

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA  
DEPARTAMENTO DE ENGENHARIA INDUSTRIAL

ESTUDO ECONOMETRICO DA FUNÇÃO DE PRODUÇÃO DAS  
FIAÇES DO ESTADO DE SANTA CATARINA

TESE SUBMETIDA À UNIVERSIDADE FEDERAL  
DE SANTA CATARINA PARA A OBTENÇÃO DO GRAU DE

MESTRE EM CIÊNCIAS

JOAO SERAFIM TUSI DA SILVEIRA

AGOSTO - 1976

Esta tese foi julgada adequada para a obtenção do título de

Mestre em Ciências - Especialidade de Engenharia Industrial - Opção Produção e aprovada em sua forma final pelo Programa de Pós-Graduação

*Raul Valentim da Silva*

Raul Valentim da Silva, M.Sc.

Coordenador dos Cursos de Pós-Graduação em ENGENHARIA INDUSTRIAL

Apresentada perante a banca examinadora composta dos professores

*Amauri Beck*

Amauri Beck, M.Sc. (Orientador)

*Leonardo Ensslin*

Leonardo Ensslin, Ph.D.

*John Robert Mackness*

John Robert Mackness, Ph.D.

*Bagyalakshmi Jayaraman*

Bagyalakshmi Jayaraman, M.Sc.



UFSC-BU

- A meus pais

- A minha querida Maria do Rozário

## AGRADECIMENTOS

O autor externa seus sinceros agradecimentos às seguintes instituições e pessoas:

- ao Prof. Amauri Beck, pela eficiente orientação recebida durante a elaboração do trabalho;
- ao Prof. Leonardo Ensslin, pelos comentários e sugestões que foram de grande valia;
- a CAPES e ao BNDE, pelo apoio financeiro;
- ao CEAG/SC, em especial a sua equipe da Gerência de Estudos e Pesquisas, por ter facultado a participação nos levantamentos de campo, experiência que permitiu sentir a realidade da indústria pesquisada.

## INDICE

INTRODUÇÃO.....	1
CAPÍTULO I	
1 - REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	3
CAPÍTULO II	
2 - FORMULAÇÃO E IMPLICAÇÕES TEÓRICAS DO MODELO.....	8
2.1 - Modelo Econômico.....	8
2.2 - Modelo Econométrico.....	12
2.2.1 - Especificação.....	12
2.2.2 - Alguns Aspectos Teóricos.....	14
CAPÍTULO III	
3 - VARIÁVEIS.....	21
3.1 - Levantamento.....	22
3.1.1 - Procedimento.....	22
3.1.2 - Amostra e População.....	24
3.2 - Natureza e Limitações.....	25
3.3 - Seleção.....	28
CAPÍTULO IV	
4 - ESTIMAÇÃO ESTATÍSTICA.....	29
4.1 - Resumo dos Resultados.....	30
4.2 - Testes Estatísticos e Análise de Variância.....	33
4.3 - Verificação de Hipóteses Econométricas.....	35
CAPÍTULO V	
5 - INTERPRETAÇÃO DOS RESULTADOS.....	37
5.1 - Retornos de Escala.....	37
5.2 - Taxa Marginal de Substituição Técnica.....	43
5.3 - Produto Total, Médio e Marginal.....	44
CAPÍTULO VI	
6 - CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES.....	53
6.1 - Conclusões.....	53

6.2 - Recomendações.....	53
BIBLIOGRAFIA CONSULTADA.....	56
APENDICE 1: Função de Produção das Fiações de Santa Catarina.	59
APENDICE 2: Estimativas das Variâncias Residuais Para Dois Es tratos da Amostra Original.....	66
APENDICE 3: Artificio Sugerido pelo Prof. Rocca Para Medir o Grau dos Retornos de Escala.....	76

## LISTA DE FIGURAS, QUADROS E GRÁFICOS

FIG.	1: Fluxograma de uma fiação cardada convencional.....	9
FIG.	2: Fluxograma de uma fiação penteada.....	10
QUADRO	1: Composição percentual da amostra na população das fiaçãoes de Santa Catarina.....	24
QUADRO	2: Fatores de Conversão.....	25
QUADRO	3: Resumo dos ajustamentos da função de produção.....	31
QUADRO	4: Resumo dos resultados das estimativas das variâncias residuais e da reestimação da função usando o artifício do Prof. Rocca.....	32
QUADRO	5: Índices de produtividade e eficiência de um modelo ideal de fiação.....	39
QUADRO	6: Produto total, médio e marginal do trabalho e da energia.....	45
GRÁFICO	1: Curva de produto total do fator trabalho.....	46
GRÁFICO	2: Curva de produto médio do fator trabalho.....	47
GRÁFICO	3: Curva de produto marginal do fator trabalho.....	48
GRÁFICO	4: Curva de Produto total do fator energia.....	49
GRÁFICO	5: Curva de produto médio do fator energia.....	50
GRÁFICO	6: Curva de produto marginal do fator energia.....	51

## RESUMO

No presente trabalho aplicou-se a Teoria da Produção ao caso específico das fiações do Estado de Santa Catarina visando, principalmente, medir o grau dos retornos de escala da indústria.

Usou-se uma amostra de "cross-section" das fiações com mais de 100 pessoas ocupadas e no mínimo 6.000 filatórios e estimou-se uma função de produção tipo Cobb-Douglas através do método dos mínimos quadrados.

Verificou-se que as fiações, no período analisado, operavam a rendimentos constantes de escala. Calculou-se a taxa marginal de substituição técnica e plotou-se as curvas de produto total, médio e marginal dos fatores de produção, visualizando-se os índices de produtividade da indústria.

Finalmente, foram recomendados estudos de extrema importância, tanto para as empresas, como para as instituições responsáveis pelo seu financiamento.

## ABSTRACT

This thesis is concerned with the application of the Theory of Production to the textile industry of Santa Catarina with the objective of measuring the degree of returns to scale within the industry.

A cross-section sample of firms with over 100 employees and at least 6.000 spindles was used and the Cobb-Douglas production function was fitted to the sample data using the method of least squares.

It was shown that the firms, during the period analysed, operated with constant returns to scale. Curves of total product, average product and marginal product were plotted in order to estimate the indices of productivity of the industry.

Finally, recommendations for further studies of great importance both for the firms themselves and for the agencies who invest in the firms.

## INTRODUÇÃO

O gênero têxtil ocupa a terceira posição quanto ao valor bruto da produção do setor industrial de Santa Catarina e a segunda quanto ao pessoal ocupado. Depreende-se daí a importância estratégica desta atividade na economia industrial do Estado.

Em face disto, foram realizados convênios entre a Secretaria de Desenvolvimento Econômico (SDE), o Centro de Assistência Gerencial à Pequena e Média Empresa do Estado de Santa Catarina (CEAG/SC, ex-IBAGESC), o Banco Regional de Desenvolvimento do Extremo Sul (BRDE), o Fundo de Desenvolvimento do Estado de Santa Catarina (FUNDESC) e a Secretaria da Indústria e Comércio (SIC), para a formulação de um Programa de Desenvolvimento para o gênero têxtil do Estado visando, a partir de um exame profundo das dificuldades de suas unidades produtivas e do mercado, estabelecer uma diretriz de ação.

Participando da etapa de levantamento de dados para a elaboração do referido programa, formulou-se a hipótese de que a partir de um determinado tamanho, incrementos de escala operacional da empresa têxtil tendiam a reduzir a eficiência na utilização dos fatores de produção, tornando-se difícil para a firma continuar reduzindo seu custo médio em proporções significativas, ou mesmo, mantê-lo constante. Decidiu-se, então, pesquisar o fenômeno através do estudo do relacionamento quantitativo da produção e dos fatores empregados para obtê-la. A idéia inicial era estimar funções de produção para todo o gênero. Porém, as dificuldades de homogenização da produção nas tecelagens e malharias e a falta de informações reais nas pequenas e médias empresas em geral, fez com que se optasse pelo estudo das fiações somente. Entre estas selecionou-se as com mais de cem pessoas ocupadas e no mínimo seis mil filatórios, cuja estrutura organiza

cional a nível de departamento, possibilitou a obtenção de dados realmente confiáveis, sendo a presente pesquisa desenvolvida apenas para esta população.

Este estudo objetiva a estimação e análise da função de produção das fiações do Estado visando, principalmente, medir o grau dos retornos de escala da indústria. Nunca foi preocupação o desenvolvimento e a apresentação teórica das leis de produção, mas sim, a verificação prática de alguns de seus aspectos.

## CAPÍTULO I

## 1 - REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Em 1928, COBB e DOUGLAS<sup>1</sup> estudando o comportamento da produção da indústria americana, plotaram (em escala logarítmica) para o período 1899/1922 os índices de crescimento do produto físico, da força de trabalho e do capital fixo. Observaram, então, que a curva do produto se conservou entre as outras duas, sendo que a do capital fixo acima e a da força de trabalho abaixo. A distância observada entre as curvas, os levou a apresentar a seguinte fórmula

$$P = b L^k C^{1-k} \quad (1)$$

onde P é o índice de crescimento do produto físico, L o da força de trabalho e C o do capital fixo.

Através do método dos mínimos quadrados encontraram os valores de 1,01 e 0,75, respectivamente para b e k. O valor do expoente do capital, ou 1-k, foi assumido como 0,25. Assim sendo, a função de produção introduzida por Cobb e Douglas apresentava rendimentos constantes de escala, sendo uma função homogênea de grau um.

Em 1937, DURAND<sup>2</sup>, recomendou que a formulação inicial de Cobb e Douglas fosse abandonada. Argumentou que o uso de k e 1-k na função assumia a existência de uma lei econômica que a ciência tinha o dever de testar, ou seja, a veracidade da suposição de retornos constantes de escala. Se o expoente do capital fosse determinado independentemente, então seria possível que a

---

1- COBB, C.W., and DOUGLAS, P.H., "A Theory of Production", The Amer. Econ. Review, Vol. 18, Mar. 1928, p. 139-165.

2- DURAND, David, "Some Thoughts on Marginal Productivity with Special Reference to Professor Douglas Analysis", Jour. Pol. Econ., Vol. XLV, Dec. 1937, p. 740-58.

soma dos expoentes se apresentasse maior, igual ou menor que a unidade, indicando, portanto, retornos crescentes, constantes e decrescentes de escala, respectivamente.

DOUGLAS<sup>3</sup>, mais tarde, aceitou a sugestão de Durand, reconhecendo que se deveria tentar encontrar os valores dos expoentes em termos da fórmula

$$P = b L^k C^j \quad (2)$$

A partir das pesquisas iniciais de Cobb e Douglas foram estabelecidas para diferentes países funções de produção agregadas para toda a indústria de transformação, através de "cross-section" e séries cronológicas.

DOUGLAS e GUNN<sup>4</sup> realizaram duas séries de estimativas da função de produção (Cobb-Douglas) da indústria Canadense nos anos de 1923, 1927, 1935 e 1937. Utilizaram dados sobre o valor adicionado, o capital fixo e o capital de trabalho e o número médio de pessoas ocupadas. Em uma série consideraram a suposição de retornos constantes de escala e na outra não. Verificaram que o erro padrão do coeficiente de regressão da variável mão de obra era o mesmo nos dois ajustamentos. Também constataram que a soma dos expoentes (trabalho e capital), quando não foi considerada a suposição de retornos constantes de escala foi aproximadamente igual à unidade, sugerindo a existência de uma lei de produção.

BROWNE<sup>5</sup> estimou uma função de produção (Cobb-Douglas)

---

3 - DOUGLAS, Paul H., "Are There Laws of Production ?", The Amer. Econ. Review, Vol. 38, Mar. 1948, p. 8.

4 - DOUGLAS, Paul H., and GUNN, Grace, "The Production Function for Australian Manufacturing", Quart. Jour. Econ., Vol. 56, Nov. 1941, p. 108-29.

5 - BROWNE, G.W.C., "The Production Function for the South African Manufacturing Industry", South African Jour. Econ. , vol. 11, Dec. 1943, p. 259.

para a indústria de transformação da África do Sul no período 1937-38. Mediu o produto através do valor adicionado; a mão de obra através do número médio de pessoas ocupadas e o capital através do valor da terra, edifícios, máquinas e ferramentas (capital fixo). Chegou a conclusão de que a indústria, no período considerado, estava operando a rendimentos decrescentes de escala.

LESER<sup>6</sup> usando séries sobre a produção industrial, mão de obra e capital estimou funções de produção (Cobb-Douglas) para a indústria britânica nos períodos 1870-1912 e 1924-38. Concluiu que para os 40 anos que antecederam a primeira Guerra Mundial a relação entre as variáveis podia ser representada por um tipo simples de função de produção (Cobb-Douglas) e que para o período entre as duas grandes guerras isto não era possível.

LOMAX<sup>7</sup> estudando a suposição de retornos constantes de escala na função de produção utilizou dados sobre o produto líquido (valor adicionado), o número médios de pessoas ocupadas e o total da força motriz em uso e estimou funções de produção (Cobb-Douglas) para a indústria de transformação do Reino Unido nos anos de 1924 e 1930. Concluiu que a dificuldade de tomar a decisão (supor ou não retornos constantes de escala) pode ser diminuída pela aplicação da função de produção em empresas individuais ou fatores, desde que as informações relevantes sejam disponíveis.

Recentemente, no Brasil, tem se realizado alguns estudos sobre funções de produção.

Pesquisadores do Instituto de Pesquisas Econômicas

---

6 - LESER, Conrad E.V., "Production Functions for the British Industrial Economy", Applied Statistics, Vol. 3, 1945, p. 174-83.

7 - LOMAX, K.S., "Production Functions for Manufacturing Industry in the United Kingdom", Amer. Econ. Review, Vol. 4, p. 397-99.

(IPE) da Faculdade de Ciências Econômicas e Administração da Universidade de São Paulo<sup>8</sup> efetuaram uma série de estimativas de "cross-section" da função de produção (Cobb-Douglas) para o setor industrial brasileiro nos anos 1949 e 1959 utilizando como variáveis independentes o capital aplicado e o número de empregados e como variável dependente o valor da transformação industrial. O método de estimação empregado foi o de mínimos quadrados. Concluíram que o grau dos retornos de escala não foi significativamente diferente de 1 em 1949 e, em 1959, ocorreu uma mudança significativa nos retornos de escala, que se tornaram crescentes, possivelmente em virtude de economias externas e internas produzidas pela economia brasileira nos anos cinquenta.

MARQUES JR.<sup>9</sup>, estimou funções de produção tipo Cobb-Douglas para as pequenas, médias e grandes indústrias de fundição da Guanabara, utilizando o método dos mínimos quadrados em um "cross-section" mensal. Neste trabalho o fator mão de obra foi medido em homens-hora mensais; o equipamento em termos de Kw/h. consumidos no mês e a produção em Kg. de fundido produzidos no mês. Concluiu que tanto as pequenas como as médias e grandes fundições estavam operando a rendimentos crescentes de escala.

COSENZA<sup>10</sup> ao estudar a produção e a escala dos empreendimentos, observou que a consideração de rendimentos constantes

---

8 - COELHO, Antônio C. e outros, "Função de Produção para o Setor Industrial Brasileiro", Rev. de Teoria e Pesq. Econ. IPE/FCEA da USP, S.Paulo, Vol.I, Abr/70, p. 93-101.

9 - MARQUES JR., José, "Análise das Funções de Produção da Indústria de Fundição da Guanabara em Cross Section", Tese M. Sc. (COPPE/UFRJ), Rio de Janeiro, Nov. 1970.

10 - COSENZA, Carlos Alberto N., "Considerações sobre alguns aspectos Microeconômicos Importantes para os Estudos de Projetos Industriais", Tese LD(UFSC), Fpolis, 1974, Cap.III.

de escala, em trabalhos científicos, tem sido julgada como simplificação conveniente, porém talvez seja mais científico atribuir a fatores estranhos parcela dos rendimentos dos fatores de produção, para futura análise, a forçar o crescimento proporcional entre fatores e produtos. Ponderou, também, que se de fato se pudesse medir a produção em termos de quantidades físicas (toneladas, etc...); o fator mão de obra em homens-hora trabalhadas e o equipamento em termos de energia consumida, poder-se-ia através de "cross-section" com amostras homogêneas, medir economias provocadas por alterações de escala e coeficientes de elasticidade mais próximos da realidade, para os dois fatores.

## CAPÍTULO II

## 2 - FORMULAÇÃO E IMPLICAÇÕES TEÓRICAS DO MODELO

2.1 - Modelo Econômico

Segundo HU<sup>11</sup> "uma função de produção é uma relação técnica que mostra como os fatores de produção são transformados em produtos".

Matematicamente, uma função de produção pode ser expressa por

$$P = f(X_1, X_2, \dots, X_k) \quad (3)$$

onde P = variável dependente, representando a produção; e

$X_k$  = variável independente, representando o K-ésimo fator envolvido no processo produtivo.

Esta formulação pressupõe que a duração do processo produtivo seja nula, que a função seja passível de diferenciação, que à cada combinação de fatores corresponda uma quantidade de produto e que as variáveis e parâmetros sejam independentes do mercado de preços dos fatores e do produto.

A seguir é descrito o sistema de funcionamento do processo produtivo da indústria de fiação e apresentado o seu fluxograma.

A operação que tem por finalidade transformar em fios as várias espécies de fibras têxteis é denominada fiação.

Para o caso da fiação de algodão, principal matéria prima usada na indústria têxtil do Estado, há dois sistemas de produção distintos:

- a) Fiação Cardada;
- b) Fiação Penteada.

A fiação cardada é entendida como o processo

---

11 - HU, Teh-Wei, "Econometrics, an introductory analysis", University Park Press, Baltimore, 1973, p. 105.

para a fabricação de fios grossos e médios entre os títulos

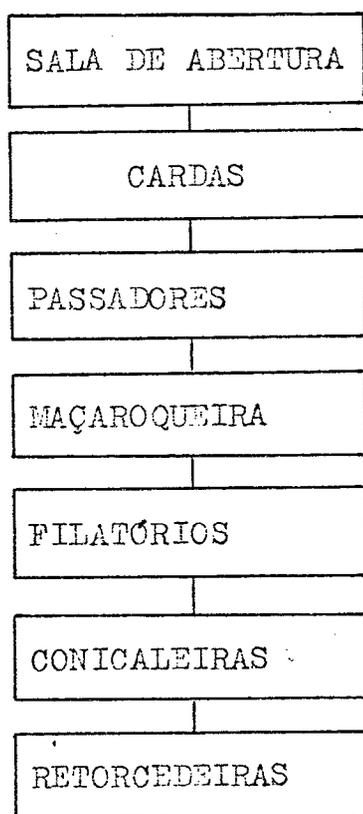
$$4 < Ne \leq 30$$

onde  $Ne$  é o título no sistema inglês.

A fiação penteada é usada para fios finos,  $Ne > 30$  e sua maior aplicação é na indústria de malharia.

Para a fiação cardada o procedimento para a obtenção do fio está mostrado na Fig. 1. No caso da fabricação de fios penteados a sequência de operações é a da Fig. 2.

FIG. 1: Fluxograma de uma fiação cardada convencional

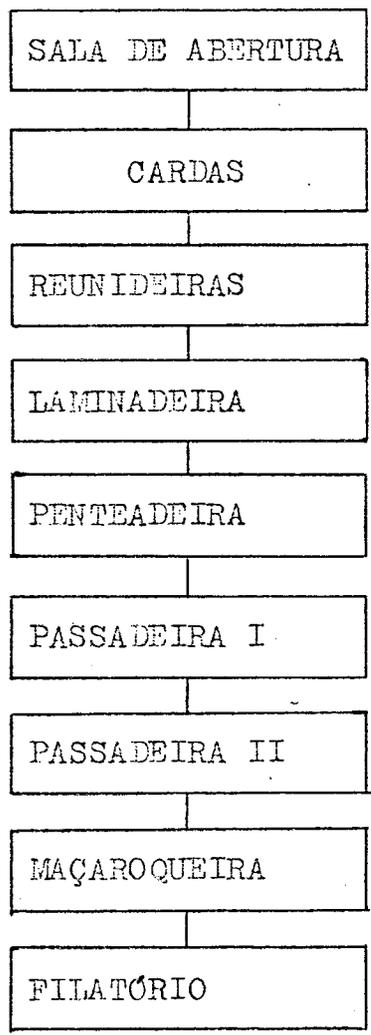


Neste caso o algodão é aberto e limpo em um fluxo contínuo na sala de abertura e levado por um sistema de dutos (aeorofeed) para as cardas. A fita que sai das cardas é conduzida aos passadores de primeira e segunda passagem. O passador regulariza o diâmetro da fita por meio de uma estiragem, tornando as fibras paralelas e afinando a massa de algodão. A fita proveniente do passador é então armazenada em latas que são levadas à maçarqueira.

Na maçaroeira a fita sofre uma nova estiragem com a finalidade de paralelizar e diminuir o diâmetro da fita e, sofre também, uma pequena torção dando à mecha uma resistência suficiente para ser usada na operação seguinte de obtenção do fio. A bobina formada na maçaroeira é então levada ao filatório.

No filatório a mecha sofre a última estiragem e torção formando o fio com o título desejado.

FIG. 2: Fluxograma de uma fiação penteada



Analisando-se o processo de produção da indústria de fiação observou-se que:

- existe uma infinidade de processos para a obtenção do produto a partir dos fatores, a ponto de que esses possam ser continuamente substituídos uns pelos outros. Para SI-

MONSEN<sup>12</sup> "na indústria têxtil há amplas possibilidades de substituição de capital por mão de obra". Observa também que "a substituíbilidade é bem maior a longo prazo do que a curto prazo e é tanto mais ampla quanto maior o nível de agregação em que se situe a análise";

- se pode supor que a substituição entre os fatores seja de tal forma gradativa (as quantidades dos fatores são continuamente variáveis) que a função de produção seja diferenciável em todos os seus pontos;

- o fluxo de produção é contínuo e intermitente, desde o controle da matéria prima até a obtenção do produto final;

- a defasagem de tempo entre a aquisição dos fatores e a obtenção do produto pode ser considerada nula e a descrição estática do processo de produção pode ser tomada como boa aproximação da realidade;

- a cada combinação de fatores corresponde uma dada quantidade de produto.

Logo, concluiu-se que o processo de produção na indústria de fiação estudada pode ser considerado regular e estático podendo, portanto, ser descrito por simples função de variável real.

---

12 - SIMONSEN, Mário H., "Teoria Microeconômica (vol. 2 - teoria da produção)", FGV, Rio de Janeiro, 1968, p. 15 e 17.

2.2 - Modelo Econométrico

2.2.1 - Especificação

Verificada a possibilidade de se empregar uma função de variável real, restou especificar o modelo, visando a sua aplicação empírica.

Conforme foi visto no cap. I, a função de produção tipo Cobb-Douglas é a que tem sido mais usada, com sucesso, para descrever o relacionamento quantitativo da produção e dos fatores empregados para obtê-la.

Assumindo-se esta função como verdadeira, tentou-se descobrir o que mais se poderia esperar que fosse verdade, teórica e empiricamente.

Um modelo mais geral do que o apresentado por Cobb-Douglas é da forma

$$P_i = \beta_1 \left[ \prod_{k=2}^m (X_{ki})^{\beta_k} \right] ; i=1, \dots, n \quad (4)$$

onde  
P<sub>i</sub> = nível de produção para a i-ésima empresa;

X<sub>ki</sub> = nível do k-ésimo fator para a i-ésima empresa;

β<sub>k</sub> , k = 1, ... , m são os parâmetros a serem estimados;

m = número de fatores de produção considerados;

n = número de empresas da amostra.

Procurou-se selecionar exclusivamente as variáveis significativas, considerando-se a disponibilidade de informação estatística e a correlação parcial das variáveis explicativas com a explicada.

Procedeu-se, então, a ajustamentos experimentais com as variáveis selecionadas. Expressou-se inicialmente

Procedeu-se, então, a ajustamentos experimentais com as variáveis selecionadas. Expressou-se inicialmente

mente a produção, medida pela quantidade de fios produzidos em toneladas (produção equivalente título 20 - sistema inglês) como função do número de pessoas ocupadas e da energia consumida (em Kw/h.).

Após, introduziu-se o fator matéria prima consumida, quantificado através do consumo de algodão em toneladas e o fator área construída, medido em metros quadrados, realizando-se mais dois ajustamentos.

Verificou-se que a inclusão destas duas últimas variáveis não alterou o coeficiente de determinação ( $R^2$ ), nem produziu modificação significativa na variância residual. Também não provocou deformações sensíveis na magnitude das elasticidades da produção com relação aos fatores pessoal ocupado e energia consumida.

Posteriormente, realizou-se para os três ajustamentos o teste F global e os testes t individuais para cada coeficiente de regressão<sup>§</sup>, a níveis de significância aceitáveis, sendo que, os coeficientes de regressão da matéria prima e da área construída, muito próximos de zero, não possibilitaram a rejeição de suas hipóteses nulas.

Por estes motivos, resolveu-se não incluir na relação os fatores consumo de materia prima e área construída, ficando a função de produção especificada na seguinte forma

$$P = \beta_1 X_2^{\beta_2} X_3^{\beta_3} \quad (5)$$

---

§ - Os resultados das estimações, dos testes estatísticos e da análise de variância estão no cap. IV.

### 2.2.2 - Alguns Aspectos Teóricos

O modelo especificado na equação (5) possui várias vantagens e desvantagens que convém enumerar para que se tenha em mente a dimensão do estudo e suas possíveis limitações.

<sup>13</sup>Como principais vantagens destacam-se:

a) as elasticidades do produto com relação a cada um dos insumos são representadas pelos próprios expoentes  $\beta_2, \dots, \beta_k$

b) facilitar a determinação dos acréscimos, em relação à escala de produção que se verifica no processo produtivo, através da soma dos coeficientes  $\beta_k$  ( $k=2, \dots, m$ );

c) a função se torna linear pela logaritmização, simplificando os cálculos;

d) é maior a disponibilidade de graus de liberdade para os testes estatísticos.

As principais desvantagens, por sua vez, são:

a) a função pressupõe que todos os fatores sejam indispensáveis ao processo produtivo, isto é  $X_{ki} > 0$ , ou o produto se anulará (as isoquantas são assintóticas aos eixos);

b) a impossibilidade de se utilizar, satisfatoriamente, este tipo de função para descrever fenômenos englobando bases em que a produtividade marginal seja crescente

---

<sup>13</sup> - VITAL, Sebastião M., "Economias de Escala em Bancos Comerciais Brasileiros", Revista Brasileira de Economia, FGV, Rio de Janeiro, vol. 27, nº 1, Jan/Mar. 1973, p. 24.

e/ou constante ou ainda positiva e negativa;

c) o caminho de expansão é retilíneo, isto é, a proporção ótima em que dois fatores produtivos devem ser combinados é constante;

d) a elasticidade do produto com relação ao fator é constante; sempre igual a  $\beta_k$  ( $k=2, \dots, m$ ), qualquer que seja o nível de utilização do fator".

As elasticidades da produção  $P$  com relação aos fatores  $X_2$  e  $X_3$  são dadas por:

$$EPX_2 = \frac{X_2}{P} \cdot \frac{\partial P}{\partial X_2} = \frac{\partial (\log P)}{\partial (\log X_2)} = \beta_2 \quad (6)$$

$$EPX_3 = \frac{X_3}{P} \cdot \frac{\partial P}{\partial X_3} = \frac{\partial (\log P)}{\partial (\log X_3)} = \beta_3 \quad (7)$$

onde  $EPX_2$  e  $EPX_3$  são as elasticidades da produção com respeito aos fatores  $X_2$  e  $X_3$ , respectivamente.

<sup>14</sup>"As elasticidades da produção podem ser expressas como quocientes entre as produtividades marginal e média". Assim sendo, tem-se:

$$\beta_2 = \frac{PM_g X_2}{PM_e X_2} \quad (8)$$

$$\beta_3 = \frac{PM_g X_3}{PM_e X_3} \quad (9)$$

onde  $PM_g X_2$  e  $PM_e X_2$  são as produtividades marginal e média do fator  $X_2$ , respectivamente; e  $PM_g X_3$  e  $PM_e X_3$  são também, pela ordem, as produtividades marginal e média do fator  $X_3$ .

---

14 - HENDERSON, J.M. e QUANDT, R.E., "Teoria Microeconômica", Editorial Ariel, Espanha, 1973, p. 64.

15" A soma de  $\beta_2$  e  $\beta_3$  mostra o grau dos retornos de escala na produção:

$\beta_2 + \beta_3 < 1$  retornos decrescentes de escala;

$\beta_2 + \beta_3 = 1$  retornos constantes de escala e

$\beta_2 + \beta_3 > 1$  retornos crescentes de escala".

Conforme ARCHIBALD e LIPSEY<sup>16</sup> "para se descobrir a combinação ótima no uso de fatores pode-se achar a mais baixa linha de orçamento que toque uma determinada isoquanta ou se deslocar ao longo de uma dada linha de orçamento buscando a mais alta isoquanta possível. Em ambos os casos chegar-se-á em um ponto em que uma isoquanta e uma linha de orçamento serão tangentes. Se a operação for repetida para cada nível de produção e de dispêndio e depois se unir os pontos assim definidos, obter-se-á um caminho de expansão que mostra como os insumos variam, quando varia a produção total. Para a função de produção Cobb-Douglas o caminho de expansão é linear.

As isoquantas mostram combinações dos dois fatores  $X_2$  e  $X_3$  que mantém  $P$  constante, e a inclinação das curvas mostra a taxa de substituição entre os dois fatores necessária para manter  $P$  constante. A inclinação da isoquanta é calculada por

$$\frac{d X_2}{d X_3} = \frac{\frac{\partial P}{\partial X_3}}{\frac{\partial P}{\partial X_2}} = - \frac{\beta_1 \beta_3 X_2^{\beta_2} X_3^{\beta_3-1}}{\beta_1 \beta_2 X_2^{\beta_2-1} X_3^{\beta_3}} = - \frac{\beta_3 X_2}{\beta_2 X_3} \quad (10)$$

15 - HU, Op. Cit., p. 107

16 - ARCHIBALD, G.C., e LIPSEY, R.G., "Tratamento Matemático da Economia", Zahar Ed., Rio de Janeiro, 1970, p. 267-8

Logo, a inclinação da isoquanta depende apenas da razão em que os dois fatores são usados, e não dos níveis absolutos de cada um".

Verifica-se que a relação acima, denominada taxa marginal de substituição técnica de  $X_3$  por  $X_2$

( $TM_{gST_{X_3X_2}}$ ), pode ser expressa como a razão entre as produtividades marginais dos dois fatores. Portanto, pode-se escrever:

$$TM_{gST_{X_3X_2}} = - \frac{\beta_3 X_2}{\beta_2 X_3} = \frac{PM_g X_2}{PM_g X_3} \quad (11)$$

Esta taxa representa, segundo BILAS<sup>17</sup>

"o montante de  $X_3$  que será exatamente compensado por uma unidade adicional de  $X_2$ , tal que o nível de produção não varie".

Considerando-se somente as fiações com 10.000 filatórios em média, tentou-se homogenizar as empresas por tamanho, com a finalidade de minorar a última desvantagem do modelo. Por isto não se fez necessária a inclusão de uma variável que quantificasse o tamanho da planta.

As inovações tecnológicas, ou seja, a mudança da função de produção que, de uma mesma quantidade de fatores, permita obter maior quantidade de produto podem ser observadas através da Classificação de Hicks<sup>18</sup>, em que as inovações são divididas em:

"a) poupadoras de trabalho - quando, para a combinação inicial de fatores, aumentar a relação entre as

---

17 - BILAS, Richard A., "Teoria Microeconômica", Forense-Universitária, Rio de Janeiro, 1973, p. 132.

18 - SIMONSEN, Op. Cit., p. 112.

produtividades marginais do capital e do trabalho;

b) neutras - quando, para a combinação inicial de fatores, se mantiver inalterada a relação entre as produtividades marginais do capital e da mão de obra;

c) poupadoras de capital - quando, para a combinação inicial de fatores, diminuir a relação entre as produtividades marginais do capital e do trabalho".

Portanto, a observação da mudança da função de produção de  $f(X_2, X_3)$  para  $g(X_2, X_3)$ , em dois períodos distintos, sendo  $g(X_2, X_3) \leq f(X_2, X_3)$ , permitiria a verificação da ocorrência de possíveis alterações no estado tecnológico da indústria.

A consideração das economias externas na função de produção envolve estudos complexos, cujo desenvolvimento teórico ainda não permite uma aplicação prática satisfatória. Segundo VINER<sup>19</sup> "a existência de economias externas traz problemas extremamente complexos do lado da remuneração dos fatores. Se existem economias externas ao nível da indústria é possível imaginar um sistema de impostos subsídios que permite a alocação ótima de recursos e a remuneração dos fatores pela produtividade marginal. Entretanto, se existirem economias externas ao nível da economia como um todo o problema não apresenta solução aparente".

A sugestão de VINER para economias externas ao nível de indústria é válida somente para o caso de concorrência perfeita, pois unicamente neste caso a remuneração dos fatores é igual às suas produtividades marginais. Portanto, esta

---

19 - Ad.: MARQUES JR., Op. Cit., p. 13.

sugestão, dificilmente poderia ser aplicada em um caso real. Por estes motivos não se considerou no presente estudo a influência das economias externas na função de produção.

A partir da função de produção pode-se deduzir as curvas de produto total, médio e marginal dos fatores de produção.

Abaixo estão apresentadas as funções que possibilitam a construção das curvas de produto em função das quantidades de um fator, mantida fixa a quantidade do outro fator

$$PTX_2 = \beta_1 X_2^{\beta_2} \bar{X}_3^{\beta_3} \quad (12)$$

$$PTX_3 = \beta_1 \bar{X}_2^{\beta_2} X_3^{\beta_3} \quad (13)$$

onde  $PTX_2$  e  $PTX_3$  se referem aos produtos totais com relação aos fatores  $X_2$  e  $X_3$ ; e  $\bar{X}_k$ ,  $k=2,3$  (constantes).

As funções que definem as curvas de produto marginal de um fator em função das quantidades empregadas desse fator, mantida constante a quantidade do outro fator, são:

$$PM_g X_2 = \frac{\partial P}{\partial X_2} = \beta_2 \beta_1 X_2^{\beta_2 - 1} \bar{X}_3^{\beta_3} \quad (14)$$

$$PM_g X_3 = \frac{\partial P}{\partial X_3} = \beta_3 \beta_1 \bar{X}_2^{\beta_2} X_3^{\beta_3 - 1} \quad (15)$$

onde  $PM_g X_2$  e  $PM_g X_3$  indicam os produtos marginais dos fatores  $X_2$  e  $X_3$ ; e  $\bar{X}_k$ ,  $k=2,3$  (constantes).

Para as curvas de produto médio, tem-se as funções:

$$PM_e X_2 = \frac{P}{X_2} = \beta_1 X_2^{\beta_2 - 1} \bar{X}_3^{\beta_3} \quad (16)$$

$$PM_{eX_3} = \frac{P}{X_3} = \beta_1 \bar{X}_2^{\beta_2} X_3^{\beta_3-1} \quad (17)$$

onde  $PM_{eX_2}$  e  $PM_{eX_3}$  representam os produtos médios dos fatores  $X_2$  e  $X_3$ ; e  $\bar{X}_k = 2,3$  (constantes).

## CAPÍTULO III

### 3 - VARIÁVEIS

Os trabalhos de Cobb-Douglas e seguidores são constituídos, na sua maioria, do valor da produção em termos reais; valor do capital fixo a preços reais; média mensal ou anual dos salários pagos à mão de obra diretamente envolvida na produção. Em alguns casos a mão de obra é medida em termos de número de empregados ou de homens-horas trabalhadas.

Conforme WYNN e HOLDEN<sup>20</sup> a produção é geralmente medida em valor adicionado e o capital pode ser representado através do valor do seguro dos bens de capital, da taxa esperada de lucro e do valor da renovação do maquinário e das instalações.

O capital pode também ser representado pelos Kw/h consumidos na produção, conforme procede MARQUES JR.<sup>21</sup> e recomenda COSENZA<sup>22</sup>, que também aconselha a utilização do valor físico do produto (toneladas, etc...), como representativo da produção.

Porém, a função de produção deve incluir além dos fatores quantitativos, os qualitativos que produzem alterações no nível de produto. Desta forma a função deve considerar, de maneira geral, dentre outros (inclusive os acima), os seguintes aspectos: qualidade do produto; idade e sexo dos trabalhadores; qualificação da mão de obra; horas de trabalho dos proprietários; utilização de estudo do trabalho (O&M, etc...); política salarial; modelo de administração; condição da matéria prima; funcionamento de um sistema de PCP; layout; velocidade das máquinas; idade do maquinário; força motriz; utilização de nova tecnologia; existência de um sistema de manutenção preventiva; estoque de peças chaves para manutenção preventiva; etc...

---

20 - WYNN, R.F. and HOLDEN, K., "An Introduction to Applied Econometric Analysis", The Macmillan Press LTD, London, 1974, p. 62 e 66.

21 - MARQUES JR., Op. Cit., p. 19.

22 - COSENZA, Op. Cit., p. 159.

### 3.1 - Levantamento

O processo de manuseio das variáveis se prende, em grande parte, às dificuldades na obtenção das informações e nos sérios problemas de homogenização a partir de certo nível de agregação. O presente estudo ficou limitado aos dados contidos nos questionários utilizados pela Gerência de Estudos e Pesquisas do CEAG/SC, para a elaboração do Programa de Desenvolvimento das Indústrias Têxteis do Estado, cujos levantamentos obedeceram ao procedimento descrito a seguir.

#### 3.1.1 - Procedimento

<sup>23</sup>Como primeira etapa dos trabalhos, após o término do Diagnóstico<sup>24</sup>, foi montado um cadastro das indústrias têxteis do Estado, com mais de vinte pessoas ocupadas definidos os estratos segundo linhas de produção.

Analisados os estratos, optou-se pelo estudo e conseqüente participação no Programa das unidades fabris constituídas pelas fiações, pelas tecelagens e acabamentos e pelas malharias e confecções, independente de pertencerem ou não à mesma empresa. Desta forma conseguiu-se a obtenção de grupos homogêneos de fábricas.

Após a definição de cada estrato foram selecionadas as empresas participantes do Programa. Selecionadas as empresas, foi feita a composição dos estratos formando com cada um desses estratos um sub-programa.

Após a formação dos sub-programas iniciaram-se simultaneamente tres frentes de trabalho:

---

23 - CEAG/SC, "Relatório Preliminar do Programa de Desenvolvimento do Gênero Têxtil de Santa Catarina", Fpolis, 1976.

24 - SDE-CEBRAE/IBAGESC-BRDE-FUNDESC-SIC-CODESUL, "Diagnóstico da Indústria Têxtil de Santa Catarina", Edeme, Fpolis, julho/1975.

- 23
- levantamento de dados;
  - montagem do modelo ideal;
  - estudo de mercado;

O levantamento de dados foi efetuado a través de minucioso questionário que abrangeu, em seus diversos cadernos os setores de administração geral, compras, produção, vendas, pessoal, custos e patrimônio.

Os pesquisadores utilizados todos economistas ou engenheiros, tiveram prévio treinamento e orientação com o objetivo de obter-se os dados com a maior confiabilidade possível".

Obteve-se, portanto, dos questionários acima citados, informações referentes ao ano de 1974, primeiro semestre de 1975 e junho de 1975, das seguintes variáveis:

- Produção de fios (toneladas);
- Pessoal ocupado (número);
- Matéria prima consumida (ton. de algodão);
- Área construída ( $m^2$ );
- Fusos (número);
- Fôrça motriz instalada (HP);
- Área coberta p/fuso ( $m^2$ /fuso);
- Fusos por operários (Fuso/homem);
- Perdas (%);
- Investimento por ton. mensal produzida (Cr/ton.).

Afim de confirmar algumas informações e obter as referentes a energia consumida em Kw/h., retornou-se às empresas selecionadas (amostra).

### 3.1.2 - Amostra e População

Observou-se que, em geral, as fiações com mais de 100 pessoas ocupadas e no mínimo 6.000 filatórios, contavam com estrutura organizacional a nível de departamento (pessoal, produção, custos, etc...). As menores, sem estes recursos, não puderam ser incluídas no trabalho, em face da distorção de suas informações como, por exemplo, a apresentação das vendas como sendo a quantidade produzida, das compras de matéria prima como sendo o seu consumo, o total desconhecimento da força motriz instalada, etc...

Através do cadastro das indústrias têxteis, elaborado em dezembro de 1975 pela equipe do CEAG/SC, levantou-se as fiações, dimensionando-se a população. Verificou-se, então, a composição percentual da amostra disponível com relação à população total, que aparece no quadro abaixo.

QUADRO 1: Composição Percentual da Amostra na População das Fiações de Santa Catarina

	Nº	%	PESSOAL OCUPADO	%	Nº DE FUSOS	%
POPULAÇÃO	14	100	4.442	100	218.948	100
AMOSTRA	9	64	2.677	60	155.215	71

### 3.2 - Natureza e Limitações

Afim de homogenizar o produto, considerou-se a produção equivalente em título 20 (sistema inglês), cuja conversão foi efetuada utilizando-se os valores apresentados no QUADRO 2, em que se considerou a relação entre a produção máxima por fuso-hora (filatórios) de um determinado título de fio e a produção máxima por fuso-hora de fio título 20.

QUADRO 2: Fatores de Conversão

TÍTULO	CONVERSAO
6	3,6
8	2,7
10	2,0
12	1,7
14	1,4
16	1,3
20	1,0
24	0,73
28	0,58
30	0,52
40	0,33
50	0,24
60	0,20

$$\text{Conversão: } \frac{\text{g/f.h. (ne)}}{\text{g/f.h. (Ne:20)}} \quad (18)$$

onde g/f.h. = grama por fuso hora e Ne = título no sist. inglês.

A comparação das quantidades de fio acabado produzidas por linhas de produção distintas indica que a resistência do fio à tração (indicativo de qualidade) é um fator que conduz à maior ou menor montante de produto, por unidade de tempo. Isto acontece porque fios resistentes (bem retorcidos) permanecem maior tempo no processo produtivo do que fios pouco

resistentes, o que resulta em vantagem quantitativa para este tipo e qualitativa para o outro. A falta de informações não permitiu que se considerasse este aspecto. Entretanto, através da utilização da produção equivalente em título 20 se levou em conta a espessura e o peso do fio padronizando-se, com boa aproximação, os esforços produtivos das fiações.

Cabe ressaltar que se tentou a padronização de esforços produtivos nas tecelagens e malharias, através da criação de uma nova variável ( $m^2 \times Kg.$ ) para quantificar a produção de tecidos lisos e/ou felpudos e de malha naquelas empresas. Porém, a inexistência de informações sobre a quantidade de  $m^2$  produzidos, na maioria das empresas, obrigou a que se abandonasse a idéia inicial de pesquisar todas as indústrias têxteis. Outra alternativa seria considerar o valor da transformação industrial ( em Cr), o que não foi possível, também, por falta de dados.

Como pessoal ocupado, computou-se o total da mão de obra ligada à fiação, nas áreas de operação, manutenção e administração (técnica).

Como administração técnica, foram considerados os gerentes de produção, mestres, contra-mestres, encarregados do controle de qualidade, serventes, vigias, etc..., enfim, todos os ligados à fiação, excluído o pessoal de operação, manutenção e o de serviços de escritório (contabilidade, custos, departamento de pessoal, etc...).

O trabalho nas fiações requer graus semelhantes de qualificação, compondo-se a mão de obra qualificada de reduzido número de engenheiros e técnicos têxteis. Isto tornou impraticável o fracionamento do total do pessoal ocupado, em qualificado e não qualificado, para fins de estimação. Entretanto, ao se ignorar as diferenças no grau de educação e de eficiência pessoal dos empregados não se provocou um viés expressivo à função estimada.

A dificuldade de obtenção de dados anuais ou

semestrais para a energia consumida que não constava dos questionários afastou a possibilidade da realização de estimações para estes períodos. Verificou-se que as médias extraídas para o ano de 1974 e o primeiro semestre de 1975, quando comparadas entre si ou com os valores coletados para junho/75, diferiam em proporções aproximadamente constantes. Por isto optou-se pela técnica de "cross-section" mensal.

O uso de dados de "cross-section" em estimações ao nível da indústria, supõe duas condições geralmente necessárias. Primeiro, assume-se que todas as firmas da indústria possuem a mesma função de produção. Segundo, que ela deve ser aditivamente separável.

A primeira condição é imposta por simplicidade, pois assumir que algumas firmas tem funções de produção diferentes, complica a sua derivação para a indústria. Visando minorar esta limitação agrupou-se as fiações em um conjunto homogêneo com processos produtivos semelhantes. Neste caso a suposição de uma função comum é razoável.

A segunda condição é satisfeita para a função Cobb-Douglas, pois a partir de sua forma logarítmica

$$\ln P = \ln \beta_1 + \beta_2 \ln X_2 + \beta_3 \ln X_3$$

tem-se

$$g(X_2) = \ln \beta_1 + \beta_2 \ln X_2, \quad h(X_3) = \beta_3 \ln X_3$$

### 3.3 - Seleção

Visando considerar, dentre as independentes, somente as variáveis significativas, selecionou-se as que apresentavam um coeficiente de correlação com a produção equivalente em título 20, aproximadamente igual ou superior a 0,70, chegando-se às seguintes variáveis:

- Pessoal ocupado (nº);
- Energia consumida (Kw/h);
- Matéria prima consumida (ton. de algodão);
- Área construída (m<sup>2</sup>).

Selecionadas as variáveis, passou-se a estimção estatística do modelo.

## CAPÍTULO IV

## 4 - ESTIMAÇÃO ESTATÍSTICA

O procedimento mais frequentemente adotado para estimar os parâmetros da função de produção tipo Cobb-Douglas implica em usar a transformação logarítmica linear da função original que é

$$\log P_i = \log \beta_1 + \sum_{k=2}^m \beta_k \log X_{ki} ; i=1, \dots, n \quad (19)$$

fazendo-se  $\log P_i = p_i$  ;  $\log \beta_1 = b$  e  $\log X_{ki} = x_{ki}$ , tem-se:

$$p_i = b + \sum_{k=2}^m \beta_k x_{ki} ; i=1, \dots, n \quad (20)$$

Esta última equação (20) é linear para  $b$  e  $\beta_k$ , sendo que sua estimação pelo método dos mínimos quadrados, minimiza a soma dos quadrados dos desvios dos valores transformados de  $P_i$  e  $X_{ki}$ .

As análises de regressão múltipla foram realizadas no computador IBM-1130, do Departamento das Ciências Estatísticas e da Computação da UFSC, através de um programa chamado Tradutor Linguagem Estatística (TRALE)<sup>25</sup>, composto de 11 sub-rotinas, gravadas em disco.

Os resultados das análises de regressão múltipla são apresentados a seguir. Em primeiro lugar aparecem os resultados dos ajustamentos da função de produção. Após, as estimativas das variâncias residuais para dois estratos aleatórios da amostra original, afim de detectar a presença de heteroscedasticidade. Finalmente, a reestimação da função de produção selecionada, usando o artifício sugerido pelo prof. Rocca, para medir o grau dos retornos de escala.

---

25- FILHO, S. e YSMAR, V., "Tradutor de Linguagem Estatística", COPPE/UFRJ, Rio de Janeiro, Publicação nº 48, 1968.

#### 4.1 - Resumo dos Resultados

Nos quadros a seguir estão resumidos os resultados dos ajustamentos da função de produção, das estimativas das variâncias residuais para dois estratos aleatórios da amostra original e a reestimação da função de produção selecionada, usando o artifício do Prof. Rocca.<sup>26</sup>

---

26 - ROCCA, Carlos A., "Economias de Escala na Função de Produção", Tese Ph.D., FCEA/USP, São Paulo, 1967, p. 123-4.

QUADRO 3: RESUMO DOS AJUSTAMENTOS DA FUNÇÃO DE PRODUÇÃO

AJUSTAMENTOS	EQUAÇÕES AJUSTADAS		R <sup>2</sup>	S <sub>u</sub> <sup>2</sup>	F	$\sum_{k=2}^5 \hat{\beta}_k$
1º AJUSTAMENTO	P = 0,0051	0,3697 § (0,0981) X <sub>2</sub> 0,6496 § (0,0634) X <sub>3</sub>	0,97	1,2654	109,56	1,0193
2º AJUSTAMENTO	P = 0,0074	0,361 §§ (0,1052) X <sub>2</sub> 0,5978 § (0,1122) X <sub>3</sub> 0,0674 §§§ (0,1171) X <sub>4</sub>	0,97	1,2837	65,01	1,0262
3º AJUSTAMENTO	P = 0,0058	0,3553 §§ (0,1204) X <sub>2</sub> 0,6028 § (0,1272) X <sub>3</sub> 0,04 §§§ (0,1872) X <sub>4</sub> 0,042 §§§ (0,2063) X <sub>5</sub>	0,97	1,3202	39,42	1,0401

OBS: Os valores entre parênteses são os erros padrões das estimativas dos coeficientes de regressão.

S<sub>u</sub><sup>2</sup> = estimativa amostral da variância residual da população  $\sigma_u^2$

§ significativamente diferente de zero ao nível de significância de 0,01

§§ significativamente diferente de zero ao nível de significância de 0,05

§§§ não significativamente diferente de zero ao nível de significância de 0,05

QUADRO 4: RESUMO DOS RESULTADOS DAS ESTIMATIVAS DAS VARIÂNCIAS RESIDUAIS E DA REESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO USANDO O ARTIFÍCIO DO PROF. ROCCA.

AJUSTAMENTOS	EQUAÇÕES AJUSTADAS	R <sup>2</sup>	S <sub>u</sub> <sup>2</sup>	F	$\sum_{k=2}^3 \hat{P}_k$
AMOSTRA N = 5	P = 0,0027 $x_2$ 0,3146 §§ $x_3$ 0,7290 § (0,1404) (0,1205)	0,98	1,2866	64,31	1,0436
AMOSTRA N = 4	P = 0,0084 $x_2$ 0,2797 § $x_3$ 0,6439 § (0,0189) (0,0066)	0,99	1,0199	5389,03	0,9236
ARTIF. PROF. ROCCA	P = 51,1175 $x_2$ 0,0192 §§§ $x_3$ 0,6496 § (0,0846) (0,0634)	0,94	1,2654	53,21	0,6688

OBS: Os valores entre parênteses são os erros padrões das estimativas dos coeficientes de regressão.

§ significativamente diferente de zero ao nível de significância de 0,01

§§ significativamente diferente de zero ao nível de significância de 0,10

§§§ não significativamente diferente de zero ao nível de significância de 0,05

#### 4.2 - Testes Estatísticos e Análise de Variância

Os testes t individuais para cada coeficiente de regressão conduziram à rejeição das hipóteses nulas<sup>§</sup>, ao nível de significância de 0,01 para o primeiro ajustamento. No segundo ajustamento não foi possível a rejeição da hipótese nula para o parâmetro da variável matéria prima consumida,  $\beta_4$ , ao nível de 0,05. No terceiro, os coeficientes das variáveis consumo de matéria prima e área construída, respectivamente,  $\beta_4$  e  $\beta_5$ , tiveram suas hipóteses nulas aceitas, ao nível de 0,05.

O teste F global levou à rejeição da hipótese nula<sup>§§</sup> nos três ajustamentos, a um nível de significância de 0,01, revelando, no primeiro ajustamento, em face de seu elevado valor ( $F=109,56$ ), uma associação altamente significativa entre as variáveis produção, pessoal ocupado e energia consumida.

Para os três ajustamentos o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) foi de 0,97, sendo estatisticamente significativa, indicando que as variáveis independentes, em cada caso, tiveram grande poder de explicação.

Observou-se nos três ajustamentos que a variância residual ( $S_u^2$ ) quase não se modificou, demonstrando que a adição das variáveis matéria prima consumida e área construída, no segundo e terceiro ajustamentos não trouxe informação significativa ao modelo inicial. Isto não significa que a produção de fios não dependa destes dois fatores. É que eles tiveram suas influências representadas no modelo pela energia consumida e pelo pessoal ocupado<sup>§§§</sup>. Cabe salientar que quase todos os outros fatores de produção apresentam uma relação muito direta com os insumos

---

§ - a hipótese nula individual é de que  $\beta_k = 0$ ;

§§ - a hipótese de nulidade global é de que  $\beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_k = 0$ ;

§§§ - isto pode ser verificado através da correlação parcial das variáveis  $X_4$  e  $X_5$  com  $X_2$  e  $X_3$  na matriz de correlação à pág.

mão de obra e energia.

Os resultados dos testes estatísticos, a análise do coeficiente de determinação e da variância residual nos três ajustamentos e as considerações feitas no final do parágrafo anterior, levaram à seleção da primeira equação ajustada, como a melhor forma especificativa, para explicar o comportamento da produção nas empresas em estudo.

### 4.3 - Verificação de Hipóteses Econométricas

A baixa correlação parcial ( $r_{23} = 0,52$ ) entre o número de pessoal ocupado e a energia consumida, observada na matriz de correlação (pág. 62) revela a existência de multicolinearidade suportável, indicando a fraca tendência das variáveis a se moverem juntas no modelo.

Para detectar a presença de autocorrelação nos resíduos empregou-se o teste Durbin-Watson. Usou-se a estatística

$$DW = \frac{\sum_{i=2}^n (\hat{u}_i - \hat{u}_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2} = 1,539 \quad (21)$$

que foi comparada com os valores críticos inferiores ( $d_L$  e  $d_U$ ) e superiores ( $4-d_U; 4-d_L$ ), para o número de variáveis independentes ( $k'=2$ ) e o tamanho da amostra ( $n=9$ ), permitindo a aceitação da hipótese nula<sup>§</sup>. Portanto, concluiu-se que as distúrbâncias foram geradas independentemente umas das outras.

Várias fontes podem causar autocorrelação. Este problema ocorre, muitas vezes, quando alguma variável é omitida na equação de regressão. Ocorre, também, quando a forma funcional do modelo de regressão estiver mal especificada. Portanto, a ausência do problema de autocorrelação no modelo proposto, reforçou a sua validade.

Para detectar a presença de heteroscedasticidade, utilizou-se o seguinte procedimento: dividiu-se, aleatoriamente, a amostra em dois grupos de tamanhos 5 e 4 e estimou-se a variância residual<sup>§§</sup> para cada grupo, separadamente. Considerando

---

§ - a hipótese nula do teste Durbin-Watson é de que não haja autocorrelação (positiva ou negativa) entre os resíduos.

§§- os resultados estão no Apêndice 2.

os resíduos normalmente distribuídos e independentes (hipótese já verificada através do teste Durbin-Watson), testou-se a hipótese da igualdade das duas variâncias através da estatística

$$F = \frac{S_{u_5}^2}{S_{u_4}^2} = \frac{\text{Est. da var. res. da amostra } n=5}{\text{Est. da var. res. da amostra } n=4} = \frac{1,2866}{1,0199} = \dots$$

$$\dots = 1,2615 \quad (22)$$

que foi comparada com o valor teórico de F com 4 graus de liberdade no numerador e 3 graus de liberdade no denominador, ao nível de significância de 0.05, possibilitando a aceitação da hipótese nula<sup>§</sup> e a conclusão da existência de distúrbios homoscedásticos.

A volta às fontes de dados para confirmar as informações, reduziu a possibilidade das mesmas apresentarem erros de observação e de medida, pois se teve oportunidade de manipular os documentos que as continham (mapas de custo, produção, guias do IPI, etc...) quando se comprovou serem consistentes. Este procedimento foi adotado, afim de evitar uma possível dependência entre o termo residual e os valores observados das variáveis explicativas.

---

§ - esta hipótese nula é de  $\sigma_{u_5}^2 = \sigma_{u_4}^2$

CAPÍTULO V

5 - INTERPRETAÇÃO DOS RESULTADOS

5.1 - Retornos de Escala

Para medir o grau dos retornos de escala, realizou-se o teste t individual para cada parâmetro separadamente, através da estatística

$$t = \frac{\hat{\beta}_k - \beta_k}{S_{\hat{\beta}_k}} \quad (23)$$

onde  $\beta_2 = 0,36$  e  $\beta_3 = 0,64$  e  $S_{\hat{\beta}_2} = 0,0981$  e  $S_{\hat{\beta}_3} = 0,0634$ ,

que foi comparada com seus valores teóricos, permitindo a aceitação das hipóteses nulas<sup>§</sup>, ao nível de significância de 0,05.

Utilizou-se, também, o seguinte artifício, sugerido pelo Prof. Carlos A. Rocca<sup>27</sup>:

$$\text{Na função } P = \beta_1 X_2^{\beta_2} X_3^{\beta_3} \quad (24)$$

dividindo-se ambos os membros por  $X_2$ , tem-se:

$$P/X_2 = \beta_1 X_2^{\beta_2 + \beta_3 - 1} (X_3/X_2)^{\beta_3} \quad (25)$$

Reestimou-se<sup>§§</sup>, então, a função nessa forma, obtendo-se o seguinte resultado:

$$P' = 51,1175 \quad X_2^{(0,0192 \quad 0,6496)} \quad X_3^{(0,0846 \quad 0,0634)}$$

onde os valores entre parênteses são as estimativas dos erros padrões dos coeficientes de regressão estimados.

§ - nestes testes as hipóteses nulas foram:  $\beta_2 = 0,36$  e  $\beta_3 = 0,64$ .

§§ - os resultados estão no apêndice 3.

27 - ROCCA, Carlos A., Op. Cit., p. 123-4.

O teste t levou à rejeição da hipótese de que a soma  $(\beta_2 + \beta_3 - 1)$  fosse significativamente diferente de zero, ao nível de 5%.

Os resultados dos dois procedimentos empregados, atestaram que a soma dos coeficientes de elasticidade era igual à unidade, não se podendo rejeitar a hipótese de que as fiações apresentavam rendimentos constantes de escala no período considerado.

A elasticidade do fator trabalho foi menor que a do fator energia, significando que o nível do produto é mais sensível às variações na quantidade aplicada do fator energia. Isto é correto, pois nas fiações o equipamento é em sua totalidade movido à energia elétrica, sendo mais eficiente que a mão de obra.

Concluiu-se, portanto, que a indústria, no período analisado, apresentava rendimentos decrescentes para cada fator isoladamente e rendimentos de escala constantes. Os rendimentos de escala constantes implicam em que, variando  $X_2$  para

$\lambda X_2$  e  $X_3$  para  $\lambda X_3$

$$P = \beta_1 (\lambda X_2)^{\beta_2} (\lambda X_3)^{1 - \beta_2} \quad (27)$$

$$= \beta_1 \lambda^{\beta_2 + 1 - \beta_2} X_2^{\beta_2} X_3^{1 - \beta_2}$$

$$= \lambda \beta_1 X_2^{\beta_2} X_3^{1 - \beta_2}$$

$$= \lambda P$$

o nível de produto aumenta na mesma proporção da alteração dos fatores.

Esta constatação de rendimentos constantes de escala coincidiu com outras, expressadas em diversos trabalhos, dentre os quais achou-se interessante, destacar os seguintes:

O estudo que constituiu a base do Sub-Programa Fiação<sup>28</sup> visou a definição de um perfil bastante detalhado de cada unidade produtora e a sua análise gerencial e tecnológica. Na análise tecnológica, foram comparados os índices de produtividade e eficiência apresentados no perfil, para cada empresa, com os calculados para um "Modelo Ideal" de fiação (Quadro 5), baseado em empresas consideradas padrão no gênero. Esta comparação possibilitou concluir que, de maneira geral, as empresas apresentavam índices de produtividade da maquinaria, cerca de 30% inferiores aos do Modelo Ideal, indicando que, apesar dos esforços de modernização de seus equipamentos, ainda apresentam índices de produtividade considerados baixos. Também foi verificada no estudo a baixa produtividade da mão de obra nas fiações do Estado. Estas conclusões explicam, em parte, os rendimentos decrescentes para cada fator isoladamente, estimados pela função de produção.

QUADRO 5: ÍNDICES DE PRODUTIVIDADE E EFICIÊNCIA DE UM MODELO IDEAL DE FIAÇÃO

ÍNDICES	MODELO IDEAL	UNIDADES
Produção por operário-hora	8,5	Kg/homem-hora
Produção por fuso-hora	22,6	g/fuso-hora
Fusos por operários (filatórios)	377	fuso/homem
Área coberta p/fuso (filatórios)	0,4	m <sup>2</sup> /fuso
Perdas	10	%
Produção anual por operário	20.477	Kg/homem
Produção anual por pessoa ocupada	14.878	Kg/homem

Fonte: CEAG/SC

O Diagnóstico do CEAG/SC<sup>29</sup> concluiu que "na análise depreendeu-se também uma possível economia constante de escala, causada possivelmente pelo excessivo grau de integração a nível de empresas, especialmente nas médias e grandes, as quais são subdivididas em sub-setores que vão muitas vezes desde as fases de fiação até a confecção, formando na atual realidade um conjunto de pequenas empresas, o que gera a dispersão de esforços, entravando o crescimento da produtividade". Nesse estudo não foi realizada nenhuma tentativa para quantificar o grau dos retornos de escala no gênero têxtil do Estado.

Um estudo realizado pela Secretaria da CEPAL<sup>30</sup> concluiu que "na indústria têxtil não existem aparentemente economias de escala significantes, em razão dos seguintes fatores:

- a matéria prima, que representa mais da metade do custo total, não permite economias em função da escala de operações;
- a tecnologia se caracteriza pela facilidade de ampliação da capacidade produtiva mediante a adição de unidades pequenas salvo para as seções de sala de abertura e engomado".

É interessante observar que nas estimações das variâncias residuais para os dois estratos aleatórios da amostra inicial, obteve-se dois bons ajustamentos<sup>§</sup>. Em nenhum dos dois casos se verificou a presença de economias de escala, comprovando que os resultados alcançados neste trabalho não foram obtidos por mera casualidade.

---

29 - SDE-CEBRAE/IBAGESC-BRDE-FUNDESC-SIC-CODESUL, Op. Cit., p. 120

30 - CEPAL, "Economias de Escala en la Industria Têxtil", documento apresentado ao Seminário sobre Programação Industrial, São Paulo, março/1973, p. 20.

§ - veja quadro nº 4.

Afim de testar a propriedade de que as elasticidades da produção com relação aos fatores podem ser expressas como a razão entre suas produtividades marginal e média, calculou-se as relações abaixo, para o mesmo valor de produção.

$$\beta_2 = \frac{PM X_2}{PM_e X_2} = \frac{0,546439}{1,466757} = 0,37 \quad (28)$$

para  $X_2 = 100$  e  $X_3 = 531691$ .

$$\beta_3 = \frac{PM X_3}{PM_e X_3} = \frac{0,000479393}{0,000740880} = 0,64 \quad (29)$$

para  $X_2 = 297$  e  $X_3 = 100000$ .

Verificou-se, portanto, a validade da propriedade para o caso estudado, comprovando-se que as produtividades média e marginal são proporcionais entre si, sendo as constantes de proporcionalidade as elasticidades do produto com relação aos fatores considerados.

Aplicando-se a equação

$$\beta_k = \hat{\beta}_k \pm t_{(\alpha/2; n-k)} \cdot S_{\hat{\beta}_k} \quad (30)$$

onde  $\alpha$  = nível de significância;  $n-k$  = graus de liberdade; e  $S_{\hat{\beta}_k}$  = erro padrão da estimativa do coeficiente de regressão  $\hat{\beta}_k$ , construiu-se um intervalo de confiança de 95% para  $\beta_2$  como sendo

$$\beta_2 = \hat{\beta}_2 \pm t_{(\alpha/2; n-k)} \cdot S_{\hat{\beta}_2} \quad (31)$$

$$= 0,3697 \pm (2,447) (0,0981)$$

$$= 0,3697 \pm 0,24$$

ou Probabilidade  $(0,1297 < \beta_2 < 0,6097) = 0,95$

e para  $\beta_3$

$$\beta_3 = \hat{\beta}_3 \pm t(\alpha/2; n-k) \cdot S_{\hat{\beta}_3} \quad (32)$$

$$= 0,6496 \pm (2,447) (0,0634)$$

$$= 0,6496 \pm 0,1551$$

$$\text{ou Prob. } (0,4945 < \beta_3 < 0,8047) = 0,95$$

5.2 - Taxa Marginal de Substituição Técnica

A taxa marginal de substituição técnica de X<sub>3</sub>

por X<sub>2</sub> assumiu o seguinte valor:

$$TM_{g X_3 X_2}^{ST} = \frac{PM_{g X_2}}{PM_{g X_3}} = \frac{0,546438218}{0,000178502} = 3.069 (33)$$

para X<sub>2</sub> = 100 e X<sub>3</sub> = 531691.

Assim sendo, a quantidade de 3.069 Kw/h. é com pensada pela adição de uma unidade de trabalho, permanecendo com isso a quantidade de produto inalterada.

Não se deve atribuir muita importância a este resultado, em face do nível de agregação em que a análise se situou, sendo o mesmo apresentado como ilustração e/ou orientação para análises futuras, a nível de empresa.

### 5.3 - Produto Total, Médio e Marginal

A partir da função de produção

$$P = 0,0051 x_2^{0,3697} x_3^{0,6496} \quad (34)$$

utilizou-se as equações 12 a 17, fixou-se os fatores mão de obra e energia em valores médios (297 e 531691, respectivamente), extraídos da matriz de dados (pág. 60) e calculou-se as funções que permitiram o traçado das curvas de produto total, médio e marginal dos referidos fatores. Estas funções estão apresentadas abaixo.

$$PTX_2 = 0,0051 x_2^{0,3697} (531691)^{0,6496} \quad (35)$$

$$PM_e X_2 = \frac{P}{x_2} = 0,0051 x_2^{-0,6303} (531691)^{0,6496} \quad (36)$$

$$PM_g X_2 = \frac{\partial P}{\partial x_2} = 0,0019 x_2^{-0,6303} (531691)^{0,6496} \quad (37)$$

$$PTX_3 = 0,0051 (297)^{0,3697} x_3^{0,6496} \quad (38)$$

$$PM_e X_3 = \frac{P}{x_3} = 0,0051 (297)^{0,3697} x_3^{-0,3504} \quad (39)$$

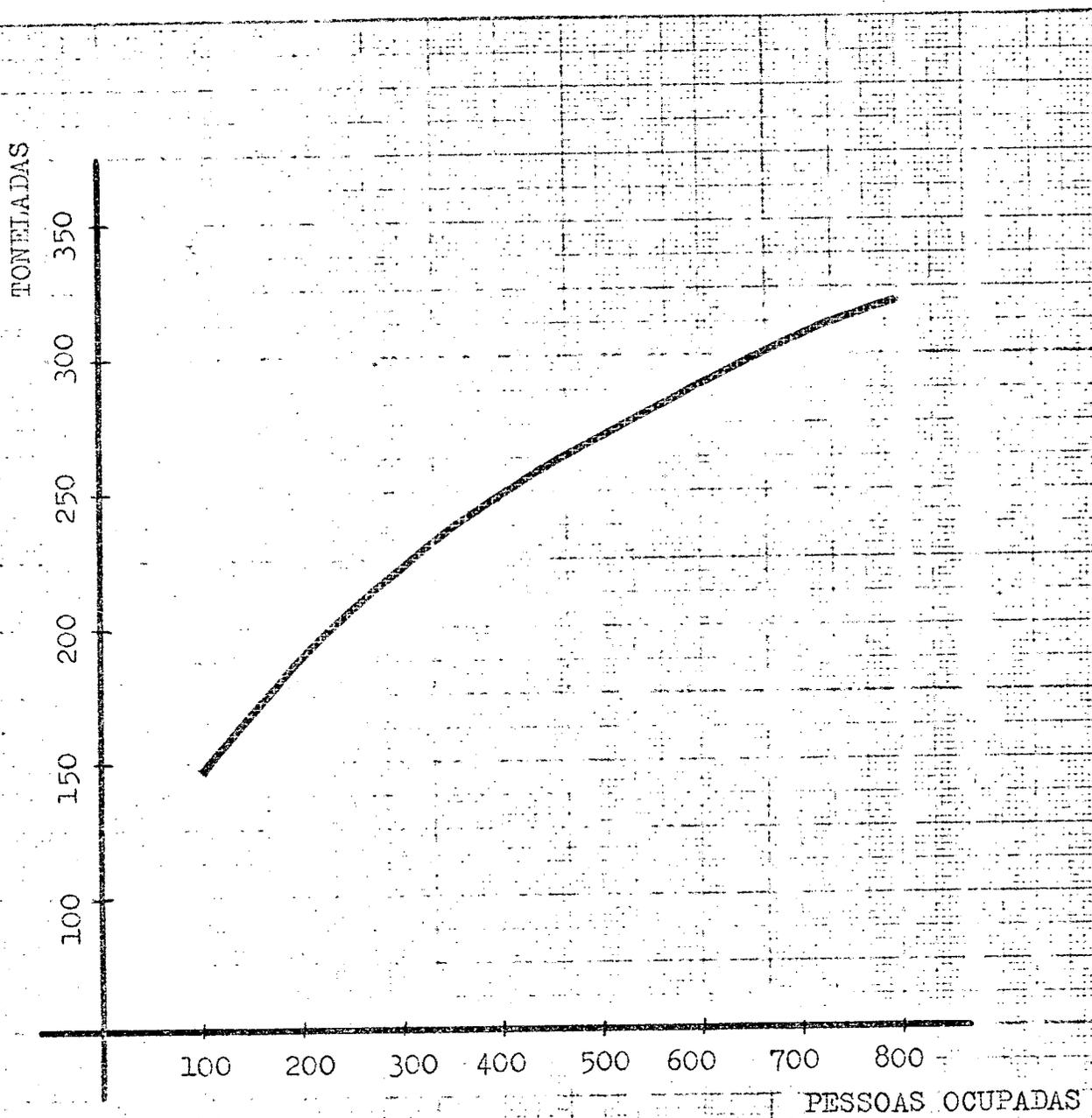
$$PM_g X_3 = \frac{\partial P}{\partial x_3} = 0,0033 (297)^{0,3697} x_3^{-0,3504} \quad (40)$$

Usando as equações 35 a 40 como funções de declaração, mantendo sempre um dos fatores constante e variando o outro de maneira discreta (o trabalho de 100 a 800 pessoas ocupadas e a energia de 100.000 a 1.500.000 kws/h.), calculou-se no IBM-1130 as ordenadas das curvas (Gráficos 1 a 6), cujos valores correspondentes a alguns pontos do fator variável, estão no quadro 6.

QUADRO 6: Produto total, médio e marginal do trabalho e da energia.

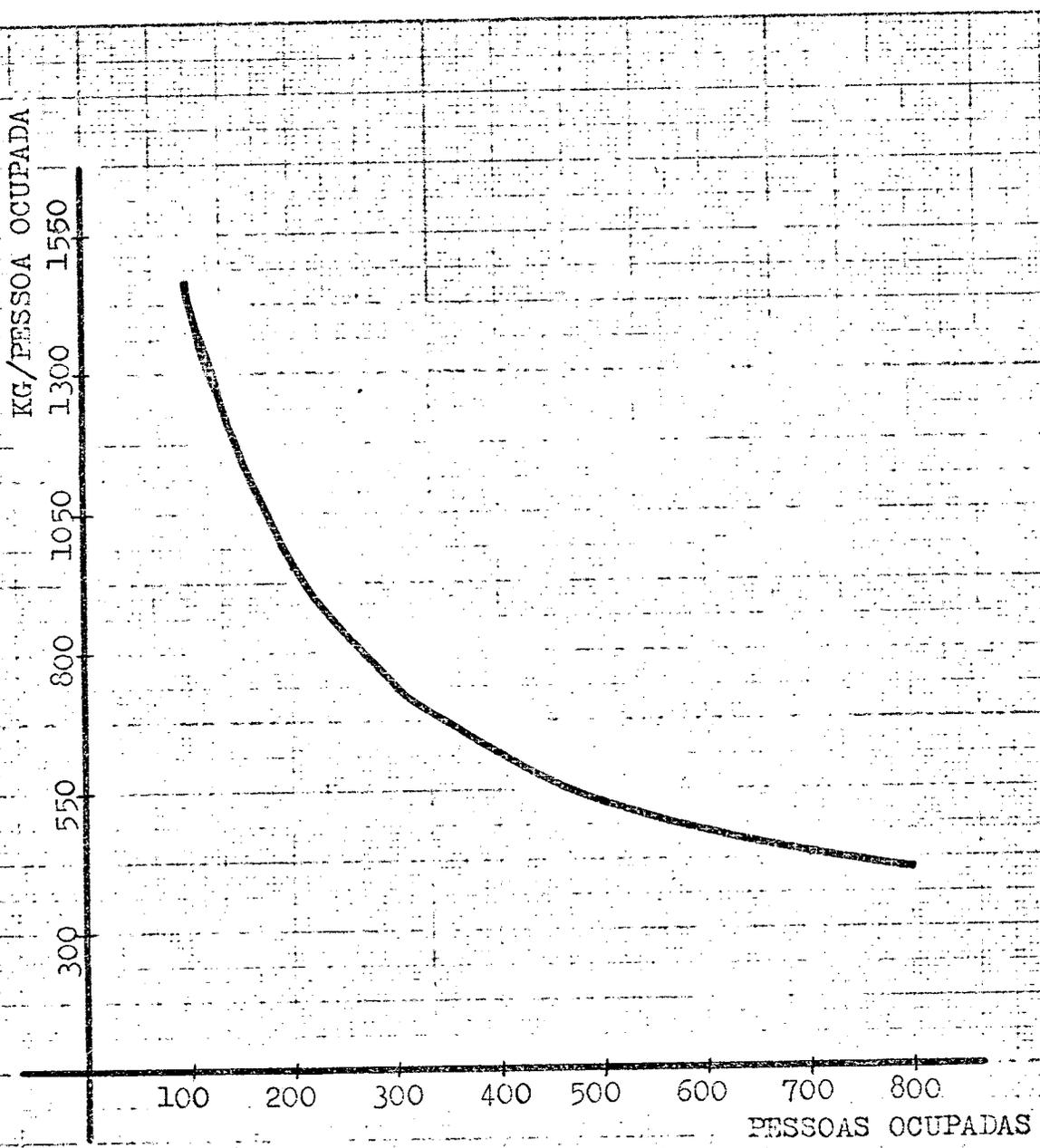
FATOR VARIÁVEL	PROD. TOTAL	PROD. MÉDIO	PROD. MARGINAL
TRABALHO PES. OCUPADO	TON.	KG/PES. OCUPADA	KG/PES. OCUPADA
100	146	1.466	546
200	189	947	353
300	220	733	273
400	244	612	228
500	265	531	198
600	284	474	176
700	301	430	160
800	316	395	147
ENERGIA KW/H.	TON.	GRAMAS/KW.H.	GRAMAS/KW.H.
100.000	74	740	479
200.000	116	581	376
300.000	151	504	326
400.000	182	455	294
500.000	210	421	272
600.000	237	395	255
700.000	262	374	242
800.000	286	357	231
900.000	308	343	221
1.000.000	330	330	213
1.100.000	351	319	206
1.200.000	372	310	200
1.300.000	392	301	195
1.400.000	411	293	190
1.500.000	430	286	185

Fonte: CEAG/SC



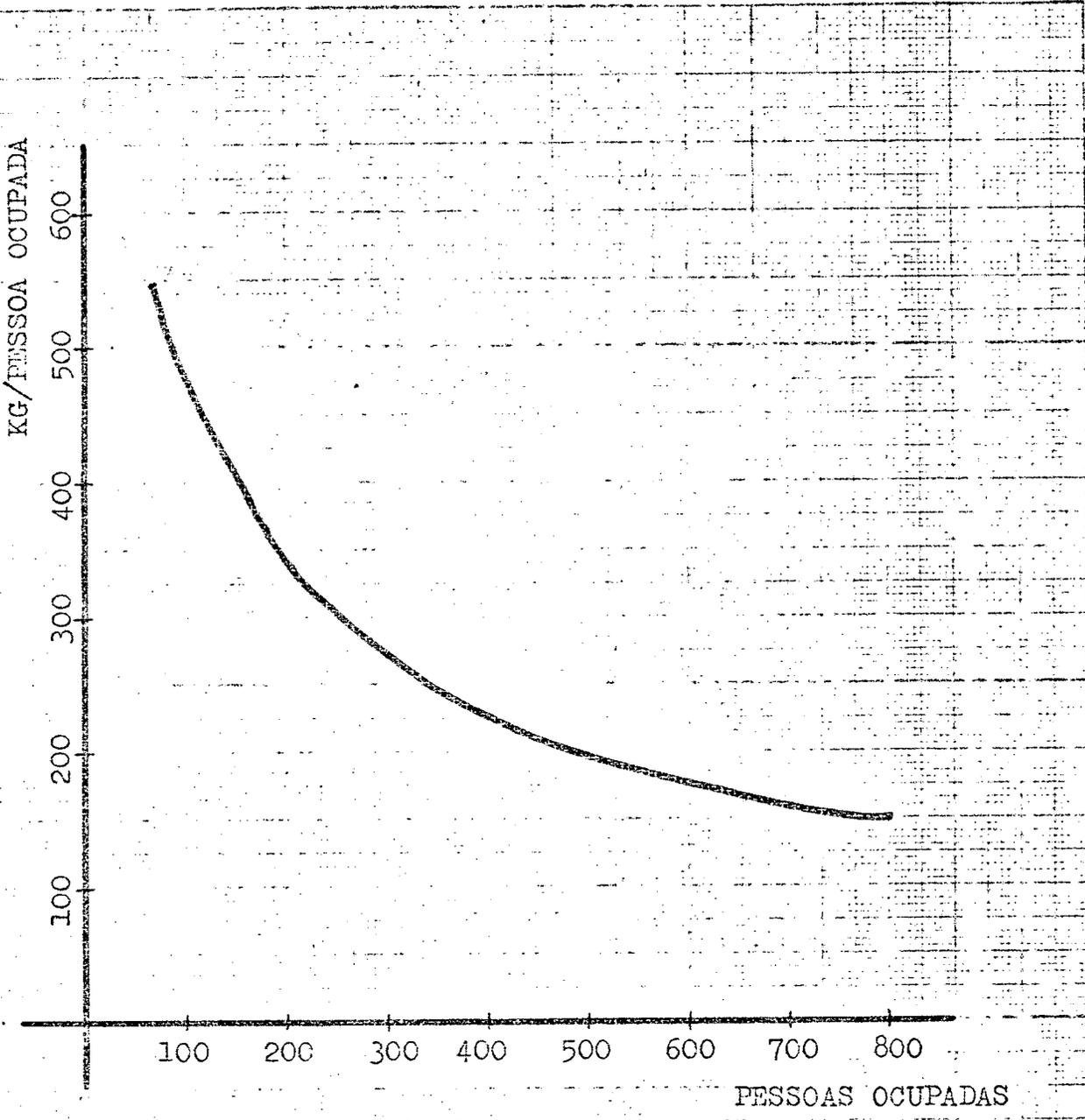
FONTE: CEAG/SC

GRÁFICO Nº 1: CURVA DE PRODUTO TOTAL DO FATOR TRABALHO



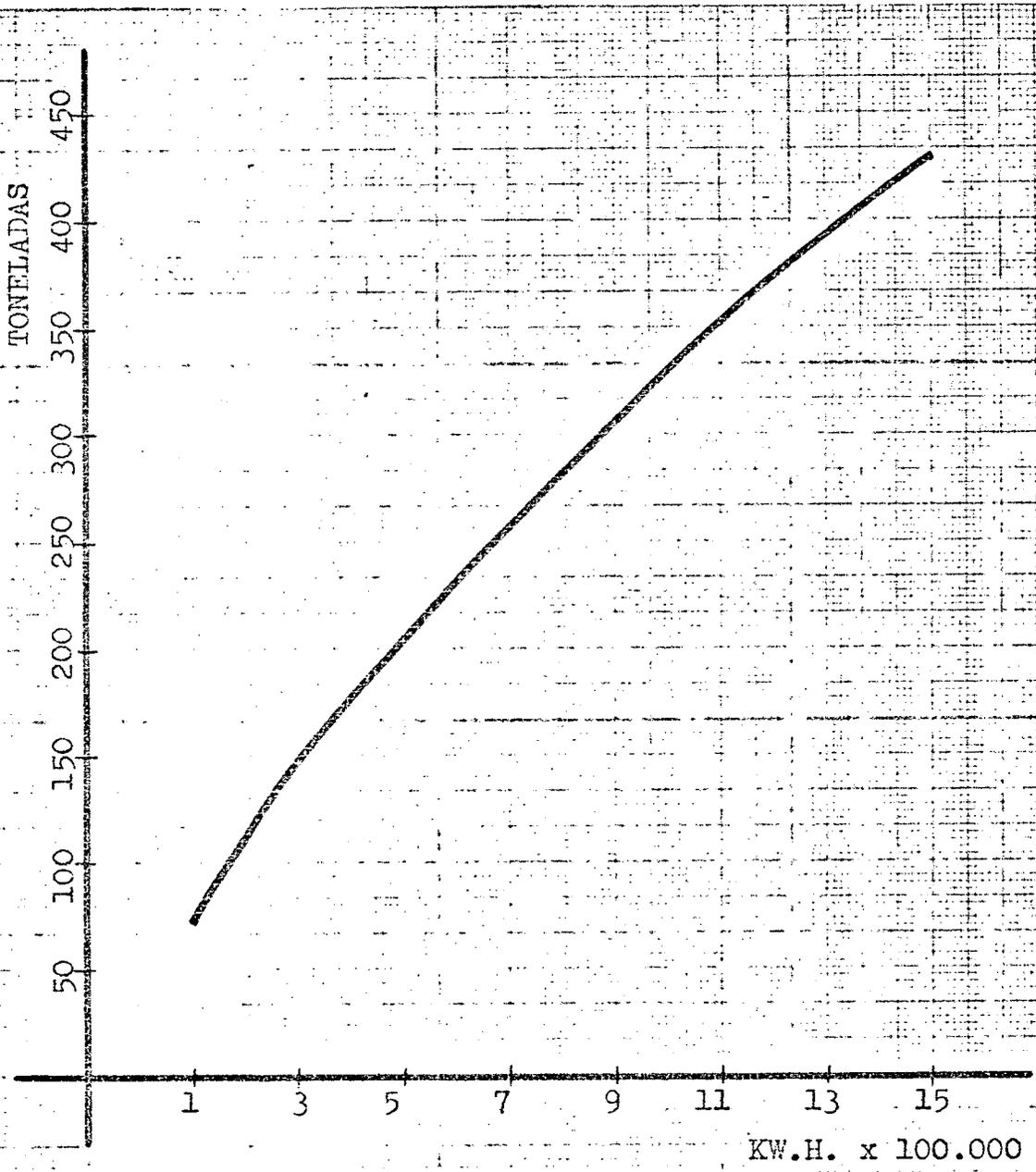
FONTE: CEAG/SC

GRÁFICO Nº 2: CURVA DE PRODUTO MÉDIO DO EATOR TRABALHO



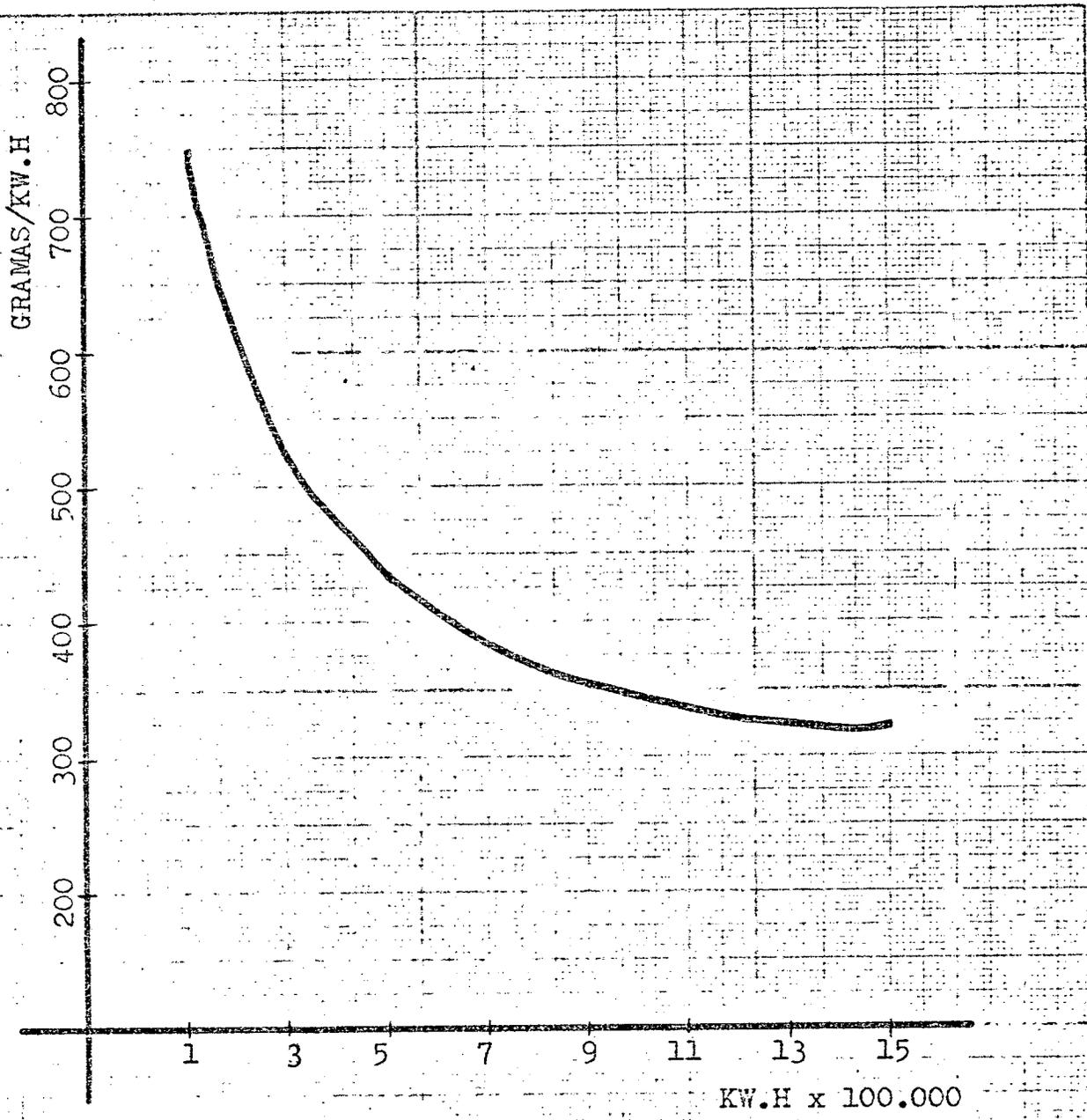
FONTE: CEAG/SC

GRÁFICO Nº 3: CURVA DE PRODUTO MARGINAL DO FATOR TRABALHO



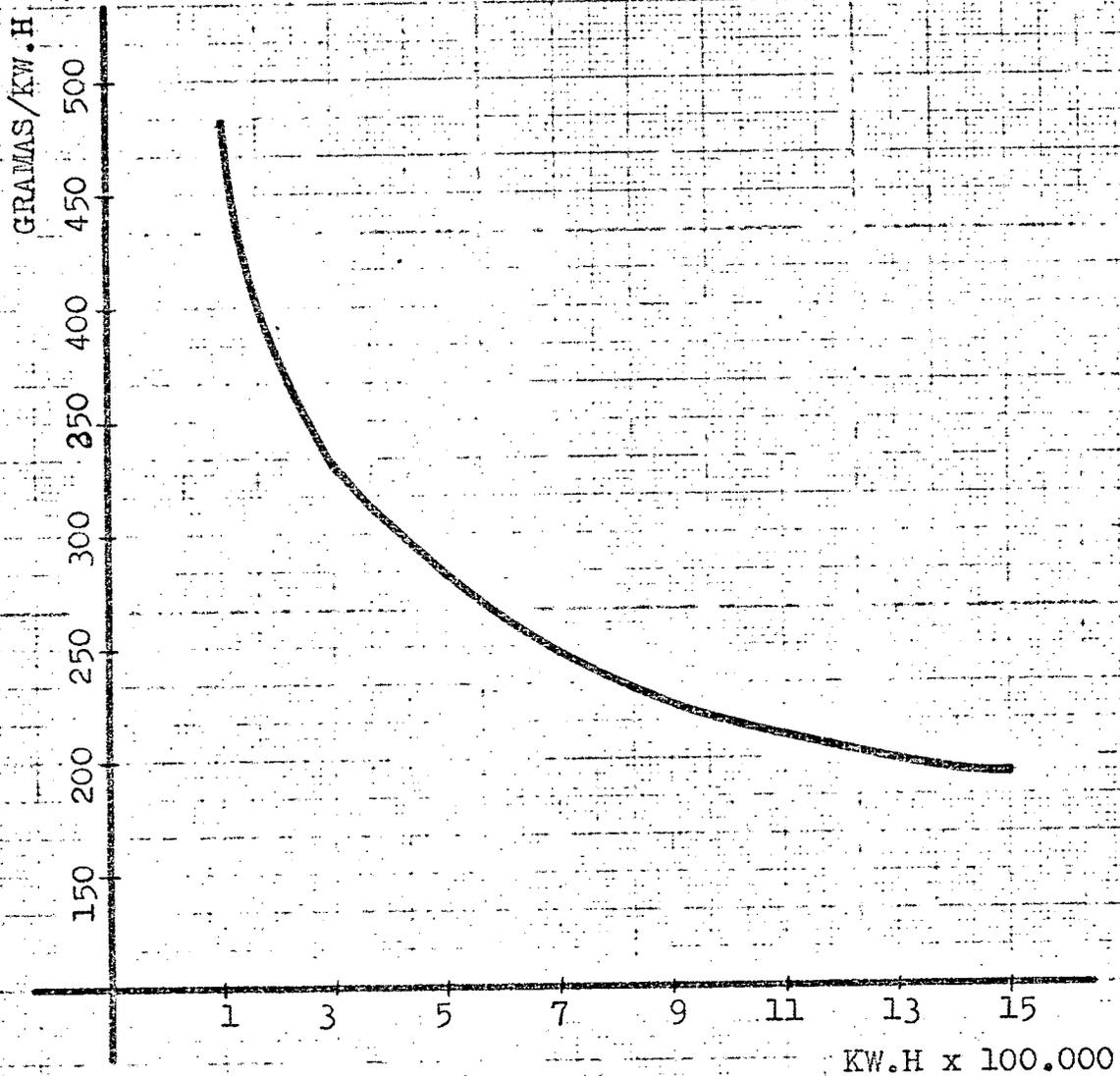
FONTE CEAG/SC

GRÁFICO Nº 4: CURVA DE PRODUTO TOTAL DO FATOR ENERGIA



FONTE: CEAG/SC

GRÁFICO Nº 5: CURVA DE PRODUTO MÉDIO DO FATOR ENERGIA



FONTE: CEAG/SC

GRAFICO Nº 6: CURVA DE PRODUTO MARGINAL DO FATOR ENERGIA

Analisando as curvas de produtividade, observou-se que as de produto total apresentaram a forma de uma logística. Isto decorreu do fato de as elasticidades da produção com relação aos fatores terem sido menores que a unidade.

Através das produtividades totais comprovou-se que a produção de fios é mais sensível às variações na quantidade aplicada do fator energia, conforme foi observado na pág. 38. No quadro 6 pode-se observar que quando o fator trabalho aumentou 8 vezes (de 100 p/800 pessoas ocupadas) o produto total aumentou apenas 2,16 vezes, enquanto que o fator energia ao ser aumentado de 100.000 p/800.000 Kws/H., provocou um acréscimo de 3,86 vezes no seu produto total. Da mesma forma, quando se variou os fatores trabalho e energia nestas mesmas proporções, tanto o produto médio como o marginal de ambos os fatores decresceram 3,71 e 2,07 vezes, respectivamente, comprovando a propriedade de que são proporcionais.

As curvas de produto médio e marginal tiveram a forma de hipérboles assintóticas aos eixos considerados, declinando desde o início, ao contrário das funções de produção normalmente presentes nos livros-textos, em que os produtos marginais e médios primeiro crescem e só eventualmente declinam. No caso estudado, todas as produtividades médias e marginais foram decrescentes, correspondendo à observação de SIMONSEN<sup>31</sup> de que "se as funções de produção forem homogêneas (ou seções de funções homogêneas) e todas as produtividades marginais forem positivas nenhuma produtividade média poderá ser crescente". Esta limitação do modelo não permitiu que se observasse seções da função de produção em que a produtividade média e/ou marginal fosse crescente

---

31 - SIMONSEN, Op. Cit., p. 29.

## CAPÍTULO VI

### 6 - CONCLUSOES E RECOMENDAÇÕES

#### 6.1 - Conclusões

- O processo de produção nas fiações estudadas pode ser considerado regular e estático podendo, portanto, ser descrito por simples função de variável real;

- A dificuldade de homogenização da produção nas tecelagens e malharias e a falta de informações reais nas pequenas e médias empresas em geral, impediu que se estimasse funções de produção para outros sub-setores do gênero têxtil do Estado;

- A função de produção estimada, estatisticamente muito boa, explicou bem o comportamento quantitativo da produção na indústria pesquisada;

- As fiações no período analisado, apresentavam rendimentos decrescentes para cada fator isoladamente e rendimentos de escala constantes ao nível da indústria;

- As curvas de produto total, médio e marginal dos fatores de produção considerados, corresponderam ao formato esperado, para o caso da função de produção Cobb-Douglas.

#### 6.2 - Recomendações

- Uma série de estudos no campo de funções de produção poderão ser ainda realizados. Uma análise do grau dos retornos de escala através da forma das funções de custo será muito interessante e de grande valia para ratificar e/ou retificar os resultados alcançados no presente estudo;

- A estimação de funções de produção para as indústrias de tecelagem e malharia, com procedimento igual ao

desta pesquisa, poderá ser realizada quando for superada a deficiência de informação estatística;

- Não é recomendável a estimação de funções de produção considerando os diferentes sub-setores da empresa (fiação até a confecção) como um todo. Isto só poderá ser realizado se a produção for representada pelo valor da transformação industrial e os fatores pelos salários, matérias-primas, energia consumida, etc..., quantificados em unidades monetárias. Tal procedimento poderá descaracterizar a função em seu aspecto essencial, ou seja, o de uma relação técnica. Também, a utilização de unidades monetárias, exigirá o uso de deflatores, sempre que houver necessidade de se fazer comparações com outros períodos de tempo. Então, a qualidade do estudo dependerá, também, da qualidade dos deflatores utilizados.

- A determinação de funções de produção para pequenos, médios e grandes sub-setores, separadamente, permitirá o conhecimento das características médias (número do pessoal ocupado, número de máquinas, fôrça motriz instalada, etc...) com que a firma poderá tender a apresentar rendimentos constantes ou decrescentes de escala, orientando os investimentos de expansão ou instalação de novas unidades.

- Pesquisa com metodologia semelhante a deste trabalho poderá ser realizada para junho/76, visando detectar possíveis alterações no estado tecnológico, através da classificação de Hicks. Caso sejam levantados os preços dos fatores poderá ser comprovado, empiricamente, o teorema de Euler. O estudo permitirá, também, a verificação de mudanças nas elasticidades da produção com relação aos insumos, possibilitando a observação da racionalidade na utilização dos fatores de produção.

- Os estudos sugeridos acima, principalmente a

abordagem de economias de escala através das funções de custo, ensejarão bons assuntos para trabalhos futuros.

- Os casos de produção múltipla e heterogênea (comuns nas tecelagens e malharias), a consideração da capacidade ociosa, das economias externas e das mudanças tecnológicas na função de produção, oferecem amplas oportunidades para pesquisas mais avançadas.

BIBLIOGRAFIA CONSULTADA

- 1 - COBB, C.W., and DOUGLAS, P.H., "A Theory of Production", The Amer. Econ. Review, Vol. 18, Mar. 1928.
- 2 - DURAND, David, "Some Thoughts on Marginal Productivity with Special Reference to Professor Douglas Analysis", Journal Pol. Econ., Vol. XLV, Dec. 1937.
- 3 - DOUGLAS, Paul H., "Are There Laws of Production ?", The American Econ. Review, Vol. 38, Mar. 1948.
- 4 - DOUGLAS, Paul H., and GUNN, Grace, "The Production Function for Australian Manufacturing", Quart. Journal Econ., Vol. 56, Nov. 1941.
- 5 - BROWNE, G.W.C., "The Production Function for the South African Manufacturing Industry", South African Jour. Econ. Volume 11, Dec. 1943.
- 6 - LESER, Conrad E.V., "Production Functions for the British Industrial Economy", Applied Statistics, Vol. 3, 1945.
- 7 - LOMAX, K.S., "Production Functions for Manufacturing Industry in the United Kingdom", Am.Econ.Review, Vol. 4, 1950.
- 8 - COELHO, Antônio e outros, "Função de Produção para o Setor Industrial Brasileiro", Revista de Teoria e Pesquisa Econômica, IPE/FCEA da USP, S.Paulo, Vol.I, nº 1, Abr. 1970.
- 9 - MARQUES JR., José, "Análise das Funções de Produção da Indústria de Fundição da Guanabara em Cross Section", Tese M. Sc., COPPE/UFRJ, Rio de Janeiro, Nov. 1970.
- 10- COSENZA, Carlos Alberto N., "Considerações sobre alguns Aspectos Microeconômicos importantes para os Estudos de Projetos Industriais", Tese LD (UFSC), Fpolis, Abril 1974.
- 11- HU, Teh-Wei, "Econometrics, an introductory analysis", University Park Press, Baltimore (USA), 1973.

- 12 - SIMONSEN, Mário H., "Teoria Microeconômica (vol. 2 - Teoria da produção)", FGV, Rio de Janeiro, 1968.
- 13 - VITAL, Sebastião M., "Economias de Escala em Bancos Comerciais Brasileiros", RBE, FGV, R.Janeiro, Vol. 27, nº 1, Jan/Mar. 1973.
- 14 - HENDERSON, J.M. e QUANDT, R.E., "Teoria Microeconômica", Editorial Ariel, Espanha, 1973.
- 15 - ARCHIBALD, G.C., e LIPSEY, R.G., "Tratamento Matemático da Economia", Zahar Editores, Rio de Janeiro, 1970.
- 16 - BILAS, Richard A., "Teoria Microeconômica", Forense-Universitária, Rio de Janeiro, 1973.
- 17 - WYNN, R.F., and HOLDEN K., "An Introduction to Applied Econometric Analysis", The Macmillan Press LTD, London (Britain), 1974.
- 18 - CEAG/SC, "Relatório Preliminar do Programa de Desenvolvimento do Gênero Têxtil de Santa Catarina", Fpolis, 1976.
- 19 - SDE-CEBRAE/IBAGESC-BRDE-FUNDESC-SIC-CODESUL, "Diagnóstico da Indústria Têxtil de Santa Catarina", Edeme, Fpolis, Julho 1975.
- 20 - FILHO, S. e YSMAR, V., "Tradutor de Linguagem Estatística", COPPE/UFRJ, Rio de Janeiro, Publicação nº 48, 1968.
- 21 - ROCCA, Carlos A., "Economias de Escala na Função de Produção", Tese Ph.D., FCEA/USP, S.Paulo 1967.
- 22 - CEPAL, "Economias de Escala en la Industria Têxtil", documento apresentado ao Seminário sobre Programação Industrial, São Paulo, março 1973.
- 23 - JOHNSTON, J., "Métodos Econométricos", Editôra Atlas S/A, S. Paulo 1971.

- 24 - BARBANCHO, Alfonso G., "ECONOMETRIA, fundamentos e possibilidades", Forum Editôra, Rio de Janeiro, 1970.
- 25 - MONTELLO, Jessé, "Estatística para Economistas", Apec, Rio de Janeiro, 1970.
- 26 - THEIL, H., "Agregacion Lineal de Relaciones Economicas", Aguillar, Madrid, 1959.
- 27 - LESER, C.E.V., "Econometric Techniques and Problems", Charles Griffin & Co. Ltd., London, 1969.
- 28 - LELE, P.T., and O'LEARY J.W., "Applications of Production Functions in Management Decisions", AIIE Transactions, March 1972, vol. 4, nº 1.



MATRIZ DADOS	9OBSERVACOES	5VAIAV	EIS	4	5
VARIABLE	1	2	3		
OBS. 1	0.553000E 03	0.737000E 03	0.1135000E 07	0.4790000E 03	0.8408001E 04
OBS. 2	0.1730000E 03	0.1420000E 03	0.4340000E 06	0.2150000E 03	0.6754000E 04
OBS. 3	0.7800001E 02	0.1610000E 03	0.1660000E 06	0.1170000E 03	0.3415000E 04
OBS. 4	0.1640000E 03	0.2880000E 03	0.3625020E 06	0.8900001E 02	0.3856000E 04
OBS. 5	0.1290000E 03	0.2730000E 03	0.4004000E 06	0.1030000E 03	0.5626000E 04
OBS. 6	0.1210000E 03	0.2470000E 03	0.2647070E 06	0.6700001E 02	0.3494000E 04
OBS. 7	0.1750000E 03	0.1730000E 03	0.2391121E 06	0.1380000E 03	0.3090000E 04
OBS. 8	0.1120000E 03	0.3060000E 03	0.2096000E 06	0.1380000E 03	0.5328000E 04
OBS. 9	0.4060000E 03	0.3500000E 03	0.1473900E 07	0.5560001E 03	0.1414100E 05

\*\*LOG 1 1

\*\*LOG 2 2

\*\*LOG 3 3

\*\*LOG 4 4

\*\*LOG 5 5

\*\*CORRELACIONE 5 9 1,2,3,4,5

NO. DE VAR.	5	NO. DE OBS.	9		COEF. DE VAR.
ARIÁVEL	MEDIA	DESV. PADRAO			
1	0.5163382E 01	0.5885673E 00			0.1139887
2	0.5572936E 01	0.4685801E 00			0.0840813
3	0.1289910E 02	0.7252060E 00			0.0562214
4	0.5089757E 01	0.6893428E 00			0.1354372
5	0.8579505E 01	0.4710892E 00			0.0549086

MATRIZ DE CORRELAÇÃO

	1	2	3	4	5
1	1.0000				
2	0.7123	1.0000			
3	0.9541	0.5221	1.0000		
4	0.8542	0.5097	0.8535	1.0000	
5	0.7466	0.5277	0.7041	0.8687	1.0000

REGRESSAO MULTIPLA

VAR. INDEPENDENTES- 2, 3,  
VAR. DEPENDENTE- 1

ROUADRADO= 0.9733476E 00 ERRO PADRAO EST.= 0.1176822E 00 VALOR DE F= 0.1095597E 03

COEFICIENTES DA REGRESSAO ERRO PADRAO VALORDE T

B( 1, 1)= -0.5276316E 01  
B( 1, 2)= 0.3697407E 00 0.9816117E-01 0.3766669E 01  
B( 1, 3)= 0.6495923E 00 0.6342525E-01 0.1024186E 02

OBS.	VERDADEIRO	ESTIMADW	DESVIO
1	0.6315357E 01	0.6221638E 01	0.9371854E-01
2	0.5153291E 01	0.4988242E 01	0.1650095E 00
3	0.4356708E 01	0.4410418E 01	-0.5370999E-01
4	0.5099865E 01	0.5132803E 01	-0.3293801E-01
5	0.4859811E 01	0.4728001E 01	0.1318102E 00
6	0.4795790E 01	0.4871785E 01	-0.7599450E-01
7	0.5164785E 01	0.5202176E 01	-0.3739071E-01
8	0.4718498E 01	0.4799351E 01	-0.8085347E-01
9	0.6006352E 01	0.6116034E 01	-0.1096820E 00

ESTE DE VON NEUMAN  
ALOR DE Q- 0.1539037E 01

REGRESSAO MULTIPLA

VAR. INDEPENDENTES- 2, 3, 4,

VAR. DEPENDENTE- 1

ROUADRADO= 0.9750039E 00 ERRO PADRAO ES.= 0.1248446E 00 VALOR DE F= 0.6500994E 02

COEFICIENTES DA REGRESSAO  
 B( 1, 1)= -0.4903279E 01  
 B( 1, 2)= 0.3610176E 00  
 B( 1, 3)= 0.5978446E 00  
 B( 1, 4)= 0.6740602E-01

ERRO PADRAO VALORDE T  
 0.1052323E 00 0.3430671E 01  
 0.1122900E 00 0.5324110E 01  
 0.1171001E 00 0.5756270E 00

OBS.	VERDADEIRO	ESTIMADO	DESVIO
1	0.6315357E 01	0.6231612E 01	0.8374501E-01
2	0.5153291E 01	0.5008372E 01	0.1449194E 00
3	0.4356708E 01	0.4438130E 01	-0.8142186E-01
4	0.5099865E 01	0.5096587E 01	0.3278732E-02
5	0.4859811E 01	0.4732773E 01	0.1270380E 00
6	0.4795790E 01	0.4834008E 01	-0.3824806E-01
7	0.5164785E 01	0.5179432E 01	-0.1464748E-01
8	0.4718498E 01	0.4820519E 01	-0.1020212E 00
9	0.6006352E 01	0.6129029E 01	-0.1226768E 00

ESTE DE VON NEUMAN  
 ALOR DE G- 0.1455173E 01

REGRESSAO MULTIPLA

VAR. INDEPENDENTES- 2, 3, 4, 5,

VAR. DEPENDENTE- 1

ROUADRADO= 0.9752594E 00 ERRO PADRAO ES.= 0.1388651E 00 VALOR DE F= 0.3941923E 02

COEFICIENTES DA REGRESSAO	ERRO PADRAO	VALORDE T
B( 1, 1)= -0.5155749E 01	0.1204064E 00	0.2950634E 01
B( 1, 2)= 0.3552753E 00	0.1272430E 00	0.4737294E 01
B( 1, 3)= 0.6027874E 00	0.1872316E 00	0.2138944E 00
B( 1, 4)= 0.4004780E-01	0.2062642E 00	0.2034072E 00
B( 1, 5)= 0.4195563E-01		

OBS.	VERDADEIRO	ESTIMADO	DESVIO
1	0.6315357E 01	0.6220444E 01	0.9491254E-01
2	0.5153291E 01	0.5014634E 01	0.1386576E 00
3	0.4356708E 01	0.4426957E 01	-0.7024861E-01
4	0.5099865E 01	0.5098513E 01	0.1352310E-02
5	0.4859811E 01	0.4743927E 01	0.1158838E 00
6	0.4795790E 01	0.4838925E 01	-0.4313469E-01
7	0.5164785E 01	0.5164926E 01	-0.1707077E-03
8	0.4718498E 01	0.4820928E 01	-0.1024599E 00
9	0.6006352E 01	0.6141165E 01	-0.1348133E 00

ESTE DE VON NEUMAN  
ALOR DE Q- 0.1328117E 01

APENDICE 2

\* \* \* \* \*

\* ESTIMATIVAS DAS VARIANCIAS RESIDUAIS PARA DOIS ESTRATOS DA AMOSTRA ORIGINAL \*

\* VISANDO DETECTAR A PRESENCA DE HETEROSCEDASTICIDADE \*

\* \* \* \* \*

\* LEIA 3 5

\* VARIABEL 1 = PRODUCAO EQUIVALENTE TITULO 20 , VARIABEL 2 = PESSOAL OCUPADO ,

\* VARIABEL 3 = ENERGIA CONSUMIDA.

\*\*LISTE

MATRIZ DADOS	5OBSERVACOES	3VARIAB	EIS
VARIABLE	1	2	3
OBS. 1	0.1640000E 03	0.2880000E 03	0.3625020E 06
OBS. 2	0.7800001E 02	0.1610000E 03	0.1660000E 06
OBS. 3	0.1290000E 03	0.2730000E 03	0.2004000E 06
OBS. 4	0.5530001E 03	0.7370001E 03	0.1135000E 07
OBS. 5	0.1730000E 03	0.1420000E 03	0.4340000E 06

\*\*LOG 1 1

\*\*LOG 2 2

\*\*LOG 3 3

\*\*CORRELACIONE 3 5 1,2,3

NO. DE VAR.	3	NO. DE OBS.	5
ARIAVEL	MEDIA	DESV. PADRAU	COEF. DE VAR.
1	0.5157006E 01	0.6440273E 00	0.1248839
2	0.5582448E 01	0.5816522E 00	0.1041930
3	0.1279030E 02	0.6776270E 00	0.0529797

MATRIZ DE CORRELACAO

	1	2	3
1	1.0000		
2	0.8394	1.0000	
3	0.9727	0.7240	1.0000

REGRESSAO MULTIPLA

VAR.INDEPENDENTES-- 2, 3,

VAR.DEPENDENTE- 1

RQUADRADO= 0.9846893E 00 ERRO PADRAO EST.= 0.1260011E 00 VALOR DE F= 0.6431295E 02

COEFICIENTES DA REGRESSAO  
 B( 1, 1)= -0.5923699E 01  
 B( 1, 2)= 0.3145648E 00  
 B( 1, 3)= 0.7290415E 00

ERRO PADRAO VALORDE T  
 0.1404509E 00 0.2239678E 01  
 0.1205583E 00 0.6047209E 01

OBS.	VERDADEIRO	ESTIMADQ	DESVIO
1	0.5099865E 01	0.5189970E 01	-0.9010507E-01
2	0.4356708E 01	0.4437621E 01	-0.8091260E-01
3	0.4859811E 01	0.4741090E 01	0.1187811E 00
4	0.6315357E 01	0.6317641E 01	-0.2284050E-02
5	0.5153291E 01	0.5098769E 01	0.5452252E-01

ESTE DE VON NEUMAN  
 ALOR DE Q- 0.1821764E 01

\*\*LEIA 3 4

\* VARIABEL 1 = PRODUCAO EQUIVALENTE TITULO 20 , VARIABEL 2 = PESSOAL OCUPADO ,

\* VARIABEL 3 = ENERGIA CONSUMIDA.

\*\*LISTE

MATRIZ DADOS	4OBSERVACOES	2	3VARIAB	EIS
VARIABLE	1			3
OBS. 1	0.4060000E 03	0.3500000E 03	0.1473900E 07	
OBS. 2	0.1210000E 03	0.2470000E 03	0.2647070E 06	
OBS. 3	0.1120000E 03	0.3060000E 03	0.2096000E 06	
OBS. 4	0.1750000E 03	0.1730000E 03	0.5391121E 06	

\*\*LOG 1 1

\*\*LOG 2 2

\*\*LOG 3 3

\*\*CORRELACIONE 3 4 1,2,3

N.O. DE VAR.	3	NO. DE OBS.	4	COEF. DE VAR.
ARIAVEL	MEDIA	DESV. PADRAO		
1	0.5171356E 01	0.5107327E 00		0.0987618
2	0.5561048E 01	0.2652201E 00		0.0478722
3	0.1303510E 02	0.7539881E 00		0.0582264

MATRIZ DE CORRELAÇÃO

	1	2	3
1	1.0000		
2	0.3610	1.0000	
3	0.9898	0.2249	1.0000

REGRESSAO MULTIPLA

VAR. INDEPENDENTES- 2, 3,  
 VAR. DEPENDENTE- 1

RQUADRADO= 0.9999074E 00 ERRO PADRAO EST.= 0.9838596E-02 VALOR DE F= 0.5389032E 04

COEFICIENTES DA REGRESSAO  
 B( 1, 1)= -0.4778739E 01  
 B( 1, 2)= 0.2797474E 00  
 B( 1, 3)= 0.6439847E 00

ERRO PADRAO	VALORDE T
0.1896421E-01	0.1475133E 02
0.6651823E-02	0.9681327E 02

OBS.	VERDADEIRO	ESTIMADO	DESVIO
1	0.6006352E 01	0.6006786E 01	-0.4339218E-03
2	0.4795790E 01	0.4803531E 01	-0.7740975E-02
3	0.4718498E 01	0.4713132E 01	0.5365372E-02
4	0.5164785E 01	0.5161981E 01	0.2803802E-02

ESTE DE VON NEUMAN  
 ALOR DE Q- 0.2394917E 01

APENDICE 3

\* \* \* \* \*

\* ARTIFICIO SUGERIDO PELO PROF. ROCCA PARA MEDIR O GRAU DOS RETORNOS DE ESCALA \*

\* \* \* \* \*

\*\*LEIA 3 9

\* VARIABEL 1 = PRODUCAO EQUIVALENTE TITULO 20/PESSOAL OCUPADO VARIABEL 2 =

\* PESSOAL OCUPADO VARIABEL 3 = ENERGIA CONSUMIDA/PESSOAL OCUPADO.

\*\*LISTE

MATRIZ DADOS 9OBSERVACOES 3VAIAV EIS  
VARIABLE 1 2 3

OBS. 1	0.750300E 04	0.737000E 03	0.154000E 04
OBS. 2	0.121830E 05	0.142000E 03	0.305600E 04
OBS. 3	0.484500E 04	0.161000E 03	0.103100E 04
OBS. 4	0.569400E 04	0.288000E 03	0.125900E 04
OBS. 5	0.472500E 04	0.273000E 03	0.734000E 03
OBS. 6	0.489900E 04	0.247000E 03	0.107200E 04
OBS. 7	0.101160E 05	0.173000E 03	0.311600E 04
OBS. 8	0.366000E 04	0.306000E 03	0.850000E 03
OBS. 9	0.116000E 05	0.350000E 03	0.421100E 04

\*\*LOG 1 1

\*\*LOG 2 2

\*\*LOG 3 3

\*\*CORRELACIONE 3 9 1,2,3

NO. DE VAR.	3	NO. DE OBS.	9		COEF. DE VAR.
ARIAVEL				DESV. PADRAO	
1	0.8800771E 01	0.4160348E 00			0.0472725
2	0.5572936E 01	0.4685801E 00			0.0840813
3	0.7326189E 01	0.6249328E 00			0.0853012

MATRIZ DE CORRELA- AO

	1	2	3
1	1.0000		
2	-0.1186	1.0000	
3	0.9727	-0.1438	1.0000

REGRESSAO MULTIPLA

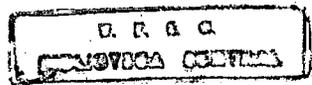
VAR.INDEPENDENTES- 2, 3,  
 VAR.DEPENDENTE- 1

RQUADRADO= 0.9466313E 00 ERRO PADRAO EST.= 0.1177115E 00 VALOR DE F= 0.5321257E 02

COEFICIENTES DA REGRESSAO VALORDE T  
 B( 1, 1)= 0.3934128E 01  
 B( 1, 2)= 0.1925004E-01 0.2274992E 00  
 B( 1, 3)= 0.6496372E 00 0.1023926E 02

OBS.	VERDADEIRO	ESTIMADO	DESVIO
1	0.8923057E 01	0.8829263E 01	0.9379388E-01
2	0.9407796E 01	0.9242744E 01	0.1650219E 00
3	0.8485702E 01	0.8539312E 01	-0.5360985E-01
4	0.8647167E 01	0.8680295E 01	-0.3312874E-01
5	0.8460622E 01	0.8328746E 01	0.1318760E 00
6	0.8496786E 01	0.8572893E 01	-0.7609750E-01
7	0.9221872E 01	0.9259208E 01	-0.3733635E-01
8	0.8205217E 01	0.8286000E 01	-0.8084298E-01
9	0.9358758E 01	0.9468410E 01	-0.1096515E 00

ESTE DE VON NEUMAN  
 ALOR DE Q- 0.1539612E 01



\*\*TERMINO