



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*



COMPORTAMENTO DOS PREÇOS DA RAIZ DE MANDIOCA NO ESTADO DA BAHIA

FLÁVIO SILVA DE SANTANA; CARLOS ESTEVÃO LEITE CARDOSO; ENÉAS SANTOS MELO; JOSÉ DA SILVA SOUZA; RANULFO CORRÊA CALDAS;

EMBRAPA MANDIOCA E FRUTICULTURA TROPICAL

CRUZ DAS ALMAS - BA - BRASIL

estevao@cnpmf.embrapa.br

PÔSTER

COMERCIALIZAÇÃO, MERCADOS E PREÇOS AGRÍCOLAS

Grupo de pesquisa: 01 – Comercialização, mercados e preços agrícolas
Apresentação na forma de pôster

Comportamento dos preços da raiz de mandioca no Estado da Bahia

Comportamento dos preços da raiz de mandioca no Estado da Bahia¹

Resumo

Atualmente o Brasil encontra-se em segundo lugar no *ranking* da produção de mandioca sendo superado apenas pela Nigéria. A Tailândia ocupa a terceira posição, seguida pela Indonésia e pela República Democrática do Congo. Esses cinco países produziram em 2004, 57,65% da produção mundial, com um total de 116 milhões de toneladas. O objetivo deste trabalho foi estudar o comportamento dos preços recebidos pelos agricultores que cultivam mandioca, determinar os índices estacionais e identificar possíveis mudanças nos padrões sazonais dos preços observados, no período de 1990 a 2004. Para determinar os índices estacionais, utilizaram-se dados secundários da base estatística da Fundação Getúlio Vargas (FGV). Esses dados foram corrigidos, para os valores reais de dezembro de 2004. Em seguida os dados foram analisados com base no programa Sazonal. Os resultados da análise indicam que não se pode rejeitar a hipótese de existência de sazonalidade nos preços da raiz de mandioca no Estado da Bahia. Em relação à diferença entre anos, o valor do teste de “F” não foi estatisticamente significativo, sugerindo que não há razões para se aceitar que ocorreram mudanças nos padrões sazonais. Destacam-se os meses de maio a novembro com os menores preços, e de dezembro a março com os preços mais elevados. De acordo com a análise estatística de Scott – Knott foi possível identificar sete grupos. Os maiores preços ocorreram em fevereiro e março e os menores em julho e setembro.

Palavras-chave: sazonalidade, índices estacionais, preços, Scott – Knott, padrões sazonais.

1. INTRODUÇÃO

A mandioca é originária da América do Sul, mais especificamente da Amazônia brasileira (LORENÇATO, 2002, citado por SILVA et al., 2003). Atualmente o Brasil encontra-se em segundo lugar no *ranking* de produção sendo superado apenas pela Nigéria. A Tailândia ocupa a terceira posição seguida pela Indonésia e pela República Democrática do Congo. Esses cinco países produziram em 2004, 57,65% da produção mundial com um total de 116 milhões de toneladas (FAO, 2005).

A produção brasileira é destinada basicamente ao mercado interno para a produção de farinha e de fécula. O Brasil responde por 11,86% da produção mundial (FAO, 2005). Os principais estados brasileiros produtores de mandioca em ordem hierárquica, são: Pará, Bahia, Paraná, Maranhão e São Paulo (IBGE, 2005).

Em termos de expressão econômica e social, a mandioca ocupa lugar de destaque em diversos estados brasileiros (SILVA et al., 2003). Na Bahia, considerando-se o valor da produção, a mandioca é a segunda cultura, sendo superada pela soja (IBGE, 2005).

¹ Este artigo é uma versão ampliada do resumo expandido apresentado no XI Congresso Brasileiro de Mandioca.

Na Bahia, bem como em muitos outros Estados do Brasil, a exemplo do Paraná e de São Paulo, a produção de mandioca está voltada para o consumo in natura, para a produção de farinha, de beiju e de fécula. Nos estado do Centro-Sul do Brasil a produção é prioritariamente destinada para o processamento industrial (fécula e farinha). No Brasil, onde se considera o centro de origem da mandioca, a farinha está sempre presente nas mesas das famílias, principalmente, daquelas de menor renda. Entretanto, em todas os estratos de renda existentes no País observa-se o consumo desse produto, em maior ou menor quantidade.

O preço da mandioca, assim como o de qualquer outro produto agrícola, apresenta, dentre outras, variações estacionais. Conhecer o comportamento do preço de um produto agrícola é bastante valioso, tanto para o produtor rural, quanto para os gestores das unidades de processamento, pois, essa informação ajuda na tomada de decisão e na elaboração de planos ou estratégias para garantir a permanência no mercado.

O objetivo do trabalho foi estudar o comportamento dos preços recebidos pelos agricultores que cultivaram mandioca no Estado da Bahia da mandioca, determinar os índices estacionais dos preços e identificar possíveis mudanças nos padrões sazonais dos preços observados, no período de 1990 a 2004.

2. METODOLOGIA

Para determinar os índices estacionais, utilizaram-se dados secundários da base estatística da Fundação Getúlio Vargas (FGV). Esses dados foram corrigidos, para os valores reais de dezembro de 2004, usando-se o Índice Geral de Preços da FGV (IGP-DI). Em seguida os dados foram analisados com base no programa Sazonal². Esse programa utiliza o método da média geométrica móvel centralizada de 12 meses.

De acordo com HOFFMANN (1991) e KUGIZAKI (1986), a média geométrica centralizada de 12 meses é calculada, na forma logarítmica, pela seguinte expressão:

$$\log G_t = \frac{0,5 \log P_{t-6} + \dots + \log P_{t+5} + 0,5 \log P_{t+6}}{12}$$

onde: G_t = média geométrica móvel no mês t ;

P_t = preço no mês t ; t = mês em que a média é centralizada ($t = 7, 8, 9, \dots$);

Os valores do índice sazonal de preços (I_t) são estimados pelo quociente entre os preços (P_t) e as respectivas médias geométricas (G_t), multiplicado por 100:

$$I_t = \frac{P_t}{G_t} \times 100$$

Em seguida, calcula-se a média geométrica dos índices sazonais para cada mês (\bar{I}_i), utilizando-se a seguinte expressão, na forma logarítmica:

$$\log \bar{I}_i = \frac{1}{m} \sum \log I_{ij}, \text{ onde:}$$

i = mês ($i = 1, 2, 3, \dots, 12$); j = ano ($j = 1, 2, 3, \dots, m$).

Quando a média geométrica destas 12 médias não é aproximadamente igual a 100, elas são ajustadas pelo fator de correção dado pelo quociente de 100 pela média geométrica das 12 médias.

² Programa desenvolvido por José da Silva Souza, pesquisador da *Embrapa Mandioca e Fruticultura Tropical*.

O índice de irregularidade é estimado a partir do erro-padrão da dispersão (S_i), em termos logarítmicos dos valores do índice sazonal em torno da sua média, isto é:

$$S_i = \sqrt{\frac{\sum (\log I_{ij} - \log \bar{I}_i)^2}{m-1}}$$

O antilogaritmo do erro-padrão fornece o valor estimado do índice de irregularidade.

Os limites superior e inferior do intervalo de variação são obtidos multiplicando-se e dividindo-se o índice sazonal pelo índice de irregularidade, respectivamente.

A fim de enriquecer o estudo dividiu-se a série de preços em três subperíodos, 1990 a 1994; 1995 a 1999; 2000 a 2004. Efetuou-se também uma análise de variância, admitindo-se que os logaritmos dos índices sazonais têm a distribuição aproximadamente normal, a fim de testar a significância estatística da flutuação sazonal dos preços do produto.

Para o cálculo do teste de “F” considerou-se o nível de significância de 5%, onde valores tabelados maiores que os valores calculados foram não significativos estatisticamente. Foram testadas duas hipóteses: H_0 — não existe sazonalidade na série de preços em análise e H_a — existe sazonalidade na série de preços.

Com o intuito de comparar os valores estacionais para o mesmo período do ano, calculou-se o coeficiente de amplitude dos índices (CA) (máximo e mínimo), através da fórmula:

$$CA(\%) = \frac{(\text{Índice máximo} - \text{Índice mínimo})}{(\text{Índice máximo} + \text{Índice mínimo})} \cdot 100$$

Os dados também foram analisados através do teste estatístico de Scott – Knott, que permite a formação de grupos homogêneos a partir dos indicadores considerados.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados da análise sazonal para o período de 1990 a 2004, indicam que não se pode rejeitar a hipótese de existência de sazonalidade nos preços da raiz de mandioca, no Estado da Bahia, ao nível de 5% de significância estatística. Em relação à diferença entre anos, o valor do teste de “F” não foi estatisticamente significativo, sugerindo que não há razões para se aceitar que ocorreram mudanças nos padrões sazonais (Tabela 1).

Tabela 1. Quadrado médio e teste de F da análise de variância dos preços recebidos pelos produtores de mandioca no Estado da Bahia, no período de 1990 a 2004.

Causas variação	Graus de liberdade	Quadrado médio	F
Meses	11	0,00324	2,32**
Anos	13	0,00222	1,59ns
Resíduo	143	0,00140	
Total	167		

Fonte: Dados da pesquisa.

(**) Significativo a 5%.

(ns) Não significativo.

Ao se observar os subperíodos, constatou-se que se pode rejeitar a hipótese de existência de sazonalidade, portanto não se observou a presença de sazonalidade nos preços

da raiz de mandioca no Estado, ao nível de 5% de significância do teste de “F”, em todos os subperíodos estudados (Tabelas 2, 3 e 4). Por outro lado, os resultados da análise de variância indicam que, há razões para se aceitar que ocorreram mudanças nos padrões sazonais, quando se consideram os subperíodos de 1995 a 1999 e de 2000 a 2004.

Tabela 2. Quadrado médio e teste de F da análise de variância dos preços recebidos pelos produtores de mandioca no Estado da Bahia, no período de 1990 a 1994.

Causas variação	Graus de liberdade	Quadrado médio	F
Meses	11	0,00233	0,846ns
Anos	3	0,00022	0,081ns
Resíduo	33	0,00275	
Total	47		

Fonte: Dados da pesquisa.
 (ns) Não significativo.

Tabela 3. Quadrado médio e teste de F da análise de variância dos preços recebidos pelos produtores de mandioca no Estado da Bahia, no período de 1995 a 1999.

Causas variação	Graus de liberdade	Quadrado médio	F
Meses	11	0,00099	1,541ns
Anos	3	0,00403	6,277**
Resíduo	33	0,00064	
Total	47		

Fonte: Dados da pesquisa.
 (**) Significativo a 5%.
 (ns) Não significativo.

Tabela 4. Quadrado médio e teste de F da análise de variância dos preços recebidos pelos produtores de mandioca no Estado da Bahia, no período de 2000 a 2004.

Causas variação	Graus de liberdade	Quadrado médio	F
Meses	11	0,00069	0,651ns
Anos	3	0,00420	3,983**
Resíduo	33	0,00105	
Total	47		

Fonte: Dados da pesquisa.
 (**) Significativo a 5%.
 (ns) Não significativo

De acordo com os índices sazonais calculados para o período de 1990 a 2004, a ocorrência dos preços mais baixos foi verificada no período de maio a novembro. O menor índice sazonal nesse período, ocorreu em agosto e o maior índice sazonal em fevereiro (Tabela 5).

Os coeficientes de amplitude calculados para os subperíodos mais recentes (1995 a 1999 e 2000 a 2004) revelam que no subperíodo 2000 a 2004 os preços se apresentaram mais

homogêneos, uma vez que o coeficiente de amplitude foi menor, indicando que a diferença entre o preço mais alto e o mais baixo diminui (Tabela 5).

Com base na Tabela 6, que mostra o resultado do teste de Scott – Knott, pode-se verificar a formação de sete grupos distintos. Valores seguidos pela mesma letra significa que não há diferença estatística significativa entre eles. Neste sentido, os índices sazonais calculados para os meses de fevereiro e março, os quais apresentam os valores mais altos, são estatisticamente iguais, sugerindo que nesses meses devem ocorrer os picos de preços. Quanto aos preços mais baixos esses devem ocorrer nos meses de julho a setembro.

Tabela 5. Coeficiente de amplitude da variação dos índices sazonais médios dos preços recebidos pelos produtores de mandioca do Estado da Bahia, no período de 1990 a 2004 e nos subperíodos 1995 a 1999; 2000 a 2004.

Período	Índice máximo		Índice mínimo		Coeficiente de amplitude (%)
	Mês	Valor	Mês	Valor	
1995 a 1999	Mar	109,15	Set	95,87	6,48
2000 a 2004	Abr	103,32	Ago	95,18	4,10
1990 a 2004	Fev	106,37	Ago	95,93	5,16

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 6. Índice de sazonalidade e resultado do teste de Scott-Knott dos preços de mandioca recebidos pelos produtores de mandioca do Estado da Bahia, no período de 1990 a 2004.

Meses	Índice de sazonalidade	Grupos
Janeiro	102,46	B
Fevereiro	106,37	A
Março	106,05	A
Abril	102,17	B
Maió	98,99	D
Junho	99,26	D
Julho	99,60	G
Agosto	95,93	F
Setembro	96,28	G
Outubro	97,97	E
Novembro	98,13	E
Dezembro	100,48	C

Fonte: Dados da pesquisa.

A Figura 1 representa o comportamento do preço da raiz de mandioca no mercado baiano para o período citado anteriormente, considerando-se o índice de sazonalidade. Pode-se constatar que os menores preços para o produto ocorrem entre maio e novembro, o que evidencia o período de safra (maior oferta) no Estado. Por outro lado, o pico de preço é observado nos meses de fevereiro, março e abril.

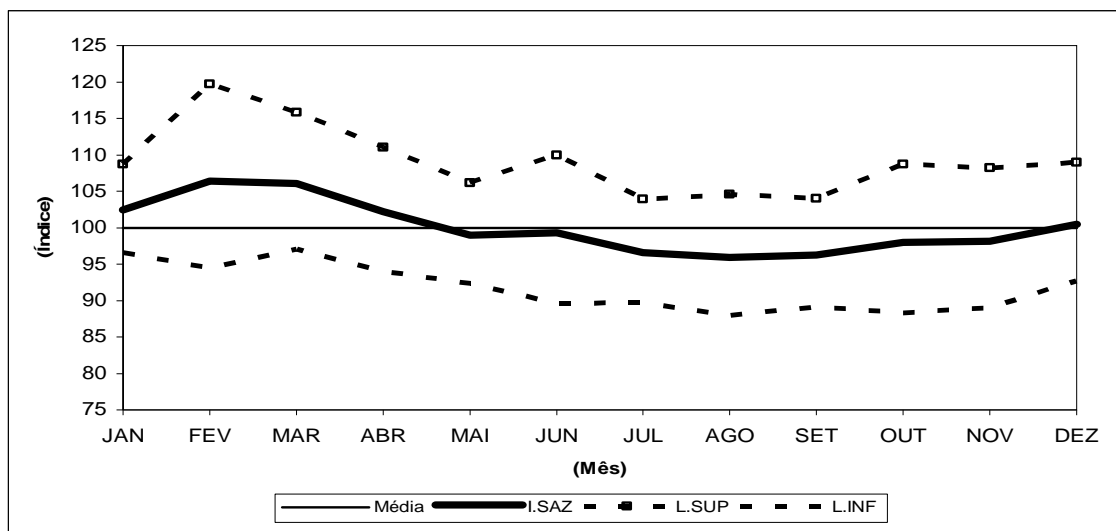


Figura 1. Variação estacional dos preços recebidos pelos produtores de mandioca no Estado da Bahia, no período de 1990 a 2004.

4. CONCLUSÃO

Dentro do período analisado (1990 a 2004) observou-se a existência de sazonalidade nos preços da raiz de mandioca recebidos pelos produtores. Ainda considerando-se esse período não há indícios de alteração no padrão sazonal. Destacam-se os meses de maio a novembro com os menores preços, e de dezembro a março com os preços mais elevados. Não se detectou a presença de sazonalidade nos preços recebidos, em nenhum dos subperíodos analisados.

De acordo com o teste estatístico de Scott – Knott, os maiores preços ocorreram em fevereiro e março (grupo A) e os menores em julho e setembro (grupo G) não havendo diferenças estatísticas entre os índices sazonais que compõem cada grupo.

5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

FILHO PEREIRA, C.A.P. **Variação estacional dos preços de frutas cítricas no estado da Bahia**. Cruz das Almas: Embrapa. 1981. 22p.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION. FAO Statistical Databases. **FAOSTAT**: banco de dados da FAO. Disponível em: <<http://www.faostat.fao.org/faostat/collections>> (acesso em 31/10/2005)>.

HOFFMANN, R. **Estatística para economistas**. 2.ed. São Paulo: Pioneira, 1991. 426p.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Sistema IBGE de Recuperação Automática. **SIDRA/LSPA**: banco de dados do IBGE. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br>> (acesso em 20/10/2005)>.



INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Sistema IBGE de Recuperação Automática. **SIDRA/Censo Agropecuário**: banco de dados do IBGE. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br> (acesso em 01/11/2005)>.

KUGIZAKI, Y. **Programa de flutuação sazonal de preços de produtos agropecuários (Sazonal – versão 1)**. Vitória: EMCAPA. 1986. 24p.

SILVA, J.R.; FERREIRA, C.R.R.P.T.; ASSUNPÇÃO, R. Estacionalidade de preços de mandioca nos Estados de São Paulo e Paraná, 1980 – 2001. **Informações Econômicas**. São Paulo, v.33, n.2, p.28-33, fev. 2003.