

# Uma Crítica das Estimativas da Elasticidade de Substituição Obtidas para a Indústria de Transformação (\*)

Roberto B. M. Macedo(\*\*)

## 1. INTRODUÇÃO

Este trabalho discute problemas de interpretação encontrados no decorrer de uma tentativa de estimar a elasticidade de substituição de uma função do tipo CES — elasticidade de substituição constante — com base nas condições de primeira ordem para a maximização do lucro da firma, tendo-se utilizado dados da indústria brasileira de transformação, ao nível de dois dígitos. Esse experimento foi feito com a finalidade de avaliar a estabilidade das estimativas já existentes<sup>(1)</sup>. Os resultados derivados da argumentação teórica desenvolvida e dos experimentos realizados mostram que conclusões usualmente obtidas com esse tipo de enfoque podem ser ilusórias, tanto no que se refere ao valor da elasticidade de substituição como à relação inversa entre quantidades e preços, no contexto de uma demanda de mão-de-obra.

---

(\*) Este trabalho é parte integrante da tese de doutoramento do autor, não publicada. (Harvard University, 1974). O autor agradece a orientação de Lance Taylor e Peter B. Doeringer.

(\*\*) O autor é Professor do Instituto de Pesquisas Econômicas da Universidade de São Paulo.

(1) V. o apêndice.

O esquema do trabalho foi definido da seguinte forma: a seção 2 apresenta o argumento básico, ligado ao exame de equações que resultam das condições de primeira ordem. A seção 3 amplia a discussão para equações usualmente interpretadas como uma demanda de mão-de-obra. A seção 4 apresenta alguns comentários adicionais. A evidência empírica é apresentada ao longo do trabalho, em seguida à discussão dos problemas teóricos.

## 2. O ARGUMENTO BÁSICO

As estimativas da elasticidade de substituição que aparecem na literatura mostram, em geral, um valor abaixo da unidade, no caso de estudos baseados em séries temporais. No caso de estimativas derivadas de "cross sections", os resultados obtidos mostram que as estimativas são ligeiramente inferiores à unidade e relativamente maiores que no caso de séries temporais. Esses resultados foram revistos por Nerlove [10] e Nadiri [9], entre outros. Jorgenson [6], com base numa revisão crítica dos estudos existentes, argumentou que, tanto para séries temporais como para "cross sections", as estimativas da elasticidade de substituição não são significativamente diferentes da unidade.

Para obtenção de uma estimativa da elasticidade de substituição, o modelo mais simples é

$$\frac{V}{L} = a w^\beta \quad (1)$$

onde  $V$  representa o valor adicionado,  $L$  o fluxo de serviços da mão-de-obra e  $w$  é o custo da mão-de-obra, cuja medição, na prática, é feita pelo salário médio. Supondo uma função de produção do tipo CES, preço do capital constante, rendimentos de escala constante e equilíbrio em concorrência perfeita, Arrow e outros [1] mostraram que  $\beta$  em (1) pode ser interpretado como a elasticidade de substituição, usualmente representada pela notação  $\sigma$ . A equação (1) resulta da condição de primeira ordem para a maximização do lucro da firma, no caso do ajustamento do fator trabalho.

A fonte dos problemas que serão discutidos é utilização do salário médio como medida do custo de mão-de-obra. Seja a seguinte identidade:

$$\frac{V}{L} \equiv A \frac{V}{W} \frac{W}{L} \quad (2)$$

onde  $A = 1$  e  $W$  é folha de salários total.  $V/W$  é então o recíproco da participação do trabalho na repartição do valor adicionado.

Esta identidade pode ser reescrita da seguinte forma:

$$\frac{V}{L} \equiv A \frac{V}{W} w \quad (3)$$

onde  $w = W/L$  é o salário médio.

A existência dessa identidade fornece uma interpretação alternativa para os resultados usualmente obtidos com (1), sendo possível mostrar que as conclusões derivadas desses resultados não são necessariamente válidas no caso brasileiro e podem não o ser em geral.

Uma comparação entre (1) e (3) mostra que:

(i) Se a participação do trabalho no valor adicionado for aproximadamente constante, as estimativas de  $\sigma$ , obtidas a partir de (1), deverão ser muito próximas da unidade, já que (3) revela que, se  $V/W$  for constante, haverá uma relação proporcional entre  $V/L$  e  $w$ . Isso é consistente com a teoria subjacente ao modelo (1), isto é, com  $\sigma = 1$  a participação do fator trabalho é constante.

(ii) Se  $V/W$  é variável, verifica-se que (3) difere de (1) pela omissão da variável  $V/W$  nesta última. Aqui duas alternativas se apresentam. Na primeira, a variável  $V/W$  é correlacionada com  $w$  e (3) mostra que as estimativas de  $\sigma$  através de (1) serão diferentes da unidade. Essa diferença dependerá da natureza da correlação entre  $V/W$  e  $w$  e, como será visto posteriormente, os resultados desse caso são consistentes com uma interpretação baseada na função CES quando  $\sigma \neq 1$ . O problema que se deseja destacar ocorre na segunda alternativa do caso de  $V/W$  variável. Se essa variação ocorre ao acaso,

isto é, se a correlação entre  $V/W$ , e  $w$  se aproxima de zero, então (3) mostra que também nesse caso serão obtidas estimativas de  $\sigma$  próximas da unidade. Todavia, nesse caso o resultado será uma elasticidade de substituição unitária juntamente com uma participação do trabalho variável, o que é inconsistente com a teoria neoclássica da produção e distribuição.

O argumento acima pode ser formulado com maior precisão. Para essa finalidade, os expoentes de  $V/W$  e  $w$  em (3) serão designados por  $\gamma_1$  e  $\gamma_2$ , respectivamente. Com isso, a identidade (3) pode ser reescrita:

$$\frac{V}{L} \equiv A \left(\frac{V}{W}\right)^{\gamma_1} w^{\gamma_2} \quad (4)$$

onde  $\gamma_1 = 1$ ,  $\gamma_2 = 1$  e  $A = 1$ .

Como (4) difere de (1), pela omissão de  $V/W$  nesta última, pode-se analisar as estimativas obtidas para  $\beta$  em (1) como se se tratasse de estimativas de  $\gamma_2$  em (4) se  $V/W$  fosse omitida em (4). Utilizando a fórmula de viés de especificação, verifica-se que:

$$\hat{\beta} = \hat{\gamma}_2 = \gamma_2 + \gamma_1 b_{sw} = 1 + b_{sw} \quad (5)$$

onde  $b_{sw}$  é o coeficiente de  $w$  na regressão log-linear de  $V/W$  sobre  $w$ <sup>(2)</sup>. Tendo em vista que as estimativas da elasticidade de substituição encontradas na literatura são, em geral, menores que a unidade,  $b_{sw}$  é, em geral, negativo. Isso equivale a dizer que o coeficiente de correlação entre  $V/W$  e  $w$  é negativo, ou que o coeficiente de correlação entre  $V/W$  é positivo, significando que a participação do trabalho no valor adicionado cresce com o aumento de  $w$ . Este resultado é consistente com o comportamento da participação do trabalho quando a elasticidade de substituição é menor que a unidade.

(2) Este resultado vem da análise do problema do viés de especificação em Econometria. Uma discussão simples é encontrada em Raio e Miller ([11], p. 29). A utilização da fórmula aqui não tem significado estatístico já que a estimação da identidade (4) não teria maior sentido e, portanto, não se poderia falar em "viés". A fórmula é aqui utilizada nos seus aspectos matemáticos.

Alguns exemplos poderão facilitar o entendimento do argumento acima. Estimando (1) para a Indústria Brasileira de Transformação (total), com base em uma "cross section" entre Estados para o ano de 1969, os resultados obtidos foram os seguintes<sup>(3)</sup>:

$$\begin{aligned} \text{Log (V/L)} &= 2.050 + 0.8073 \log w \quad R^2 = 88 & (6) \\ & (36.2) \quad (11.69) \end{aligned}$$

enquanto que a regressão de V/W sobre w mostrou esses resultados:

$$\begin{aligned} \log (V/W) &= 2.050 - 0.1927 \log w \quad R^2 = 0.12 & (7) \\ & (36.2) \quad (2.789) \end{aligned}$$

Assim, a diferença entre os coeficientes de log w em (6) e (7) é igual Y unidade, conforme se deduz de (5). A estimativa da elasticidade de substituição em (6) é menor que um. Isso implica que, à medida em que w cresce, a participação do trabalho aumenta. Essa interpretação é consistente com os resultados apresentados pela equação (7).

À medida em que o coeficiente de log w se aproxima de zero numa equação como (7), as estimativas da elasticidade de substituição se aproximarão da unidade na equação (6). Isto pode ser verificado de uma maneira mais clara pelos resultados obtidos para a indústria de processamento de madeira:

$$\begin{aligned} \log (V/L) &= 1.409 + 1.015 \log w \quad R^2 = 0.81 & (8) \\ & (3.652) \quad (1.648) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \log (V/W) &= 1.409 + 0.0148 \log w \quad R^2 = 0.01 & (9) \\ & (3.652) \quad (0.024) \end{aligned}$$

Resultados desse tipo, mostrando uma elasticidade de substituição aproximadamente igual à unidade, deverão ocorrer em dois casos: com a participação do trabalho aproximadamente constante com relação a w, ou com essa mesma participação variando ao acaso com relação a w. Esses dois casos são ilustrados pelos Gráficos 1 e 2 que se seguem, respectivamente. Mais formalmente, ambos os casos levariam a um valor de  $b_{sw} = 0$ ,

em (5), e, conseqüentemente, a  $\hat{\beta} = 1$ . O segundo caso, todavia, é inconsistente do ponto de vista teórico.

---

(3) Os números entre parênteses representam o "t" calculado. Os resultados relativos às várias indústrias componentes do setor são apresentados na coluna 2 do Apêndice.

GRÁFICO - 1

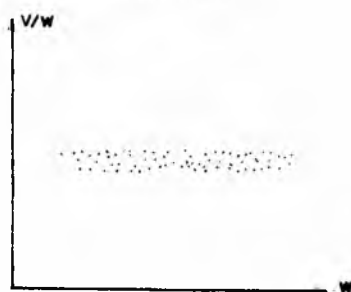


GRÁFICO - 2

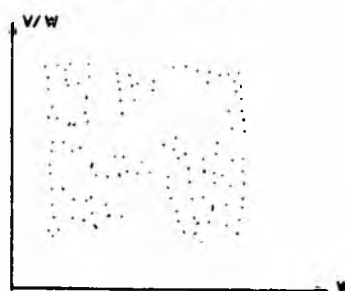


GRÁFICO - 3

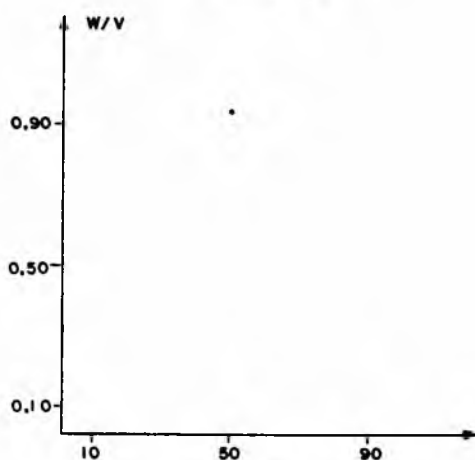
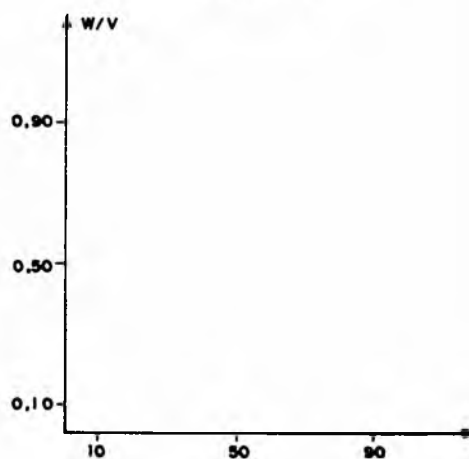


GRÁFICO - 4



Para clarificar ainda mais o assunto, foi feito um experimento onde dados foram simulados de tal forma a satisfazer os casos descritos nos Gráficos 3 e 4, a seguir. No Gráfico 3 a situação é tal que a participação do trabalho varia ao acaso com relação a  $w$ , tendo sido admitida uma variação dessa participação entre 0,05 e 0,95. No Gráfico 4, onde a participação do trabalho é aproximadamente constante, essa variação foi definida entre 0,45 e 0,55.

Como  $W/V \equiv (W/L)/(V/L)$ , com os valores de  $W/V$  e  $W/L = w$  que aparecem nos Gráficos 3 e 4, foi possível gerar os dados para  $V/L$  e estimar a equação (1), tendo-se obtido os seguintes resultados:

(i) para os dados obtidos do Gráfico 3:

$$\log (V/L) = 1.051 + 1.000 \log w \quad R^2 = 0.31 \quad (10)$$

(4.854)

(ii) para os dados obtidos do Gráfico 4:

$$\log (V/L) = 0.303 + 1.000 \log w \quad R^2 = 0.98 \quad (11)$$

(27.09)

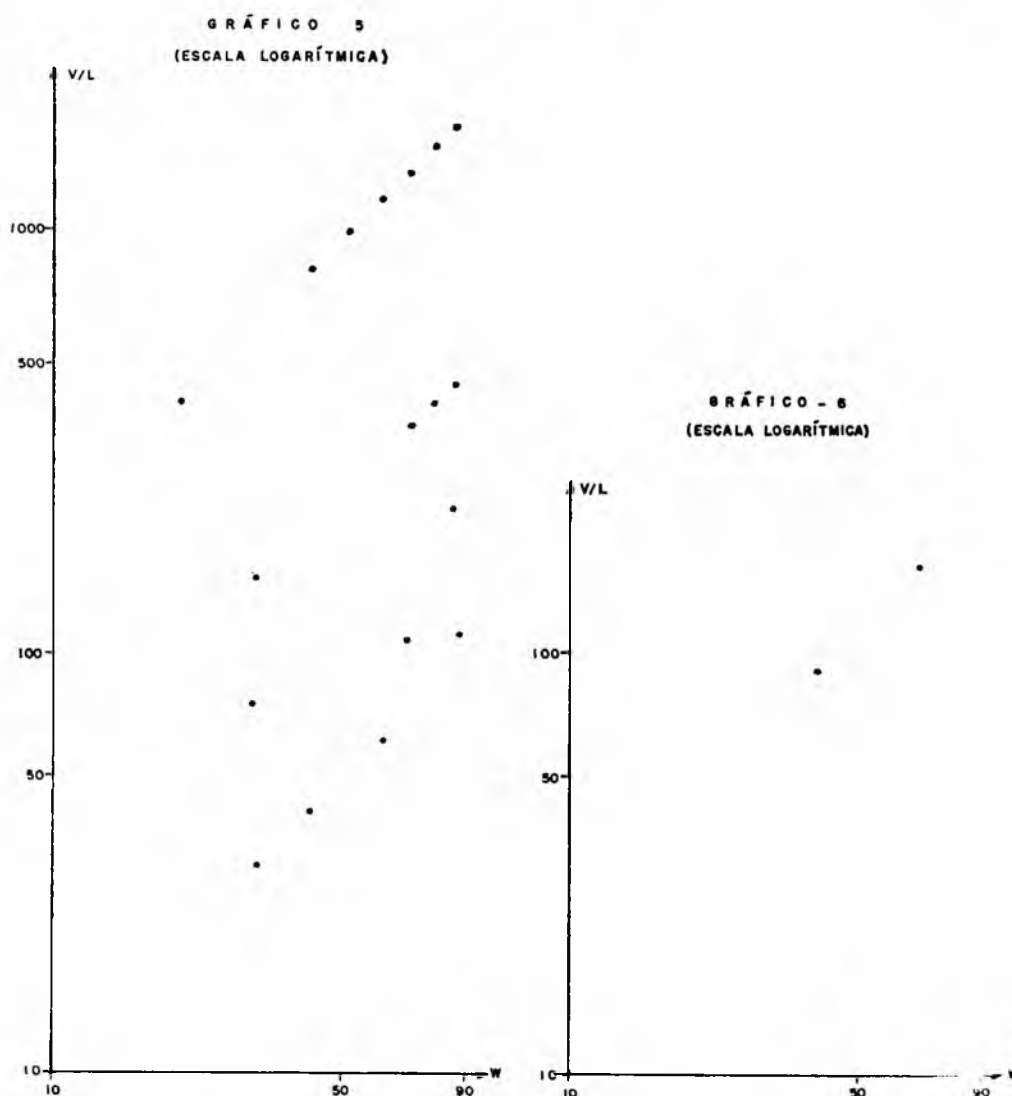
Dessa forma, o experimento realizado confirma o argumento teórico desenvolvido acima, ficando evidente que os resultados obtidos com a equação (1) podem ser ilusórios. Comparando as duas equações acima, pode-se verificar que não seria apropriado aceitar um resultado como (10) como evidência de uma tecnologia neoclássica tendo elasticidade de substituição unitária. resultado (11), entretanto, seria consistente com essa interpretação.

Observando os valores de  $R^2$  e “t” dos dois resultados acima, pode-se verificar que quanto maiores o  $R^2$  e o “t”, os resultados estarão mais próximos do caso em que não há inconsistência teórica, no contexto do experimento realizado. Isto também pode ser verificado pelo exame dos dois gráficos abaixo. No Gráfico 5 está representada a dispersão entre  $V/L$  e  $w$ , que corresponde ao Gráfico 3 e ao resultado (10); o Gráfico 6, corresponde ao Gráfico 4 e ao resultado (11). Observa-se que cada linha horizontal nos Gráficos 3 e 4 corresponde a uma relação proporcional entre  $V/L$  e  $w$  e, portanto, gera uma linha reta com declividade unitária nos Gráficos 5 e 6, respectivamente. A regressão entre  $\log (V/L)$  e  $\log w$  é simplesmente a média dessas retas e, portanto, também terá declividade unitária. Os elevados valores do  $R^2$  e “t’s” calculados refletem a menor dispersão dos pontos no Gráfico 6<sup>(4)</sup>.

(4) O uso do  $R^2$  e do “t” para distinguir entre resultados ambíguos ou não ambíguos não pode ser aplicado em geral. Em primeiro lugar, essa comparação torna-se difícil na presença de graus de liberdade diversos. Em segundo lugar, o Gráfico 5 mostra que para participação do trabalho acima de 0.50, a dispersão dos pontos é reduzida, embora os valores dessa participação variem consideravelmente (as primeiras três linhas de baixo para cima no Gráfico 5 representam participação do trabalho com valores iguais a 0.95, 0.80 e 0.60, respectivamente).

“Mutatis mutandis”, o argumento desenvolvido acima pode ser reformulado para o caso dos resultados obtidos com outras equações que é comumente utilizada para obter estimativas da elasticidade de substituição. Essa equação é

$$(K/L) = [(1 - \delta)/\delta]^{-\sigma} (w/c)^{\sigma} \quad (12)$$



onde  $K$  é capital,  $c$  é o custo do capital para o usuário e  $\delta$  é o parâmetro de distribuição da função de produtos CES. Essa equação é derivada das condições de primeira ordem, quando o processo de ajustamento inclui tanto o fator trabalho quanto o fator capital. No caso da equação (12), a identidade que serve de base para o argumento é



$$(K/L) \equiv (Kc/Lw) (w/c) \quad (13)$$

Em lugar da participação do trabalho e do salário médio, que aparecem no lado direito de (3), aparecem agora a razão entre a participação dos dois fatores e a razão entre seus preços médios, admitindo-se que  $c$  também é medido sob forma de média.

Do ponto de vista empírico, a questão básica levantada pelo argumento acima é se a participação do trabalho é variável ou constante, quando se obtêm estimativas da elasticidade de substituição próximas da unidade. A discussão continuará tendo como base as estimativas apresentadas na coluna 2 do Apêndice.

Os testes estatísticos realizados levaram à conclusão de que apenas três casos (total, indústria química e indústria de bebidas) as estimativas de  $\sigma$  são significativamente diferentes da unidade. No que se refere à participação do trabalho, a evidência obtida é a seguinte. Na Tabela 1 aparece a participação do trabalho no valor adicionado, para o caso de operários. Na Tabela 2, a mesma variável se refere ao total de trabalhadores. Além dos operários, este grupo inclui os que trabalham na parte administrativa. Em ambas as tabelas, a média e o coeficiente de variação de  $W/V$  entre estados são apresentados na parte de baixo.

As tabelas 1 e 2 mostram considerável variação da participação do trabalho entre estados, para a maior parte das indústrias. Como o quadro que emerge de ambas é essencialmente o mesmo, os comentários serão restritos à primeira tabela. As estimativas de  $\sigma$  apresentadas na coluna (2) do Apêndice foram baseadas em dados para operários apenas e, portanto, podem ser relacionadas aos dados apresentados na Tabela 1. Para as indústrias 04, 05, 07, 09, 17, 18, e 21, as estimativas de  $\sigma$  são, por si mesmas, muito próximas da unidade (1.076, 0.950, 1.015, 0.973, 1.046, 0.962 e 1.037, respectivamente). Todavia, mesmo para essas indústrias a participação do trabalho mostra variações importantes. Um caso extremo é o da indústria 07, para o qual a estimativa de  $\sigma$  é 1.015 e o coeficiente de variação da participação do trabalho é 0.48!

É interessante verificar que o menor coeficiente de variação encontrado foi aquele relativo ao total da indústria de transformação (0.13). Isso indicaria que  $W/V$  é relativamente constante para o setor com um todo, mas, como foi verificado

TABELA 1

## PARTICIPAÇÃO DO TRABALHO (OPERÁRIOS) NO VALOR ADICIONADO TOTAL - 1969

Estado	Indústria (*)																				
	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
SP	.17	.17	.21	.20	.18	.24	.17	.24	.17	.13	.24	.12	.06	.05	.16	.21	.19	.09	.07	.10	.25
PA	.17	.08	.22	-	-	.16	.40	.28	.12	.16	.29	.29	.11	.12	.23	.20	.09	.18	.09	.09	.23
MA	.11	.23	.44	.09	-	-	.18	.27	.23	.10	.23	.05	.21	.10	-	.15	.21	.08	-	.20	.29
PI	.12	.25	.16	.38	-	-	.30	.20	-	.15	.26	.05	.23	.12	-	.03	.26	.10	-	.24	.31
CE	.12	.16	.11	.18	.25	.22	.20	.16	.21	.14	.16	.13	.06	.14	.28	.09	.17	.10	.18	.11	.24
RN	.14	.30	.17	-	-	.19	.25	.21	.33	.18	.19	.08	.13	.12	.21	.07	.19	.14	-	.12	.30
PB	.14	.11	.16	.19	-	.46	.22	.24	.18	.20	.21	.06	-	.10	.23	.13	.31	.13	.31	.18	.37
PE	.14	.13	.14	.19	.11	.14	.27	.20	.35	.14	.25	.11	.08	.07	.11	.22	.21	.14	.06	.09	.17
AL	.16	.22	-	.25	-	.13	.14	.26	.17	.11	.29	.06	.14	.18	.19	.18	.17	.09	.16	.12	.26
SE	.17	.14	.21	.36	-	.24	.30	.30	.23	.19	.15	.14	.09	.11	-	.22	.38	.14	.24	.19	.35
BA	.16	.16	.15	.15	.22	.21	.20	.19	.21	.14	.18	.17	.10	.11	.09	.24	.33	.11	.13	.11	.31
MG	.16	.14	.16	.21	.14	.15	.18	.23	.13	.14	.24	.07	.16	.12	.17	.24	.25	.09	.06	.11	.32
ES	.15	.12	.37	.15	.20	.36	.15	.20	-	-	.16	.05	.19	.07	.43	.17	.20	.09	-	.17	.24
RJ	.16	.17	.25	.20	.14	.14	.17	.23	.11	.11	.25	.09	.07	.10	.21	.26	.21	.12	.13	.09	.21
GB	.16	.18	.17	.12	.19	.24	.27	.21	.18	.14	.31	.11	.07	.09	.09	.18	.26	.13	.10	.15	.25
PR	.13	.18	.19	.43	.13	.22	.15	.28	.20	.11	.22	.10	.04	.08	.14	.07	.23	.06	-	.13	.29
SC	.17	.27	.21	.22	.12	.24	.16	.23	.19	.20	.18	.15	.08	.20	.11	.21	.19	.10	.25	.14	.26
AM	.15	.29	.37	-	-	.36	.63	.30	.14	.06	.14	.25	-	.08	-	.12	.19	.15	.08	.10	.08
RS	.17	.19	.23	.21	.13	.23	.17	.23	.20	.20	.19	.08	.15	.11	.18	.18	.24	.12	.14	.12	.20
MT	.13	.12	.18	.13	-	.39	.19	.41	-	-	.14	.33	-	.37	-	.04	.25	.10	-	.18	.27
GO	.11	.24	.25	.36	.18	.27	.22	.25	.17	.16	.20	.09	.20	.23	-	.13	.23	.06	-	.04	.35
Média	.15	.18	.22	.22	.16	.24	.23	.25	.20	.14	.21	.12	.12	.12	.19	.16	.23	.11	.14	.13	.26
S.V.	.13	.33	.36	.41	.25	.38	.48	.20	.30	.36	.24	.67	.50	.58	.42	.44	.26	.27	.57	.38	.27

Fonte: I.B.G.E. (1969)

(\*) A codificação adotada para as indústrias consta do Apêndice e das tabelas 3, 4 e 5

TABELA 2

## PARTICIPAÇÃO DO TRABALHO (OPERÁRIOS E ADMINISTRAÇÃO) NO VALOR ADICIONADO TOTAL - 1969

Estado	Indústria (*)																				
	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
SP	.27	.25	.33	.32	.29	.36	.28	.36	.25	.18	.33	.20	.20	.13	.25	.28	.28	.15	.11	.19	.28
PA	.27	.13	.38	-	.24	.54	.37	.30	.25	.38	.41	.22	.22	.22	.36	.24	.16	.29	.17	.24	.41
MA	.18	.33	.52	.26	-	.33	.35	.65	.38	.29	.11	.27	.12	-	.19	.26	.15	-	.41	.43	
PI	.20	.37	.21	.45	-	.46	.35	-	.37	.40	.09	.32	.22	-	.08	.46	.18	-	.38	.43	
CE	.19	.28	.18	.28	.38	.35	.34	.27	.38	.23	.27	.23	.15	.20	.38	.13	.25	.16	.34	.27	.44
RN	.21	.41	.33	-	-	.25	.37	.38	.44	.38	.29	.12	.27	.22	.29	.12	.24	.23	-	.28	.41
PB	.20	.18	.22	.31	-	.69	.33	.32	.29	.46	.31	.09	-	.17	.24	.18	.43	.21	.45	.31	.53
PE	.23	.19	.24	.35	.20	.23	.43	.32	.48	.22	.44	.19	.17	.11	.25	.31	.29	.24	.11	.21	.31
AL	.23	.30	-	.36	-	.29	.20	.37	.21	.32	.42	.11	.31	.22	.26	.22	.19	.14	.20	.17	.39
SE	.25	.21	.42	.40	-	.36	.46	.36	.39	.46	.29	.21	.30	.20	-	.31	.45	.20	.26	.28	.44
BA	.27	.24	.24	.36	.29	.39	.32	.29	.29	.23	.27	.28	.22	.23	.21	.32	.45	.21	.17	.26	.50
MG	.22	.21	.22	.32	.23	.22	.22	.33	.21	.25	.33	.13	.36	.24	.29	.29	.34	.16	.09	.27	.44
ES	.21	.16	.61	.21	.30	.47	.19	.25	-	.26	.07	.35	.15	.62	.22	.27	.15	-	.29	.33	
RJ	.23	.22	.31	.28	.31	.25	.24	.33	.18	.13	.32	.14	.14	.17	.30	.32	.27	.15	.21	.22	.34
GB	.26	.25	.27	.20	.30	.39	.37	.37	.29	.21	.40	.19	.20	.22	.16	.23	.37	.24	.13	.23	.40
PR	.19	.23	.27	.60	.21	.28	.20	.37	.28	.17	.32	.15	.23	.18	.27	.09	.31	.10	-	.23	.41
SC	.24	.33	.29	.31	.17	.36	.21	.30	.25	.30	.25	.22	.30	.33	.18	.27	.26	.16	.30	.25	.37
AM	.22	.41	.50	-	-	.68	.79	.41	.14	.08	.20	.28	-	.21	-	.16	.32	.24	.14	.23	.21
RS	.24	.27	.30	.30	.25	.32	.23	.32	.27	.32	.26	.12	.29	.22	.28	.24	.33	.19	.21	.21	.31
MT	.19	.17	.25	.17	-	.60	.26	.52	-	-	.22	.43	-	.45	-	.05	.37	.15	-	.28	.39
GO	.17	.31	.32	.60	.27	.34	.32	.38	.25	.36	.23	.18	.36	.34	-	.16	.34	.11	-	.16	.47
Média	.22	.26	.32	.34	.27	.37	.34	.35	.31	.26	.31	.19	.26	.22	.29	.21	.32	.19	.21	.26	.39
C.V.	.14	.31	.34	.32	.19	.38	.41	.14	.39	.46	.23	.47	.27	.36	.34	.38	.25	.29	.48	.23	.18

Fonte: I.B.G.E. (1969)

(\*) A codificação adotada para as indústrias consta do Apêndice e das tabelas 3, 4 e 5.

pelos resultados (6) e (7), a menor variância de  $W/V$  encontrada apareceu, nesse caso, correlacionada com  $w$ , de tal forma que a hipótese  $\sigma = 1$  foi rejeitada. Trata-se, evidentemente, de um efeito da agregação, dado que os resultados obtidos para os componentes do agregado não são os mesmos.

Pode-se concluir, portanto, que as estimativas da elasticidade de substituição obtidas, no caso brasileiro, a partir de dados de "cross section" entre estados, são cobertas de ambiguidade. Elas mostram elasticidades de substituição que não diferem significativamente da unidade, mas, conforme foi demonstrado, esse resultado pode ser também interpretado como um acidente estatístico, criado pela natureza da equação e da medida de  $w$ , utilizadas no trabalho de estimativa, juntamente com variações de  $W/V$  não explicadas pelo modelo subjacente ao experimento<sup>(5)</sup> Tyler [12] realizou um estudo desse tipo e, encontrando valores de  $\sigma$  próximos da unidade, concluiu que seus resultados indicavam amplas possibilidades para substituição de fatores. Como foi visto acima, as dificuldades envolvidas no experimento não permitem esse tipo de conclusão.

### 3. IMPLICAÇÕES PARA A ANÁLISE DE DEMANDA DE MÃO-DE-OBRA

O argumento desenvolvido na seção 2 será adaptado agora para o caso de análises da demanda de mão-de-obra baseada em equações do seguinte tipo:

$$L = a_1 V^{\beta_1} w^{\beta_2} \quad (14)$$

Essa equação, ou variações suas, tem sido muito utilizada na literatura. O sinal negativo encontrado para as estimativas de  $\beta_2$  é considerado evidência de que a demanda de mão-de-obra responde a variações nos respectivos custos, conforme a direção

---

(5) Deve-se notar que as variáveis utilizadas no trabalho de estimação são, em geral, medidas com outros erros além do associado ao salário médio. É uma questão aberta se melhorias na qualidade dos dados confirmariam essa conclusão. Outra questão discutível é a definição de limites para considerar a participação de fatores como aproximadamente constantes.

apontada pela teoria econômica convencional (por exemplo, Dhrymes [3], Williamson [13], Minasian [8], Bacha e outros [2], o último no caso da indústria brasileira de transformação).

A identidade (4) continuará a ser usada no argumento, podendo ser reescrita da seguinte forma:

$$L \equiv A \frac{W}{V} V w^{-1} \quad (16)$$

Uma comparação entre (14) e (15) mostra que, se a participação do trabalho for aproximadamente constante ou não correlacionada com  $V$  e  $w$ , as estimativas de  $\beta_1$  e  $\beta_2$  deverão situar-se muito próximas de um e menos um, respectivamente<sup>(6)</sup>. Para concentrar a discussão no sinal negativo usualmente encontrado para as estimativas de  $\beta_2$ , será imposta restrição  $\beta_1 = 1$ . Com isso (14) e (15) podem ser substituídas respectivamente pelas expressões (16) e (17) a seguir:

$$\frac{L}{V} = a_1 w^{\beta_2} \quad (16)$$

$$\frac{L}{V} \equiv A \frac{W}{V} w^{-1} \quad (17)$$

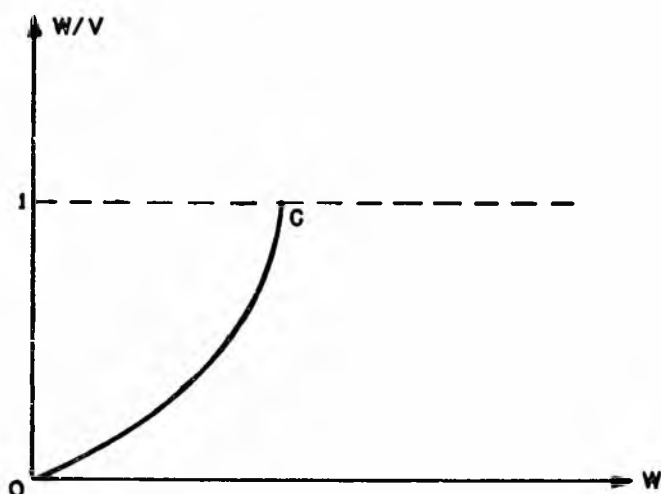
Desde que a especificação (16) é adotada, a probabilidade de obter uma estimativa de  $\beta_2$  não negativa é pequena. Pode-se verificar que, do ponto de vista econométrico, a diferença entre (16) e (17) é a omissão de  $W/V$  em (16). Recorrendo ao conceito de "viés" de especificação, tal como foi feito na seção 1, verifica-se que uma estimativa de  $\beta_2$  que não fosse negativa somente seria obtida se a regressão log-linear de  $W/V$  sobre  $w$  conduzisse a um coeficiente de  $w$  maior ou igual a um<sup>(7)</sup>.

(6) Por  $W/V$  não correlacionada com  $V$  e  $w$  entende-se: o coeficiente de correlação parcial entre  $W/V$  e  $V$ , excluído o efeito de  $w$ , e o coeficiente de correlação parcial entre  $W/V$  e  $w$ , excluído o efeito de  $V$ , devem ser aproximadamente iguais a zero.

(7) Esse resultado vem de  $\beta_2 = -1 + b'_{sw}$ , onde  $b'_{sw}$  é o coeficiente de  $w$  na regressão log-linear de  $W/V$  sobre  $w$ .

Cabe então discutir se é possível encontrar um resultado desse tipo. Um coeficiente maior que um para  $w$ , na regressão log-linear de  $W/V$  sobre  $w$ , significaria que a respectiva curva teria o formato da curva OC apresentada no Gráfico 7. Entretanto, a participação do trabalho no valor adicionado tem a unidade como limite e, à medida em que  $W/V$  se aproxima desse valor, aumentos dos salários não podem conduzir a aumentos mais que proporcionais em  $W/V$ .

GRÁFICO - 7



Dentro dessa perspectiva, parece pouco provável que uma curva como OC seja encontrada na análise de dados reais. Embora segmentos dessa curva possam ser observados, em decorrência de flutuações aleatórias, o modelo não poderia ser utilizado para projeção, em razão do limite a que  $W/V$  está sujeita. Para permitir uma extensão da discussão, algumas possibilidades teóricas para a relação entre  $W/V$  e  $w$  são apresentadas nos Gráficos de 8 a 12.

Comparando-se (16) e (1), pode-se verificar que  $-\beta_2 = \beta$  e, portanto, pode-se interpretar  $-\beta_2$  como uma estimativa da elasticidade de substituição. Se isso é feito, os casos dos Gráficos 8, 9, 10 e 11 representam situações em que  $\sigma < 1$ ,  $\sigma > 1$ ,  $\sigma = 1$ , e  $\sigma = 0$ , respectivamente<sup>(8)</sup>. O Gráfico 7 corresponderia a  $\sigma < 0$ ,

(8) Esses casos correspondem a  $b'_{sw}$  assumindo os seguintes valores:  $0 < b'_{sw} < 1$ ,  $b'_{sw} = 0$ ,  $b'_{sw} < 0^{sw}$  e  $b'_{sw} = 1$ , respectivamente (veja-se a nota de rodapé anterior).

que é um resultado absurdo do ponto de vista teórico, uma vez que indicaria que as firmas reagiriam a um aumento de salários via expansão do emprego. É verdade que a discussão sobre substituição de fatores basicamente envolve proporções fixas ( $\sigma = 0$ ) versus proporções variáveis ( $\sigma > 0$ ), mas não que a resposta das firmas indique que não há maximização de lucros ( $\sigma < 0$ ).

GRÁFICO - 8

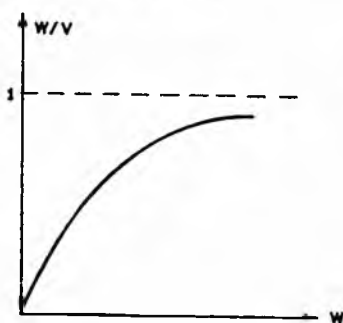


GRÁFICO - 9

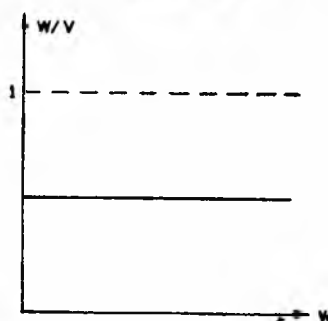


GRÁFICO - 10

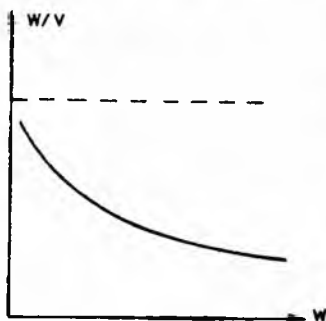


GRÁFICO - 11

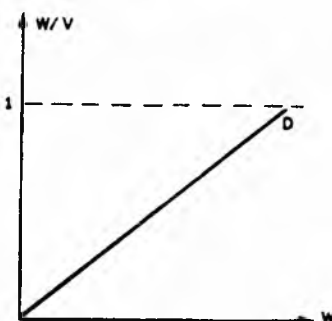
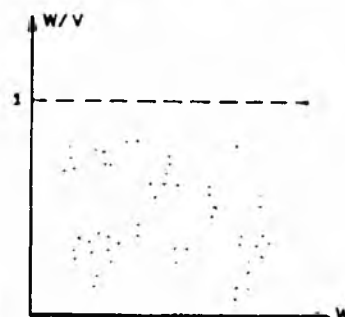


GRÁFICO - 12



O caso do Gráfico 11, que indicaria  $\sigma = 0$ , mostra que o modelo em discussão não é dos mais adequados para testar proporções fixas. Note-se que a linha OD no Gráfico 11 também não pode ultrapassar o limite em que  $W/V = 1$ . Se os salários se elevassem de forma significativa, a firma iria à falência, desde que não fosse possível alterar as proporções de fatores ou conter, via progresso tecnológico, a expansão de  $W/V$ . A questão que se coloca é saber se firmas chegam a falir de acordo com esse mecanismo pois, se isso ocorre, o teste empírico seria viesado contra proporções fixas, já que as firmas falidas não entram nas amostras usualmente utilizadas. Todavia, a absoluta

falta de informações faz com que essa questão seja deixada em aberto neste trabalho.

No caso do experimento que foi realizado aqui, os resultados indicam, conforme as tabelas 1 e 2, uma situação próxima da descrita no Gráfico 12. Como (16) é simplesmente (1) reescrita de outra forma, os resultados da estimação de (16) mostrariam novamente um coeficiente que não difere significativamente de um, em valor absoluto, mas desta vez com sinal negativo. Como já foi visto, não é possível interpretar esse coeficiente como uma elasticidade de substituição unitária. O sinal negativo, no caso, não reflete necessariamente proporções variáveis pois o caso do Gráfico 12 pode refletir tanto proporções fixas dentro de cada estado ou grupo de estados ou, ainda, diversas combinações de proporções variáveis. Nessas condições o sinal negativo não significa, necessariamente, que a proporção de fatores varia inversamente a seus preços relativos.

Para completar esta seção, alguns resultados empíricos são apresentados. Nos exemplos mostrados a seguir foi usada a equação (14) ao invés de (16). A equação (14) tem sido mais utilizada e não envolve a restrição  $\beta_1 = 1$ , imposta em (16). Sem essa restrição, todavia, a discussão anterior apresentaria resultados menos claros, pois seria necessário analisar o que ocorre com os coeficientes de  $V$  e  $w$  numa regressão log-linear de  $W/V$  sobre essas variáveis.

Novamente, os dados utilizados são as "cross sections" entre estados. Nas tabelas 3 e 4 são apresentados os resultados das regressões de  $L$  sobre  $V$  e  $w$ . Na tabela 3 os resultados correspondem a uma especificação log-linear, isto é, equação (14). Os coeficientes da variável que representa salários são todos negativos. Na tabela 4, os resultados correspondem a uma especificação que é simplesmente linear. Nesse caso, o sinal negativo desaparece em praticamente metade dos casos (12 em 21).

Ora, a experiência econométrica mostra que, de um modo geral, a simples passagem de uma forma log-linear para uma forma linear raramente altera o sinal dos coeficientes da variável de uma regressão. Isso também mostra que uma fórmula como (16) ou (14), com o salário médio do seu lado direito, condiciona os resultados do experimento no sentido de apresentarem um sinal negativo para o coeficiente dessa variável.



Como o argumento desenvolvido acima não depende, nos seus aspectos conceituais, do uso de "cross sections" ou de séries temporais, segue-se que o sinal negativo encontrado por Bacha e outros [2] para as estimativas de  $\beta_2$ , quando aplicando o modelo (14) a uma série temporal, não pode ser interpretado como refletindo necessariamente o comportamento de uma demanda de mão-de-obra sensível ao custo de salários. Isso porque esse sinal negativo tende a ser gerado pela própria forma funcional utilizada no trabalho de estimação, em conjunto com a adoção do salário médio como medida de  $w$ .

Como foi visto acima, para o caso de "cross sections" o abandono da fórmula log-linear é suficiente para colocar em dúvida o significado do sinal negativo da variável representativa dos salários na estimação dos modelos (14) e (16). Uma questão que emerge nesse contexto é se os dados de séries temporais seriam menos ambíguos quanto a essa questão, isto é, se o sinal negativo resistiria em maior grau ao abandono da fórmula que se demonstrou capaz de gerar esse sinal.

Para responder a essa questão foram utilizados os mesmos dados empregados por Bacha et. al. [2] na estimação da equação (16)<sup>(9)</sup>. A Tabela 5 mostra os resultados da estimação de uma função simplesmente linear ligando as mesmas variáveis dessa equação. Fica evidente que, nesse caso de série temporal, o sinal negativo encontrado para a variável salário não pode ser atribuído apenas aos problemas já discutidos anteriormente, uma vez que agora o sinal negativo não desaparece em 16 dentre as 18 equações.

Pode-se dizer então que para séries de tempo o fenômeno observado pode, sem maiores ambiguidades, ser aceito como indicativo do comportamento de uma demanda sensível ao custo de mão-de-obra? Essa questão envolve outro conjunto de problemas cujo exame foi feito separadamente<sup>(10)</sup>. Em resumo, a resposta encontrada para essa questão é negativa, tendo como base dois argumentos centrais. Em primeiro lugar, não há uma base sólida para a identificação, do ponto de vista econométrico, de (14) como uma função demanda no contexto de uma série temporal. Em segundo lugar, a utilização do salário médio

---

(9) Agradecemos a Edmar Bacha pela cessão dos próprios dados que utilizou em seu trabalho citado.

(10) Veja-se Macedo [7].

TABELA 3

RESULTADOS DE  $L = f(V, w)$ , LOG-LINEAR  
 — "CROSS SECTION" ENTRE ESTADOS — 1969

Indústria	constante	w	V	R <sup>2</sup>
01 Total	-2.088 (5.155)	-0.805 (4.657)	1.002 (25.044)	.99
02 Não-Metálicos	-0.884 (1.182)	-0.924 (2.706)	0.910 (10.910)	.94
03 Metalúrgica	-0.875 (3.106)	-0.037 (0.130)	0.836 (19.000)	.98
04 Mecânica	-1.522 (4.868)	-1.070 (2.248)	0.999 (13.915)	.98
05 Equip. Elétr.	-1.502 (6.249)	-0.396 (1.457)	0.901 (24.869)	.99
06 Mat. Transporte	-0.7125 (2.101)	-0.582 (1.918)	0.867 (13.017)	.98
07 Madeira	-0.685 (1.821)	-0.548 (1.438)	0.879 (15.950)	.96
08 Mobiliário	-0.908 (7.729)	-0.241 (1.911)	0.886 (46.510)	.99
09 Papel	-1.465 (6.033)	-0.759 (2.995)	0.955 (23.940)	.99
10 Borracha	-1.708 (3.430)	-0.965 (2.159)	0.948 (11.310)	.92
11 Couro	-1.282 (4.675)	-0.515 (2.076)	0.928 (19.240)	.98
12 Química	-1.343 (2.605)	-0.407 (2.232)	0.848 (13.950)	.94
13 Farmacêutica	-1.509 (4.907)	-0.990 (3.600)	0.903 (16.030)	.97
14 Cosméticos	-1.116 (4.074)	-0.470 (2.493)	0.814 (20.310)	.97
15 Plásticos	-0.899 (3.709)	-0.992 (6.738)	0.883 (25.890)	.98
16 Tecidos	-4.173 (4.817)	-1.257 (3.266)	1.220 (13.380)	.92
17 Vestuário	-1.312 (4.703)	-0.986 (6.089)	0.975 (27.280)	.98
18 Alimentação	-1.676 (3.220)	-0.914 (7.167)	0.945 (19.950)	.96
19 Bebidas	-1.265 (2.853)	-1.535 (6.635)	0.954 (14.430)	.95
20 Fumo	-1.569 (3.593)	-1.107 (4.768)	0.945 (15.860)	.96
21 Gráfica	-0.790 (1.546)	-0.528 (1.109)	0.882 (8.853)	.95

Nota: Os valores entre parênteses correspondem ao "t" calculado.

TABELA 4

RESULTADOS DE  $L = f(V,w)$ , LINEAR — "CROSS SECTION" ENTRE ESTADOS — 1969

Indústria	constante	w	V	R <sup>2</sup>
01 Total	1819.0 (0.204)	5599.0 (1.317)	0.038 (42.50)	.99
02 Não-Metálicos	351.6 (0.561)	343.7 (0.985)	0.051 (41.79)	.99
03 Metalúrgica	850.7 (0.761)	-142.7 (0.352)	0.045 (42.40)	.99
04 Mecânica	1121.0 (1.161)	-354.1 (0.935)	0.038 (29.51)	.99
05 Equip. Elétr.	533.3 (2.047)	-133.4 (1.429)	0.039 (20.67)	.99
06 Mat. Transporte	74.63 (0.172)	78.5 (0.482)	0.033 (63.11)	.99
07 Madeira	1288.0 (1.972)	-577.7 (1.608)	0.075 (27.13)	.98
08 Mobiliário	-966.3 (2.133)	856.1 (3.278)	0.061 (25.13)	.99
09 Papel	-639.8 (1.461)	601.2 (2.721)	0.038 (28.92)	.99
10 Borracha	81.47 (0.483)	44.30 (0.546)	0.026 (43.35)	.99
11 Couro	45.59 (0.506)	21.840 (0.404)	0.078 (42.65)	.99
12 Química	710.10 (1.664)	-225.6 (2.457)	0.022 (33.54)	.98
13 Farmacêutica	4.561 (0.047)	42.4 (1.296)	0.012 (48.73)	.99
14 Cosméticos	-66.24 (0.451)	113.2 (1.699)	0.011 (13.99)	.95
15 Plásticos	-0.433 (0.001)	-21.15 (0.241)	0.042 (23.92)	.98
16 Tecidos	1.575 (0.693)	85.29 (0.071)	0.064 (30.99)	.99
17 Vestuário	796.9 (1.061)	-61.670 (0.204)	0.078 (20.56)	.96
18 Alimentação	3556.0 (3.047)	-269.5 (0.795)	0.028 (15.74)	.93
19 Bebidas	662.6 (1.724)	-150.9 (1.205)	0.020 (4.009)	.57
20 Fumo	90.53 (0.533)	118.5 (1.383)	0.027 (27.02)	.99
21 Gráfica	151.0 (0.376)	67.1 (0.464)	0.043	.99

Nota: Os valores entre parênteses correspondem ao "t" calculado

TABELA 5

RESULTADOS DO MODELO (14) COM ESPECIFICAÇÃO  
LINEAR — SÉRIE TEMPORAL: 1949/69

Indústria	constante	w	Q	R <sup>2</sup>	d
01 Total	12.490 (17.319)	-3.105 (3.133)	4.183 (6.998)	.95	1.69
02 Não Metálicos	1.279 (13.848)	-0.216 (1.638)	4.328 (2.781)	.63	1.17
03 Metalúrgica	-0.733 (0.718)	1.210 (1.494)	1.158 (0.236)	.48	2.48
04 Mecânica	0.519 (3.410)	-0.171 (1.607)	8.399 (5.199)	.95	0.53
05 Equip. Elétr.	0.217 (2.386)	-0.049 (0.861)	5.326 (7.999)	.96	1.39
06 Mat. Transporte	0.366 (4.286)	-0.107 (2.254)	5.057 (12.318)	.99	1.32
07 Madeira	0.769 (10.220)	-0.158 (1.690)	4.219 (2.208)	.29	1.26
08 Mobiliário	0.509 (12.077)	-0.201 (4.681)	10.116 (6.729)	.81	1.23
09 Papel	0.272 (6.179)	-0.087 (1.464)	5.704 (3.860)	.87	1.66
10 Borracha	0.145 (6.507)	-0.052 (3.119)	4.439 (7.094)	.88	2.71
11 Couro	0.189 (9.451)	-0.040 (0.272)	1.378 (0.798)	.13	1.49
12 Química					
13 Farmacêutica	0.916 (3.998)	-0.391 (2.235)	5.035 (7.684)	.94	2.00
14 Cosméticos					
15 Plásticos					
16 Tecidos	3.981 (21.667)	-1.118 (5.142)	4.320 (3.401)	.74	1.32
17 Vestuário	0.786 (7.534)	-0.219 (1.419)	6.247 (2.532)	.54	1.04
18 Alimentação	2.134 (14.427)	-0.614 (3.211)	2.408 (3.658)	.53	1.58
19 Bebidas	0.133 (4.776)	0.067 (0.268)	0.504 (0.377)	.12	0.61
20 Fumo	0.337 (9.310)	-0.024 (0.907)	2.484 (2.409)	.47	0.68
21 Gráfica	0.440 (9.907)	-0.092 (1.623)	7.967 (3.669)	.89	1.99

Nota: Os valores entre parênteses correspondem ao "t" calculado.

como medida de  $w$  apresenta um novo tipo de problema para a interpretação dos resultados. O coeficiente negativo dessa variável pode ser também explicado pela ocorrência de “turn-over” de mão-de-obra nos níveis inferiores da escala de salários. A implicação é de que o salário daqueles que entram e saem do emprego é menor que a média dos estáveis, de tal forma que essa média aumenta no caso de reduções do emprego e decresce quando há uma expansão do nível de emprego, do que resulta uma relação inversa entre salários (médios) e emprego.

#### 4. CONCLUSÕES E COMENTÁRIOS ADICIONAIS

Este trabalho mostrou que resultados baseados nas condições de primeira ordem derivadas de uma função de produção CES devem ser interpretados com cautela, quando o custo dos salários é medido pelo salário médio e os resultados indicam uma elasticidade de substituição unitária. Nesse caso, é preciso verificar o comportamento da participação do trabalho no valor adicionado, pois esse comportamento pode não ser consistente com o valor encontrado para a elasticidade de substituição, caso em que o valor unitário resulta da própria natureza do experimento realizado, que viesou os resultados nessa direção. No caso de um modelo do tipo demanda de mão-de-obra, não necessariamente derivado de uma função de produção, este trabalho mostrou que quando se utiliza uma fórmula log-linear numa regressão de emprego sobre valor adicionado e salários, com o salário médio utilizado para medir variações destes últimos, o sinal negativo da variável salário pode também emergir como consequência da forma pela qual o experimento foi delineado.

Deve-se ressaltar que este trabalho discute questões metodológicas relacionadas com o delineamento de experimentos destinados a testar hipóteses da teoria econômica convencional. O resultado básico é colocar em dúvida as conclusões dos trabalhos que mostraram evidência sobre a sensibilidade da proporção de fatores à razão entre os respectivos custos. Basicamente os trabalhos mais importantes são os de Bacha e outros [2] e Tyler [12]. O primeiro utiliza uma série temporal e o segundo uma “cross sections” entre estados, o que, a grosso modo, permite classificar esses trabalhos como de curto e longo prazo, respectivamente.

Embora tenha sido demonstrado que a metodologia utilizada nesses trabalhos é criticável, deve ficar claro que não se pode dizer que as conclusões gerais alcançadas são necessariamente erradas. Quanto a esse ponto, a teoria sugere que a sensibilidade da produção de fatores aos seus preços relativos deve ser mínima no curto prazo. Para o longo prazo, é possível que um refinamento da metodologia indique uma sensibilidade maior, pelo menos para alguns setores da indústria de transformação. Para o refinamento dessa metodologia o ponto essencial, conforme se depreende da discussão acima, seria encontrar medidas independentes de utilização de fatores e dos respectivos preços. Até que isso seja alcançado, a econometria terá, nessa área, aplicação limitada, pois, conforme se demonstrou, o problema da dependência das medidas de  $V/L$  e  $W/L$  não é inconsequente.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- [1] ARROW, K.J.; CHENERY, H.B.; MINHAS, B.S. e SOLOW, R.M. — “Capital Labor Substitution and Economic Efficiency”, *The Review of Economics and Statistics*, XLIII(3), agosto, 1961, pp. 336-49.
- [2] BACHA, E.L.; MATA, M. e MODENESI, R.L. — *Encargos Trabalhistas e Absorção de Mão-de-Obra*, Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1972.
- [3] DHRYMES, P. — “A Model of Short-Run Labor Adjustment”, in Duesenberry, J. et. al., eds. — *The Brookings Model: Some Further Results*, Chicago: Rand-MacNally, 1969.
- [4] GOODMAN, D.E.; SENA, J.F.F e ALBUQUERQUE, R.C. — “Os Incentivos Financeiros à Industrialização do Nordeste e a Escolha de Tecnologia”, *Pesquisa e Planejamento*, 1, dezembro, 1971, pp. 329-65..
- [5] I.B.G.E. — *Produção Industrial — 1969*, Rio de Janeiro.
- [6] JORGENSON, D. — “Investment Behavior and the Production Function”, *The Bell Journal of Economics and Management*, 3(1), 1972.
- [7] MACEDO, Roberto B.M. — “Models of the Demand for Labor and the Problem of Labor Absorption in the Brazilian Manufacturing Sector”, Dissertação de Ph.D não publicada, Harvard University: 1974.
- [8] MINASIAN, J.R. — “Elasticities of Substitution and Constant Output Demand Curves for Labor”, *Journal of Political Economy*, LXIX (3), junho, 1961, pp. 261-70
- [9] NADIRI, M.I. — “Some Approaches to the Theory and Measurement of Total Factor Productivity: A Survey”, *Journal of Economic Literature*, VII(4), dez., 1970, pp. 1137-37.
- [10] NERLOVE, M. — “Recent Empirical Studies of the CES and Related Production Functions”, in M. Brown, ed. — *The Theory and Empirical Analysis of Production*, New York: National Bureau of Economics Research, 1967, pp. 55-122.
- [11] RAO, P. e MILLER, R.L. — *Applied Econometrics*, Belmont: Wadsworth Publishing Co., 1971.
- [12] TYLER, W.G. — “Labor Absorption with Import Substituting Industrialization: An Examination of Elasticities of Substitution in the Brazilian Manufacturing Sector”, *Kiel Discussion Papers*, 24, out., 1972.
- [13] WILLIAMSON, J.G. — “Capital Accumulation, Labor Saving and Labor Absorption Once More”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. LXXXV, fev., 1971, pp. 40-65.

## A P Ê N D I C E

### COMPARAÇÃO DE ESTIMATIVAS DA ELASTICIDADE DE SUBSTITUIÇÃO PARA INDÚSTRIAS DO SETOR DE TRANSFORMAÇÃO, OBTIDAS POR VÁRIOS AUTORES, COM DADOS DE "CROSS SECTION" E SÉRIES TEMPORAIS

Indústria	"Cross Section"		Séries Temporais		Ambas
	(1) Tyler 1959	(2) Este estudo 1969	(3) Bacha e outros 1949/69	(4) Este estudo 1966/70	(5) Goodman e outros 1962/70
01 Total	1.00	0.81	0.29	0.50	—
02 Não Metálicos	1.07	0.81	0.21	0.56	0.89
03 Metalúrgica	0.79	0.84	0.40	0.06	0.71
04 Mecânica	1.55	1.08	0.72	0.75	
05 Mat. Elétrico	1.06	0.95	0.21	4.51	0.60
06 Mat de Trans- porte	0.73	1.13	0.29	0.89	
07 Madeira	0.92	1.02	0.31	—	(0.77
08 Mobiliário	0.89	0.81	0.75	3.22	(
09 Papel	1.56	0.97	0.26	0.89	0.81
10 Borracha	1.09	1.16	0.50	0.48	
11 Couros	0.66	0.82	0.02	—	0.86
19 Bebidas	1.43	1.66	0.01	1.42	
12 Química	0.87	0.70		1.02	
13 Farmacéutica	0.77	1.34	0.81	0.90	0.95
15 Plásticos	0.98	1.25		0.85	(0.79
14 Cosméticos	2.67	0.93		0.28	(
16 Têxtil	0.44	0.70	0.53	0.78	(0.79
17 Vestuário	1.08	1.05	0.40	0.40	(
18 Alimentação	0.80	0.96	0.44	0.22	(0.93
20 Fumo	1.36	1.26	0.17	0.60	(
21 Editorial/ Gráfica	1.01	1.04	0.23	0.37	—

**FONTES:**

- (1) Tyler [12].
- (2) Obtidas com o modelo (1), para dados de 1969, excluindo trabalhadores da administração.
- (3) Bacha e outros [2], tabela 4.4, pag. 170.
- (4) Obtidas com o modelo (14), para dados inensais.
- (5) Goodman e outros [4].

Nota: Para outros detalhes das estimativas que aparecem nas colunas (2) e (4), ver Macedo [7].