ajustado, verifica-se que o índice de estacionalidade verdadeiro para a mandioca explica aproximadamente 45% dos movimentos da variável dependente. Ademais, no que diz respeito à elasticidade exibida na equação proposta, conclui-se que uma oscilação de preço positiva da raiz de mandioca de 1% ocasiona uma elevação do índice estacional da farinha de mandioca na ordem de 0,30%.

Da análise econométrica, pode-se inferir que existe uma absorção do impacto de preços, oriundo da estacionalidade da raiz de mandioca, por parte do beneficiador. Salientando de forma explícita, não existe um repasse total do aumento do custo de aquisição da mandioca para o preço da farinha de mandioca. Como enfatizado na análise sazonal, o referencial adotado na pesquisa concerne ao nível do produtor. Sendo assim, torna-se esclarecedor que o produtor, sob a forma do beneficiador, arca com parte do aumento do custo de produção (matéria-prima), o que origina desestímulos aos fabricantes de farinha de mandioca. Concomitantemente, confirma-se, mediante a análise estatística, a premissa examinada na discussão do comportamento estacional dos preços da raiz de mandioca e da farinha de mesa.

$$\hat{Y} = 3,194998 + 0,306377 \quad LnX$$

Tabela 03 – Equação Estrutural do Índice Estacional do Preço da Raiz de Mandioca e o Índice Estacional do Preço da Farinha de Mandioca, forma logarítmica.

Variável	Média	Coefficiente de Regressão Parcial	Erro – Padrão	Valor “t” de Student
<i>LnX</i>	4.603980	0,306377	0.096874	3,162*

Termo Constante $\alpha_0 = 3,194598^{**}$

D.W. = 1,4322

$R_{2Ajust} = 0,4500$

Fonte: informações básicas adquiridas em GUJARATI (2000).

*coeficiente significativo ao nível de 5%.

**coeficiente significativo ao nível de 1%.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Por meio da análise da sazonalidade de preços da raiz de mandioca, identificou-se oscilações bem definidas nos preços, verificando uma oscilação dos índices estacionais acima da média nos meses de janeiro a junho e nos demais meses abaixo da média, sendo que não há alternância mensal de tendência, ficando evidentes os períodos de safra e entressafra, comportando-se de modo semelhante os índices estacionais de preços da farinha de mandioca.

Através da análise da amplitude de variações dos índices estacionais, conclui-se que aumentos nos preços da farinha de mandioca não compensaram as reduções ocorridas, originando, dessa forma, desestímulos aos produtores e comerciantes, exibindo uma tendência por parte desses em buscar opções para o emprego da mandioca, implicando a redução da oferta de farinha do Estado. Assim, para a reversão do presente quadro, que enfoca a possibilidade de desabastecimento e ratificação do Estado como importador de farinha de mandioca, necessita-se da intervenção estatal ou de outras autoridades competentes com o objetivo de estabelecer políticas de teor agrícola que estimulem a produção e transformação da matéria-prima nos períodos de baixa dos preços.

5 BIBLIOGRAFIA CONSULTADA

ARAÚJO, J. F. de; KHAN, A. S. Análise harmônica de preços e quantidades de laranja e banana no Nordeste brasileiro. **Revista Brasileira de Economia e Sociologia Rural**. Brasília (04). 1987.

ARAÚJO, J. F. de; PAULA PESSOA P. F. A. ; LEMOS J. de J. S. Análise Harmônica da Estacionalidade na Comercialização de Produtos Agrícolas Seleccionados no Nordeste do Brasil. **Revista Brasileira de Economia e Sociologia Rural**. Brasília (04). 1985.

DAMACENO, M. N. **Demanda potencial de raspa de mandioca na produção de rações animais e de farinha de mandioca panificável na alimentação humana para o Estado do Ceará**. 1995. 85f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Universidade Federal do Ceará / Centro de Ciências Agrárias – Departamento de Economia Rural, Fortaleza.

FAO. Disponível em: < <http://www.fao.org> > . Acesso em : 08 de ago. de 2003.

FRANÇA, F. M. C.; GOMES NETO, J. B. F.; LEMOS, J. de J. S. Análise estacionalidade de preços de algodão para diferentes regiões do ceará: abordagem pela análise espectral. **Revista Brasileira de Economia e Sociologia Rural**. Brasília (02). 1984.

GARCIA, E. A. C. Análise do preço do boi magro no pantanal mato-grossense. **Revista Brasileira de Economia e Sociologia Rural**. Brasília (02). 1984.

GUJARATI, D. N., (2000). **Econometria básica**. Terceira Edição, Makron Books.

HOFFMANN, R.; ENGLER J. J. de C.; SERRANO, O.; THAME, A. C. de M.; NEVES, E. M. **Administração da empresa agrícola**. 2ª edição revisada. São Paulo: Pioneira, 1978. 325p.

MELO, R. N. **Análise do sistema de comercialização da mandioca e seus principais produtos (farinha, fécula e raspa) no Estado do Ceará**. 1995. 94f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Universidade Federal do Ceará / Centro de Ciências Agrárias – Departamento de Economia Rural, Fortaleza.

SANTANA, A. C.; RODRIGUES JÚNIOR, H. Análise da sazonalidade de preços das frutas comercializadas na ceasa de belém, no período de 1990 a 1998. **Revista Movendo Idéias**, v. 5, n. 8, p. 22-34. Belém. 2000.