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.*

ANÁLISE DO DESEMPENHO COMPETITIVO DAS AGROINDÚSTRIAS DE FRUTAS DO ESTADO DO PARÁ

ANTÔNIO CORDEIRO SANTANA; ;

UFRA

BELéM - PA - BRASIL

santana@nautilus.com.br

APRESENTAÇÃO SEM PRESENÇA DE DEBATEDOR

ADMINISTRAÇÃO RURAL E GESTÃO DO AGRONEGÓCIO

ANÁLISE DO DESEMPENHO COMPETITIVO DAS AGROINDÚSTRIAS DE FRUTAS DO ESTADO DO PARÁ

Grupo 4 – Sistemas Agroalimentares e Cadeias Agroindustriais
Apresentação com presidente de sessão

ANÁLISE DO DESEMPENHO COMPETITIVO DAS AGROINDÚSTRIAS DE FRUTAS DO ESTADO DO PARÁ

RESUMO:

As agroindústrias de frutas do Estado do Pará estão enfrentando a concorrência de novas empresas que entraram recentemente no mercado de frutas local e da ameaça de novas entrantes de médio e grande porte. O grau de competitividade das agroindústrias paraense não era conhecido, daí o objetivo do trabalho de desenvolver um indicador de desempenho competitivo para essas agroindústrias de frutas. Utilizaram-se as técnicas de análise fatorial e de regressão múltipla para estimar o índice de desempenho competitivo (IDC) das agroindústrias de frutas paraenses. Os resultados mostraram que, das 27 empresas analisadas, apenas uma empresa apresentou alto IDC e três IDC intermediários. Os resultados permitiram identificar as fraquezas das agroindústrias em cada fator representativo das forças competitivas. Finalmente, observou-se uma relação positiva entre as variáveis margens de lucro e número de fornecedores e o IDC das empresas.

Palavras-chave: Índice de desempenho competitivo, frutas, Agroindústria, Amazônia.

ANÁLISE DO DESEMPENHO COMPETITIVO DAS AGROINDÚSTRIAS DE FRUTAS DO ESTADO DO PARÁ

1. INTRODUÇÃO

O objetivo deste capítulo foi construir um índice de desempenho competitivo (IDC) para hierarquizar as empresas do arranjo produtivo de frutas paraense, a partir dos dados de uma ampla pesquisa de campo realizada em 27 empresas sediadas em 10 municípios paraenses, no ano de 2003 e atualizada em 2004.

O tecido empresarial está estruturado em microempresas (51,9%), pequenas empresas (40,7%) e médias empresas (7,4%), de acordo com o valor da receita bruta apurada em 2004. Há uma grande heterogeneidade no tecido empresarial no que tange tecnologia, qualidade de produto, obtenção de informação, acesso a mercado e gestão empresarial. A maioria destina produto para o mercado nacional e uma pequena parcela inseriu-se ao mercado internacional e todas estão operando com lucro. Quanto ao mercado internacional, em 2004 foram exportados US$ 21,3 milhões, relativo às polpas e sucos de frutas do Estado do Pará.

Em conta disso, o mercado está induzindo mudanças estruturais no processo produtivo de polpa de frutas em função da crescente exigência em qualidade, diversificação e diferenciação de produto. Ajuste nesta direção demanda novas estratégias competitivas de custo e de diferenciação. O processo está em curso, porém de forma heterogenia e desarticulada. Portanto, a unificação de trajetórias na direção do aumento de competitividade do tecido empresarial de polpa de frutas, necessita-se conhecer grau de desempenho competitivo dessas empresas. Para isto, propõe-se a construção de um índice de desempenho competitivo, a partir de métodos científicos apropriados.

Na literatura especializada em organização industrial existe um conjunto de elementos metodológicos que discute o conceito de competitividade, com base no índice de concentração e poder de mercado, economias de escala e de escopo que foram discutidos em outras partes deste trabalho. Porém, métodos utilizando maior rigor estatístico são raros, sobretudo quando se trata da economia amazônica. Na indústria de polpa de frutas, é a primeira vez que se emprega a técnica da análise fatorial para construir um índice de desempenho competitivo para as empresas da indústria de polpa de frutas paraense.

O desempenho competitivo, como tratado nas análises de economia industrial, utiliza um conjunto de variáveis quantitativas e qualitativas para revelar as complexidades estáticas e dinâmicas aderentes aos aspectos econômicos (lucro, *market share*, produtividade), sociais (emprego, distribuição de renda, bem-estar), ambiental (poluição, degradação do meio) e tecnológico (ciência, tecnologia e inovação). Para tratar essa dinâmica de forma adequada, a teoria da organização industrial considera pelo menos três dimensões: estrutura industrial, que trata dos aspectos ligados a mercado; estratégias competitivas, que aborda o processo de criação de vantagens competitivas; desempenho competitivo, que afere o resultado da interação das outras duas dimensões. Cada dimensão é estudada sobre diversos aspectos teóricos, utilizando indicadores gerados a partir de um grande número de variáveis e de metodologias, encontradas na teoria da nova economia industrial[1].

Modelar estas dimensões não é tarefa fácil e constitui o desafio deste trabalho. A iniciativa foi estruturar um modelo estatístico para resumir a massa de informações em um conjunto reduzido de variáveis capaz de mais bem representar o movimento das empresas da indústria de polpa de frutas paraense na luta para assegurar seu espaço no mercado. As vantagens competitivas de curto prazo, geralmente, estão associadas aos diferenciais de custos resultantes das condições de fatores disponíveis em dados territórios (no caso, disponibilidade de matéria-prima, mão-de-obra barata, crédito subsidiado, etc.). Por outro lado, as vantagens competitivas sustentáveis ou de longo prazo se vinculam ao tamanho adequado da planta empresarial, treinamento contínuo de mão-de-obra, qualidade, diversificação e diferenciação da produção, integração vertical e horizontal, visando agregar de valor a toda cadeia produtiva.

Como já evidenciado nas análises das seções anteriores, acredita-se que as empresas do arranjo produtivo de frutas paraenses estão operando com grau de competitividade heterogêneo. A constatação científica do grau de desempenho competitivo de cada empresa, porém, não é possível de ser identificada por meio da análise qualitativa por categoria de empresas, segundo o tamanho. Para evidenciar as empresas que estão operando com grau de competitividade alto, intermediário e baixo, construiu-se o IDC.

A construção do IDC foi realizada em três etapas. Na primeira etapa, empregou-se a técnica da análise fatorial para extrair fatores e estimar os escores fatoriais a serem

[1] Sobre economia o leitor deve consultar algumas das seguintes referência BAIN (1968), SHY (1997), TIROLE (2001), KUPFER; HASENCLEVER (2002) como sugestão.

usados no cálculo do IDC, que tem a finalidade de hierarquizar as empresas. A segunda etapa consiste em utilizar a proporção da variância explicada por cada fator em relação à variância total explicada pelo conjunto de fatores comuns como peso associados aos escores fatoriais. A última etapa consiste em hierarquizar o IDC do maior para o menos e identificar o grau de competitividade das empresas do arranjo produtivo de frutas paraense. Adicionalmente, empregou-se um modelo econométrico para evidenciar a influência de algumas outras variáveis sobre o IDC das empresas.

2. METODOLOGIA

A análise fatorial, de modo geral, é utilizada para analisar a estrutura das inter-relações (correlações) entre um grande número de variáveis, definindo um conjunto de dimensões latentes comuns que facilitam a compreensão da estrutura da nuvem de dados, chamadas de **fatores**. Com o emprego dessa técnica, inicialmente pode-se identificar as dimensões isoladas da estrutura dos dados e então determinar o grau em que cada variável é explicada por cada dimensão ou fator. Depois dessa etapa, a análise fatorial pode ser empregada para reduz a massa de dados.

Um modelo de análise fatorial pode ser apresentado na forma matricial como em Dillon e Goldstein (1984):

$$X = \alpha F + \varepsilon \qquad (1)$$

Em que:

$\boldsymbol{X}$ = é o p-dimensional vetor transposto das variáveis observáveis, denotado por $\boldsymbol{X = (x_1, x_2, ..., x_p)'}$;

$\boldsymbol{F}$ = é o q-dimensional vetor transposto de variáveis não-observáveis ou variáveis latentes chamadas de fatores comuns, denotado por, $\boldsymbol{F = (f_1, f_2, ..., f_q)'}$, sendo que q < p;

$\boldsymbol{\varepsilon}$ = é o p-dimensional vetor transposto de variáveis aleatórias ou fatores únicos, $\boldsymbol{\varepsilon = (e_1, e_2, ..., e_p)'}$;

$\boldsymbol{\alpha}$ = é a matriz (p,q) de constantes desconhecidas, chamadas de cargas fatoriais.

No modelo de análise fatorial pressupõe-se que os fatores específicos são ortogonais entre si e com todos os fatores comuns. Normalmente, $E(\varepsilon) = E(F) = 0$ e $Cov(\varepsilon, F) = 0$.

A estrutura inicial utilizada para determinar a matriz de cargas fatoriais, em geral, pode não fornecer um padrão significativo de cargas das variáveis, por isso não é definitiva. A confirmação ou não dessa estrutura inicial pode ser feita por meio de vários

métodos de rotação dos fatores (DILLON; GOLDSTEIN, 1984; JOHNSON; WICHERN, 1988). No caso desta pesquisa, utilizou-se o método *varimax* de rotação ortogonal dos fatores. O método *varimax* é um processo em que os eixos de referência dos fatores são rotacionados em torno da origem até que alguma outra posição seja alcançada. O objetivo é redistribuir a variância dos primeiros fatores para os demais e atingir um padrão fatorial mais simples e teoricamente mais significativo (REIS, 2001; HAIR et al., 2005; SANTANA, 2005).

A escolha dos fatores foi realizada por meio da técnica de raiz latente. Esta técnica parte do princípio de que qualquer fator individual deve explicar a variância de pelo menos uma variável para que seja mantido para interpretação. Cada variável contribui com um valor 1 do autovalor total. Com efeito, apenas os fatores que têm raízes latentes ou autovalores maiores que 1 são considerados significantes e os demais fatores com autovalores menores do que 1 são considerados insignificantes e descartados (HAIR et al., 2005; MINGOTI, 2005; SANTANA, 2005). A matriz de cargas fatoriais, que medem a correlação entre os fatores comuns e as variáveis observáveis, é determinada por meio da matriz de correlação, conforme Dillon e Goldstein (1984).

Para a definição do Índice de Desempenho Competitivo (IDC), estimou-se a matriz de escores fatoriais após a rotação ortogonal da estrutura fatorial inicial. O escore fatorial, por definição, situa cada observação no espaço dos fatores comuns. Para cada fator $\boldsymbol{f_j}$, o i-esimo escore fatorial extraído é definido por $\boldsymbol{F_{ij}}$, expresso da seguinte forma (DILLON; GOLDSTEIN, 1984; SPSS, 1997):

$$F_{ij} = b_1 x_{i1} + b_2 x_{i2} + \dots + b_p x_{ip}; \quad \boldsymbol{i} = 1, 2, \dots, n; \boldsymbol{j} = 1, 2, \dots, p \qquad (2)$$

Em que:

$\boldsymbol{b_i}$ são os coeficientes de regressão estimados para os *n* escores fatoriais comuns;

$\boldsymbol{x_{ij}}$ são as *n* observações das *p* variáveis observáveis.

A variável $\boldsymbol{F_{ij}}$ não é observável, mas pode ser estimada por meio das técnicas de análise fatorial, utilizando-se a matriz de observações do vetor $\boldsymbol{x}$ de variáveis observáveis. Em notação matricial, a equação 2, torna-se:

$$F_{(n,q)} = x_{(n,p)} b_{(p,q)} \qquad (3)$$

Na equação 3, $\boldsymbol{F}$ é a matriz da regressão estimada a partir dos *n* escores fatoriais e que poder ser afetados tanto pela magnitude quanto pelas unidades de medida das variáveis

x. Para contornar este tipo de problema, substitui-se a variável ***x*** pela variável padronizada ***w***, dada pela razão entre o desvio em torno da média e o desvio padrão de ***x***, como a seguir:

$$w_{ij} = \frac{(x_i - \bar{x})}{s_x}$$

Com esses valores, modifica-se a equação 3 para gerar a equação 4.

$$F_{(n,q)} = w_{(n,p)} \beta_{(p,q)} \tag{4}$$

Na equação 4, a matriz de pesos beta - ***β***, com ***q*** colunas e ***p*** coeficientes de regressão padronizados, substitui ***b***, dado que as variáveis estão padronizadas em ambos os lados da equação. Pré-multiplicando ambos os lados da equação 4 pelo valor ***(1/n)w'***, em que n é o número de observações e ***w'*** é a matriz transposta de ***w***, obtém-se:

$$\frac{1}{n} w'_{(p,n)} F_{(n,q)} = \frac{1}{n} w'_{(p,n)} w_{(n,p)} \beta_{(p,q)} = R_{(p,p)} \beta_{(p,q)} \tag{5}$$

A matriz ***(1/k)w'w*** se constitui na matriz de variáveis inter-correlacionadas ou matriz de correlação entre as observações da matriz ***x***, designada por ***R***. A matriz ***(1/k)w'F*** representa a correlação entre os escores fatoriais e os próprios fatores, denotada por **Λ**. Reescrevendo a equação 5, tem-se que:

$$\Lambda_{(p,q)} = R_{(p,p)} \beta_{(p,q)} \tag{6}$$

Se a matriz ***R*** for não-singular, pode-se pré-multiplicar ambos os lados da equação 6 pela inversa de ***R***, obtendo-se:

$$\beta = R^{-1} \Lambda \tag{7}$$

Substituindo o vetor ***β*** na equação 4, obtém-se o escore fatorial associado a cada observação, como a seguir:

$$F_{(n,q)} = w_{(n,p)} R^{-1}_{(p,p)} \Lambda_{(p,q)} \tag{8}$$

O IDC é definido como uma combinação linear desses escores fatoriais e a proporção da variância explicada por cada fator em relação à variância comum. A expressão matemática é dada por:

$$IDC_i = \sum_{j=1}^{q} \left(\frac{\lambda_j}{\sum_j \lambda_j} FP_{ij} \right) \tag{9}$$

Em que λ é a variância explicada por cada fator e $\Sigma\lambda$ é a soma total da variância explicada pelo conjunto de fatores comuns. O escore fatorial foi padronizado (*FP)* para se obter

valores positivos dos escores originais e permitir a hierarquização das empresas, uma vez que os valores do IDC estão situados entre zero e um. A fórmula é a seguinte:

$$FP_i = \left(\frac{F_i - F_{\min}}{F_{\max} - F_{\min}} \right)$$

Em que $\boldsymbol{F_{min}}$ e $\boldsymbol{F_{max}}$ são os valores máximo e mínimo observados para os escores fatoriais associados às empresas de polpa de frutas.

Valores do IDC igual ou superior a 0,70 são considerados altos; valores situados entre 0,35 e 0,69 são intermediários; valores inferiores a 0,35 são considerados baixos.

2.1 MODELO ECONOMÉTRICO DO IDC

Adicionalmente, procurou-se aferir a influência de outras variáveis não incluídas na análise fatorial sobre o IDC das empresas da indústria de polpa de frutas paraenses. Em função do tamanho da amostra e do grande número de variáveis necessárias relacionadas ao desempenho competitivo das empresas de polpa de frutas, buscou-se uma forma alternativa de aferir o grau de influência dessas variáveis sobre o IDC.

Para isso, empregou-se uma regressão múltipla. O modelo econométrico foi especificado da seguinte forma:

$$IDC_i = a_0 + a_1 FN_i + a_2 ML_i + a_3 CO_i + a_4 ODP_i + e_i \qquad (12)$$

Em que:

$\boldsymbol{FN_i}$ é o número de fornecedores de matéria-prima e insumos para as empresas de polpa de frutas, considera uma das principais forças influenciadoras do desempenho empresarial;

$\boldsymbol{ML_i}$ é a margem de lucro das empresas de polpa de frutas, medida pela razão entre a receita líquida e o culto total, também é um indicador de desempenho empresarial;

$\boldsymbol{CO_i}$ é o nível de capacidade ociosa das empresas de polpa de frutas, medido em porcentagem da capacidade total instalada, dependendo das circunstâncias pode influenciar o desempenho competitivo das empresas mesmo em curto prazo;

$\boldsymbol{ODP_i}$ é a organização em departamentos das empresas de polpa de frutas, contemplando departamento contábil, de pessoal, de vendas, de marketing, etc., por contribuir para racionalizar o processo de gestão empresarial, também influencia o desempenho competitivo das empresas;

$\boldsymbol{e_i}$ é o termo de erro aleatório, assumindo distribuição normal com média zero e variância constante.

Espera-se obter relação positiva entre essas variáveis e o IDC, exceto para a variável capacidade ociosa. O método de estimação utilizado foi o de mínimos quadrados ordinários. Analisou-se a influência de heterocedasticidade pelo método de White e de multicolinearidade pelo fator de variância inflacionária, conforme Santana (2003).

2.2 DADOS E VARIÁVEIS

Os dados utilizados na pesquisa são oriundos de pesquisa de campo, realizada junto às agroindústrias de polpa de frutas paraenses no ano de 2003 e algumas variáveis atualizadas em 2004. A amostra cobre um universo de 27 empresas situadas nas mesorregiões metropolitana de Belém e nordeste paraense. As variáveis eleitas para esta análise estão diretamente associadas às forças competitivas, delineadas nos modelos teóricos de cinco forças de Porter, estrutura-conduta-desempenho e de competitividade sistêmica. A análise qualitativa das informações foi realizada ao longo das seções anteriores deste capítulo e nos capítulos anteriores.

As variáveis incluídas na análise foram: quantidade de polpa de frutas de cada empresa, em toneladas (Quantidade); receita bruta obtida com a venda de polpa de fruta, em R$ (Receita); custo total de produção de polpa de frutas, em R$ (Custo); taxa de concentração de mercado das empresas (TCM); número de empregados pelas empresas de polpa de frutas (Emprego); assistência técnica utilizada pelas empresas de polpa de frutas (A. Técnica); índice de tecnologia empregado pelas empresas (Tecnologia); acesso a crédito de curto e de longo prazo por parte das empresas (Crédito) e indicador de diversificação das linhas de produção das empresas (Diversificação).

Nota-se que o número de variáveis é considerado grande em relação ao tamanho da amostra, que conta com apenas 27 empresas, numa ração de três observações para cada variável. A priori, o recomendado seria a utilização de pelo menos cinco observações para cada variável. Diante deste problema, foram feitos testes para aferir a adequação do método à amostra de dados. Os dois principais testes aplicados foram: teste de esfericidade de Bartlett, que avalia a significância geral da matriz de correlação, ou seja, testa a hipótese nula de que a matriz de correlação é uma matriz identidade; teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) se baseia no princípio de que a inversa da matriz de correlação se aproxima da matriz diagonal, para tanto compara as correlações entre as variáveis observáveis.

As fórmulas matemáticas destes testes são as seguintes (DILLON; GOLDSTEIN, 1984; REIS, 2001; MINGOTI, 2005):

$$KMO = \frac{\sum_i \sum_j r_{ij}^2}{\sum_i \sum_j r_{ij}^2 + \sum_i \sum_j a_{ij}^2} \qquad (10)$$

Em que $\boldsymbol{r_{ij}}$ é o coeficiente de correlação da amostra entre as variáveis $\boldsymbol{x_i}$ e $\boldsymbol{x_j}$ e $\boldsymbol{a_{ij}}$ é o coeficiente de correlação parcial entre as mesmas variáveis que é, simultaneamente, uma estimativa das correlações entre os fatores, eliminando o efeito das demais variáveis. Os $\boldsymbol{a_{ij}}$ deverão assumir valores próximos de zero, uma vez que se pressupõe que os fatores são ortogonais entre si. Valores deste teste abaixo de 0,50 são inaceitáveis (HAIR et al., 2005).

O teste de Batlett de esfericidade testa a hipótese nula de que as variáveis são independentes, contra a hipótese alternativa de que as variáveis são correlacionadas entre si. Ou seja:

H_0: $\boldsymbol{R} = \boldsymbol{I}$ ou H_0: $\lambda_1 = \lambda_2 = ... = \lambda_p$, e é dado por:

$$\chi^2 = -[n - 1 - \frac{1}{6}(2p + 5)].\ln|R| \text{ ou}$$

$$\chi^2 = -[n - 1 - \frac{1}{6}(2p + 5)].\sum_{i=1}^{p} \ln \lambda_i \qquad (11)$$

Em que $|\boldsymbol{R}|$ é o determinante da matriz de correlação da amostra, λ é a variância explicada por cada fator, $\boldsymbol{n}$ é o número de observações e $\boldsymbol{p}$ é o número de variáveis. A estatística tem uma distribuição assintótica de χ^2 com [0,5.$\boldsymbol{p}$.($\boldsymbol{p}$-1)] graus de liberdade.

3. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Esta seção apresenta e discute os resultados gerados pelo modelo de análise fatorial, do índice de desempenho competitivo e da análise econométrica sobre as empresas de polpa de frutas paraenses.

3.1 ANÁLISE FATORIAL

A adequação da análise fatorial foi determinada pelos testes Bartlett e KMO. O teste de Bartlett avaliou a significância geral da matriz de correlação e apresentou um valor de 244,5, indicando que as correlações, em geral, são significantes ao nível de 1% de probabilidade, ou seja, a matriz de correlação não é diagonal. O teste KMO, da ordem de 0,739 indicou que as variáveis estão correlacionadas e o modelo fatorial apresentou um nível bom de adequação aos dados.

Estes resultados respaldam o emprego da análise fatorial para a extração de fatores e a estimação dos escores fatoriais.

A matriz de correlação ***R***, como descrito na metodologia, foi transformada por meio de um modelo fatorial para gerar a matriz de cargas fatoriais. As cargas das variáveis associadas aos fatores são interpretadas como identificadoras da estrutura latente das variáveis, que refletem as forças competitivas das empresas de polpa de frutas. O primeiro passo dessa tarefa reside em selecionar o número de componentes a serem mantidos para a estimação dos escores fatoriais.

A Tabela 1 contém os resultados da solução inicial e rotacionada para os nove fatores possíveis e seu relativo poder explanatório expresso pelos autovalores. Aplicando o critério da raiz latente, três componentes foram mantidas ou extraídas. Observa-se que os três fatores explicam 80,65% da variância total da nuvem de dados, o que é satisfatório pelo critério da porcentagem da variância.

Tabela 1
Resultados dos autovalores para a extração de fatores componentes e variância total explicada pelos fatores

Componentes	Autovalores (λ) e variâncias iniciais			Variâncias após rotação		
	Variância Total	% variância	Variância acumulada	Total	% variância	Variância Acumulada
1	**4,584**	**50,928**	**50,928**	**4,331**	**48,126**	**48,126**
2	**1,567**	**17,409**	**68,337**	**1,732**	**19,249**	**67,376**
3	**1,108**	**12,314**	**80,652**	**1,195**	**13,276**	**80,652**
4	0,687	7,638	88,289			
5	0,528	5,862	94,151			
6	0,329	3,650	97,802			
7	0,175	1,949	99,751			
8	0,017	0,184	99,935			
9	0,006	0,065	100,00			

Fonte: Resultados da pesquisa.

Na Tabela 2, as três primeiras colunas são os resultados para os três fatores extraídos, ou seja, as cargas fatoriais para cada variável em cada fator. A quarta coluna fornece a estatística, detalhando o grau em que cada variável é "explicada" pelas três componentes, denominada de comunalidade. Das duas últimas linhas, a primeira é a soma da coluna de cargas fatoriais ao quadrado (autovalores) e indica a importância relativa de cada fator na explicação da variância associada ao conjunto de variáveis analisado. A soma dos três fatores são 4,331, 1,732 e 1,195, respectivamente. Como esperado, a solução fatorial extraiu os fatores na ordem de sua importância, com o fator 1 explicando a maior parcela da variância (48,13%), o fator 2 explicando 19,25% e o fator 3 explicando

13,27%). O número 5,258 representa a soma total de cargas fatoriais ao quadrado e indica a parcela total de variância extraída pela solução fatorial rotacionada.

A parcela total da variância explicada pela solução fatorial (7,258) pode ser comparada com a variação total do conjunto de variáveis que é representada pelo traço da matriz fatorial. O traço é a variância total a ser explicada, obtida pela soma dos autovalores do conjunto de variáveis (soma da primeira coluna da Tabela 1), que é igual a 9,0, dado que cada variável tem um autovalor possível igual a 1,0. A soma total dos porcentuais de traço extraído para a solução fatorial, serve como índice para determinar o grau de adequação da solução fatorial em relação ao que todas as variáveis representam. O índice para esta solução mostra que 80,652% da variância total são representados pela informação contida na matriz fatorial da solução em termos dos três fatores. O índice é considerado alto, e as variáveis estão, como esperado, estreitamente relacionadas umas com as outras.

A soma em linha de cargas fatoriais ao quadrado gera a comunalidade, última coluna da Tabela 2. Estes números mostram a magnitude da variância em uma variável que é explicada pelos três fatores tomados juntos. O tamanho da comunalidade é um índice útil para avaliar o quanto de variância em uma dada variável é explicado pela solução fatorial. Comunalidades grandes indicam que uma grande parcela da variância em uma variável foi extraída pela solução fatorial. Uma comunalidade pequena, inferior a 0,50, mostra que uma boa parte da variância contida em uma variável não é explicada pelos fatores.

Sempre que uma solução fatorial satisfatória é obtida, é importante atribuir um significado a ela. O processo envolve substantiva interpretação do padrão das cargas fatoriais para as variáveis, incluindo seus sinais, como esforço para nomear cada fator. Em geral, todas as cargas fatoriais significantes foram utilizadas no processo de interpretação, porém, as variáveis com maior carga influenciaram mais na seleção de nomes ou rótulo para representar os fatores.

A seleção das variáveis significativas que devem fazer parte de um fator é eleita com base na magnitude da carga fatorial (Tabela 2). Assim, as variáveis significativas podem ser eleitas, olhando-se da esquerda para a direita ao longo de cada linha e selecionando-se as cargas de maior valor. Adotando este processo, o fator 1 tem cinco cargas significativas, o fator 2 tem três cargas significativas e o fator 3, uma.

No primeiro fator estão as seguintes variáveis: Produção, Receita, Custo, Emprego e Concentração de mercado, ambas com sinais positivos e valores altos, demonstrando que todas variam juntas, estando coerente com as forças definidoras da estrutura e desempenho

empresarial. Isto indica que quando essas variáveis sofrem variação, o desempenho competitivo das empresas também é alterado na mesma direção. As empresas vinculadas ao fator 1, em geral, estão fortemente atreladas às empresas de maior porte, com maior capacidade de exercer poder de mercado e conquistar maior parcela de mercado. Este fator pode ser chamado de dimensão **competitividade tradicional**, uma vez que os fatores influenciados por essas variáveis diz respeito à obtenção de economias de escala e barreira à entrada (volume de vendas, número de empregos, poder de mercado, baixo custo) que se enquadram nas dimensões estrutura e desempenho do modelo tradicional de competitividade industrial.

Tabela 2
Matriz de cargas fatoriais *(α)* após a rotação ortogonal pelo método Varimax.

Variáveis	Fatores			Comunalidade
	F1	F2	F3	
Quantidade produzida	**0,9770**	0,1114	-0,0362	0,9682
Receita total	**0,9724**	0,1661	0,0727	0,9783
Custo total de produção	**0,8968**	0,1210	-0,1513	0,8418
Concentração de mercado	**0,9099**	0,0325	0,0996	0,8389
Número de emprego	**0,8527**	0,1686	0,2718	0,8295
Assistência Técnica	0,0937	**0,8097**	0,0026	0,6644
Tecnologia de produção	0,2032	**0,6522**	-0,4322	0,6534
Acesso a crédito	0,0714	**0,7524**	0,1478	0,5930
Diversificação da produção	0,1300	0,0360	**0,9343**	0,8911
Soma de quadrado do autovalor	4,331	1,732	1,195	7,258
Porcentual do traço (%)	48,125	19,249	13,276	80,652

Fonte: Resultados da pesquisa.

No fator 2, foram incluídas as variáveis: Assistência técnica, Tecnologia de produção e Acesso a crédito. Estas variáveis estão relacionadas às empresas de diversos tamanhos, evidenciando a capacidade de criar vantagem competitiva por meio da qualidade total dos produtos, administração de recursos financiados e obtenção de apoio técnico especializado. A combinação dessas variáveis exige o desenho de estratégias competitivas e a articulação com instituições financeiras e de assistência técnica, podendo representar a dimensão **gestão competitiva**. Esta dimensão está ligada às forças competitivas do modelo tradicional, das cinco forças de Porter e da competitividade sistêmica, cujos efeitos se manifestam *ex-post* na forma de desempenho competitivo.

O terceiro fator foi composto por apenas a variável Diversificação da produção. Este fator esta associado apenas às empresas multiprodutos e foi evidenciada nas micro, pequenas e médias empresas pesquisadas. As empresas multiprodutos, fabricam vários

tipos de polpa de frutas e conseguem reduzir risco de mercado por se adequar à dinâmica do varejo e das empresas de distribuição. Esta é uma força importante para as empresas vencerem concorrência e ampliarem a participação no mercado, diante da nova face da arena competitiva das empresas. Ela pode representar a dimensão **competitividade sustentável** das empresas de polpa de frutas.

3.2 ESCORES FATORIAIS E ÍNDICE DE DESEMPENHO COMPETITIVO

Os escores fatoriais associados a cada uma dessas dimensões foram determinados para estimar o IDC. Os pesos-betas utilizados na estimativa dos escores fatoriais estão na Tabela 3. Substituindo-se estes pesos-betas na equação 4, que utiliza as variáveis normalizadas, obtêm-se os escores fatoriais originais.

Os escores fatoriais assim determinados permitem que sejam visualizadas as direções da influência de cada dimensão fatorial sobre o IDC. Na Tabela 3, os pesos-betas associados a um fator específico são positivos e os vinculados aos demais fatores apresentam sinais negativos e positivos. Porém, a característica fundamental é que os maiores pesos se vinculam aos fatores específicos.

Tabela 3
Matriz de coeficientes de regressão ou pesos-betas dos escores fatoriais

Variáveis	Fatores		
	F1	F2	F3
Quantidade produzida (w_1)	0,2414	-0,0547	-0,0886
Receita total (w_2)	0,2259	-0,0104	0,0097
Custo total de produção (w_3)	0,2272	-0,0476	-0,1811
Concentração de mercado (w_4)	0,2247	-0,0860	0,0263
Número de emprego (w_5)	0,1811	0,0222	0,1889
Assistência Técnica (w_6)	-0,0781	0,5076	0,0604
Tecnologia de produção (w_7)	-0,0003	0,3581	-0,3328
Acesso a crédito (w_8)	-0,0865	0,4853	0,1820
Diversificação da produção (w_9)	-0,0343	0,0812	0,7961

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os escores fatoriais estimados foram apresentados na Tabela 4. Fazendo-se a padronização desses escores originais, obtêm-se os escores fatoriais padronizados, com base nos quais se determina o IDC, mediante emprego da equação 8, que tem a finalidade de hierarquizar as empresas de acordo com seu desempenho competitivo.

Na Tabela 4, os três escores fatoriais originais são positivos para as duas primeiras empresas e dois positivos para as duas empresas seguintes. Um sinal positivo indica que a empresa está atuando de tal forma que as variáveis definidoras das dimensões fatoriais

apresentam influência positiva para o desempenho competitivo e um sinal negativo significa que alguma variável não está operando de forma a gerar vantagem competitiva para a empresa.

Tabela 4
Valores dos escores fatoriais originais e padronizados e o índice de desempenho competitivo.

Empresa	Escore fatorial original			Escore fatorial padronizado			IDC
	Fator 1	Fator 2	Fator 3	FP1	FP2	FP3	
Média empresa 1	**4,439**	**0,545**	**0,870**	**1,000**	**0,608**	**0,733**	**0,863**
Pequena empresa 1	**0,263**	**1,230**	**0,668**	**0,207**	**0,811**	**0,672**	**0,428**
Pequena empresa 2	**0,923**	**1,013**	**-0,873**	**0,332**	**0,747**	**0,211**	**0,411**
Média empresa 2	**0,142**	**-0,227**	**1,764**	**0,184**	**0,380**	**1,000**	**0,365**
Microempresa 1	-0,680	0,764	1,546	0,028	0,673	0,935	0,331
Pequena empresa 3	-0,827	0,789	1,602	0,000	0,681	0,951	0,319
Pequena empresa 4	-0,383	0,391	0,938	0,084	0,563	0,753	0,309
Pequena empresa 5	-0,138	1,154	-0,757	0,131	0,789	0,246	0,307
Pequena empresa 6	0,087	0,475	-0,358	0,174	0,588	0,365	0,304
Pequena empresa 7	-0,388	1,185	-0,728	0,083	0,798	0,255	0,282
Microempresa 2	-0,480	-0,245	1,388	0,066	0,374	0,888	0,275
Microempresa 3	-0,351	-0,271	1,116	0,091	0,367	0,806	0,274
Microempresa 4	0,538	-0,590	-0,650	0,259	0,272	0,278	0,265
Microempresa 5	-0,809	1,867	-1,176	0,003	1,000	0,121	0,261
Microempresa 6	-0,454	0,560	-0,190	0,071	0,613	0,416	0,257
Microempresa 7	-0,737	1,226	-0,669	0,017	0,810	0,273	0,249
Pequena empresa 8	0,087	-1,296	0,977	0,174	0,063	0,765	0,245
Pequena empresa 9	-0,088	0,181	-1,017	0,140	0,501	0,169	0,231
Microempresa 8	-0,089	0,145	-0,987	0,140	0,490	0,177	0,230
Pequena empresa 10	0,866	-1,015	-1,581	0,322	0,146	0,000	0,227
Microempresa 9	0,013	-0,508	-0,425	0,160	0,297	0,346	0,223
Pequena empresa 11	-0,528	-0,377	-0,117	0,057	0,335	0,438	0,186
Microempresa 10	-0,547	-1,218	1,085	0,053	0,086	0,797	0,183
Microempresa 11	0,199	-1,509	-0,842	0,195	0,000	0,221	0,153
Microempresa 12	-0,146	-1,481	-0,432	0,129	0,008	0,343	0,136
Microempresa 13	-0,409	-1,404	-0,604	0,079	0,031	0,292	0,103
Microempresa 14	-0,504	-1,384	-0,550	0,061	0,037	0,308	0,096
Valor máximo	4,439	1,867	1,764			Média	0,278
Valor mínimo	-0,827	-1,509	-1,581			Mediana	0,261
Razão da variância	0,597	0,239	0,165				

Fonte: Resultados da pesquisa.

As duas primeiras empresas da Tabela 4 estão obtendo resultado positivo na gestão das variáveis definidoras dos três escores fatoriais. Isto significa um tamanho da instalação adequada, participação de mercado e custo baixo de produção para o fator 1; utilização de assistência técnica, acesso a crédito e uso de tecnologia, para o fator 2; produção diversificada, ao fabricar vários tipos de polpa de frutas, para o fator 3. A terceira empresa, por sua vez, apresentou um sinal negativo para o fator 3, por ser uma empresa uniproduto.

A quarta empresa apresentou sinal negativo para o fator 2, em função do não acesso a assistência técnica especializada e tecnologia avançada, principalmente.

Um grupo de seis empresas apresentou sinal negativo apenas para o fator 1, o que revela inadequação da escala de produção e, por conseqüência, custos elevados e dificuldade com as variáveis acesso a crédito e ao mercado. Um outro grupo de 13 empresas apresentou sinal negativo em dois fatores. Por fim, um grupo crítico de quatro empresas apresentou sinal negativo para os três fatores. Esta estrutura de debilidade caracteriza a posição da empresa no *ranking* gerado pelo IDC.

Estes resultados permitem discriminar individualmente as empresas com respeito às suas fragilidades e pontos fortes, inclusive com a magnitude do impacto, segundo a dimensão fatorial. Constitui, portanto, um passo fundamental para orientar as estratégias empresariais no microeconômico de análise, bem como as ações de política pública que se definem no nível mesoeconômico.

Ordenando-se os valores do IDC, obteve-se uma empresa com alto grau de desempenho competitivo, vez que o IDC > 0,70 (a média empresa 1 obteve IDC = 0,863). Três empresas apresentaram grau de desempenho competitivo intermediário, com IDC entre 0,35 e 0,70 (pequena empresa 1 com IDC = 0,428, pequena empresa 2 com IDC = 0,411, média empresa 2 com IDC = 0,365) e as demais 23 empresas apresentam baixo grau de competitividade. Os resultados revelaram que as quatro empresas com IDC de médio a superior foram as que mais se destacaram na implantação e condução das variáveis que definiram as três dimensões competitivas identificadas.

Se forem considerados os valores médios e medianos do IDC para efeito de análise, tem-se que 10 empresas estariam com IDC acima do índice médio e 14 empresas estariam acima do índice mediano. Este resultado pode servir como orientador para as empresas adotarem medidas que as conduzam a evoluir, atuando no conjunto de variáveis que definem suas dimensões competitivas.

O conjunto de empresas com IDC abaixo da média está retardando a construção de vantagens competitivas sustentáveis e aumentando a ameaça de entrada de novos concorrentes no mercado. Este fato exige atenção para que este grupo de empresas não comprometa as oportunidades das empresas que estão evoluindo mediante criação de vantagens competitivas.

3.3 ANÁLISE ECONOMÉTRICA

Os resultados da análise de regressão revelaram presença de heterocedasticidade, o que foi corrigido pelo método de White. Não foram observados problemas de multicolinearidade e de autocorrelação. As variáveis incluídas na regressão explicam 65,3% das variações no IDC entre as empresas. A estatística F = 10,32 foi significativa a 1% de probabilidade. Esses resultados atestam o emprego do modelo de regressão (Tabela 5).

Tabela 5
Estimativas dos coeficientes de regressão múltipla do IDC das empresas de polpa de frutas

Variável	Coeficiente	Desvio padrão	Estatística t	Probabilidade
Constante	0,1804	0,0451	4,0054	0,0006
Fornecedor	0,0004	0,0001	3,0000	0,0068
Margem de lucro	0,0055	0,0023	2,3868	0,0260
Capacidade ociosa	-0,0014	0,0010	-1,4563	0,1595
Organização em departamento	0,0524	0,0392	1,3366	0,1950
R-quadrado	0,6523	Média da var. dependente		0,2782
R-quadrado ajustado	0,5891	Desvio padrão var. dependente		0,1423
Desvio padrão da regressão	0,0912	Estatística - F		10,318
Estatística Durbin-Watson - d	1,9340	Probabilidade		0,00007

Fonte: Resultados da pesquisa.

As variáveis - Fornecedores e Margem de Lucro - apresentaram sinais significativos e coerentes com o esperado, mostrando que variações percentuais unitárias nestas variáveis produzem mudanças no IDC de 0,027% e 0,0055%, respectivamente, na mesma direção. Isto significa que mudanças nessas variáveis podem alterar a posição das empresas no *ranking* do desempenho competitivo. As duas outras variáveis, não obstante terem apresentado sinais corretos, não foram significativas.

Em geral, esses resultados mostram que a ligação das empresas com fornecedores é forte determinante do desempenho competitivo das empresas, referendando os postulados teóricos da economia industrial de que o poder dos fornecedores afeta a rentabilidade das empresas. Da mesma forma, a margem de lucro, tida como um indicador de clássico de desempenho empresarial, também se mostrou significativo para as empresas de polpa de frutas paraenses.

A variável capacidade ociosa não está influenciando o desempenho competitivo das empresas, sobretudo porque os altos níveis retratam os problemas de sazonalidade na produção de matéria-prima, que afeta por igual a maioria das empresas. A organização da empresa em departamentos, embora contribua para aumentar a racionalidade e eficiência

do processo produtivo, está sendo experimentado em um número reduzido de empresas e sem evidência nos resultados.

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O modelo de análise fatorial ajustou-se bem às variáveis indicadoras do desempenho competitivo das empresas do arranjo produtivo de frutas paraense, de acordo com a significância dos testes estatísticos utilizados.

Os resultados permitiram a extração de três fatores, representativos das dimensões Competitividade tradicional, explicando 48,13% da variância total e 59,67 da variância comum, Gestão competitiva, respondendo por 19,25% da variância total e 23,87 da variância comum e competitividade sustentável, que explicou 13,27% da variância total e 16,46% da variância comum. Essas dimensões geraram a estimativa dos escores fatoriais utilizados na construção do índice de desempenho competitivo (IDC).

O IDC permitiu hierarquizar as empresas conforme o grau de competitividade. Uma empresa apresentou alto nível de desempenho competitivo, revelando interação positiva nas três dimensões fatoriais identificadas. Três empresas apresentaram desempenho intermediário, em que duas revelaram debilidade em uma das três dimensões fatoriais. As demais empresas apresentaram baixo desempenho competitivo.

Em relação à média, 10 empresas foram enquadradas acima do IDC médio e 14 empresas apresentaram IDC acima da mediana. O conjunto de empresas com IDC abaixo da mediana apresentou debilidade em pelo menos duas das três dimensões fatoriais.

A análise de regressão revelou que as variáveis Margem de lucro e Fornecedores apresentam associação positiva e significativa com o IDC e as variáveis capacidade ociosa e organização em departamentos não exerceram influência no IDC.

O IDC permitiu identificar o grau do desempenho competitivo de cada empresa e a dimensão fatorial em que apresentou fragilidade, mostrando-se adequado para orientar a formulação de estratégias competitivas no âmbito das empresas, bem como o desenho e aplicação dos instrumentos de política pública.

5. REFERÊNCIAS BILBIOGRÁFICAS

BAIN, J.S. **Industrial organization.** 2 ed. New York: Wiley, 1968.

CABRAL, L.M.B. **Introduction to industrial organization.** Cambridge: The MIT Press, 2000.

COUTINHO, L., FERRAZ, J.C. (coord.) **Estudo da competitividade da indústria brasileira**. 2 ed. Campinas: Papirus, 1994.

DILLON, W.R.; GOLDSTEIN, M. **Multivariate analysis:** methods and applications. New York: John Wiley & Sons, 1984.

HAIR JR, J.F., ANDERSON, R.E., TATHAM, R.L., BLACK, W.C. **Análise multivariada de dados.** 5. ed. Porto Alegre: Bookman, 2005.

JOHNSON, R.A.; WICHERN, D.W. **Applied multivariate statistical analysis.** Prentice-Hall, 1992.

KON, A. **Economia industrial.** São Paulo: Nobel, 1999.

KUPFER, D., HASENCLEVER, L. (Orgs.) **Economia industrial:** fundamentos teóricos e práticas no Brasil. Rio de Janeiro: Campus, 2002.

MINGOTI, S.A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada:** uma abordagem aplicada. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2005.

REIS, E. **Estatística multivariada aplicada.** 2. ed. Lisboa: Silabo, 2001.

SANTANA, A.C. de. Análise do desempenho competitivo das agroindústrias de polpa de frutas do Estado do Pará. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa - MG, v. 2, n. 4, p. 495-523, 2004.

SANTANA, A.C. de. **Elementos de economia, agronegócio e desenvolvimento local.** Belém: GTZ; TUD; UFRA, 2005. p.133-142. (Série Acadêmica, 01).

SANTANA, A.C. de. **Métodos quantitativos em economia:** elementos e aplicações. Belém: UFRA, 2003.

SANTANA, A.C. de. **A competitividade sistêmica das empresas de madeira da Região Norte**. Belém: UFRA, 2002.

SANTANA, A.C. de; CARVALHO, D.F.; MENDES, F.A.T.M.. O desempenho competitivo das empresas de polpa de frutas do APL de fruticultura do nordeste paraense. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 43, Ribeirão Preto, 2005. **Anais.** Brasília: SOBER, 2005. 20p.

SHY, O. **Industrial organization**: theory and applications. London: MIT Press, 1997.

SPSS. **SPSS Base 7.5 applications guide**. Chicago: SPSS Inc., 1997.

TIROLE, J. **The theory of industrial organization**. Cambridge: MIT Press, 2001.