

Nº 48

SALÁRIOS MÉDIOS E SALÁRIOS INDIVIDUAIS NO SETOR INDUS-  
TRIAL: UM ESTUDO DE DIFERENCIAÇÃO SALARIAL ENTRE FIR-  
MAS E ENTRE INDIVÍDUOS

RAUL JOSÉ EKERMAN  
URIEL DE MAGALHÃES

Ac

PROGRAMA NACIONAL DE PESQUISA ECONÔMICA

RELATÓRIO FINAL

SALÁRIOS MÉDIOS E SALÁRIOS INDIVIDUAIS

NO SETOR INDUSTRIAL:

UM ESTUDO DE DIFERENCIAÇÃO SALARIAL

ENTRE FIRMAS E ENTRE INDIVÍDUOS

RAUL JOSÉ EKERMAN

e

URIEL DE MAGALHÃES

Rio de Janeiro

Maio 1983

Antônio Salazar Brandão, da EPGE, fez críticas  
que muito ajudaram.

Agradecimento muito especial fazemos a Andrea  
Calabi, da FIPE/USP, que dedicou a um dos autores, Raul Ekerman,  
atenção preciosa: além de orientação intelectual, forneceu, co-  
mo sempre, grande amizade.

Erros e omissões são de nossa inteira respon-  
sabilidade.

RAUL JOSÉ EKERMAN

URIEL DE MAGALHÃES

Rio de Janeiro

Maio de 1983

## AGRADECIMENTOS

Desejamos agradecer as seguintes pessoas, sem cujo auxílio não poderíamos ter levado a fim este estudo.

Michal Gartenkraut, Luiz Paulo Rozenberg, Hamilton Nonato, e Bernhard Beiner, todos do INPES/PNPE, cuidaram do apoio administrativo e financeiro, sempre procurando, na medida do possível, reduzir ao máximo os "obstáculos logísticos" de nosso projeto.

Adroaldo Moura da Silva, João Sayad e Juarez Rizzieri, todos da FIPE/USP, tiveram enorme boa vontade, também, na facilitação logística, que creditamos a antiga e fraternal amizade.

Ronaldo Zwicker, Jorge Huera, Eurice e Katsumi, do setor de programação/computação da FIPE/USP, demonstraram grande paciência com nossas encomendas telefônicas.

Renato Flores, do IBGE, teve a extrema gentileza de fornecer uma tabulação especial da Pesquisa Industrial-77.

Carlos Antonio Luque, da FIPE, dedicou horas de seu precioso tempo nos aconselhando e orientando com relação à fonte de dados.

Madalena Guilhon e Leila Raposo Cotta, ambas da EPGE-FGV, nos auxiliaram com dedicação e eficiência.

## INTRODUÇÃO

Valendo-se da experiência empírica e teórica sobre diferenciação de renda entre indivíduos e empresas, desenvolvida nos anos 70 no Brasil, e dos conseqüentes estudos críticos que estabeleceu, o presente estudo tem por objetivo a formulação de um esquema de análise e sua aplicação empírica para o melhor entendimento da formação de diferenciais de salários. Ademais, utiliza uma fonte de dados mais sofisticada e completa (RAIS) do que a disponível durante a maior parte dos anos 70 (Lei dos 2/3) e, que saibamos, ainda não explorada intensivamente em estudos de diferenciação salarial.

Três tipos de estudos desenvolvidos no Brasil servirão de base para o nosso esquema de análise:

1) Os estudos de organização industrial, que em algum lugar, destacam variáveis relativas à remuneração da força de trabalho dentro de firmas (taxas salarial e parcela salarial), concomitantemente ao destaque a variáveis de rentabilidade (taxa de lucro, "mark-up") e variáveis tecnológicas (relação capital/trabalho, relação custo dos materiais/custo de mão-de-obra). Entre tais estudos destacamos: Ekerman, R. (1978); 2) O segundo tipo de estudo diz respeito aos estudos de capital humano, dos quais destacamos: Langoni, C.G. (1973); 3) O terceiro tipo de estudo são os que criticaram o segundo grupo. Destacamos: Cunha, P.V. e Bonelli, R. (1978).

O primeiro tipo de estudos - de organização industrial - leva à formulação de hipóteses sobre a formação do salário médio para uma dada firma e sobre a diferenciação de salários médios entre firmas. Neste tipo de estudo, as formulações teóricas giram em torno da discussão sobre a firma. Assim, o salário médio da firma é determinado em função de sua relação com variáveis estruturais e/ou do comportamento da firma.

Os estudos de "capital humano" e suas alternativas críticas ("teoria de segmentação") levam à formulação de hipóteses sobre a formação de salários individuais e sobre a diferenciação de salários entre indivíduos. O salário individual é determinado em função de qualificações do indivíduo ("teoria do capital humano") e da posição do indivíduo no meio sócio-econômico ("teorias de segmentação"). A "teoria do capital humano" considera as características individuais e, em particular, as adquiridas (ex.: educação, treinamento no trabalho, saúde), como principais determinantes da remuneração do trabalhador, dando destaque secundário a variáveis que caracterizam a posição sócio-econômica do indivíduo (características da família, do setor em que exerce a atividade e outras). As "teorias de segmentação", além de inverter a ordem de prioridade, considerando as variáveis relativas ao "meio" como principais e as relativas às qualificações adquiridas como secundárias (e subordinadas às primeiras) estabelece segmentações específicas nas quais o indivíduo se encontra (ex: "setor primário" X "setor secundário").

Portanto, consideramos, dentro das limitações a que nosso estudo se restringirá, que uma diferença básica entre os "estudos de organização industrial", por um lado, e de "capital humano" e "segmentação", por outro, é que, a rigor, o primeiro grupo diz respeito a salário médio da firma e o segundo a salário individual. Esta distinção tem a seguinte importância prática: salários médios, que, por hipótese, são determinados por características das firmas, devem manter um mínimo de coerência com os salários individuais, que, por hipótese, são determinados por características dos indivíduos - sejam elas inerentes ao indivíduo ou decorrentes do meio sócio-econômico em que se localiza. Nestes termos, é possível se falar em um maior ou menor "equilíbrio" existente, em uma sociedade, no que diz respeito a sua "estrutura produtiva" e sua "estrutura populacional" - esta última sendo definida pelas inúmeras características individuais às quais se possa associar uma medida (sexo, idade, educação, setor onde exerce a atividade e outras). Assim, para dar um exemplo simples, e até certo ponto grosseiro: um alto grau de desenvolvimento industrial, não acompanhado por uma modificação das características dos indivíduos (que, até certo ponto, são influenciadas por políticas governamentais), poderá gerar problemas econômicos sérios; tanto quanto o contrário, um alto grau de modificações das características individuais não acompanhado por um desenvolvimento compatível de industrialização pode, também, ser problemático.

Assim, de modo mais detalhado, o objetivo de nosso

estudo é: realizar uma análise estática (de "cross-section" de diferenciação salarial entre firmas, por um lado, e entre indivíduos, por outro, procurando inferir em que medida a primeira condiciona a segunda, e vice-versa. O nosso estudo, portanto, tentará dar continuidade e estabelecer maior integração aos estudos citados acima. Ademais, por contar com uma nova fonte de dados - a RAIS - poderemos testar com mais precisão hipóteses sobre diferenciais de salários médios e individuais, respeitando, de forma rigorosa, a distinção teórica de que diferenciação de salários médios dizem respeito a firmas, e diferenciais de salários individuais dizem respeito a características individuais (relativas ao próprio indivíduo ou ao "ambiente externo" em que se localiza - inclusive, e de modo mais imediato, a firma em que trabalha).

A primeira parte, elaborada por Ekerman, discute a diferenciação de salários médios. A segunda, elaborada por Magalhães, discute a diferenciação de salários individuais. As conclusões, elaboradas pelos dois, discutem o condicionamento recíproco entre salários médios e individuais.



## 1. DIFERENCIAÇÃO DE SALÁRIOS MÉDIOS ENTRE FIRMAS

### 1.1. INTRODUÇÃO

Na tradição da teoria econômica, dentro do tópico "salários", há duas questões recorrentes: 1) o que explica o nível do salário médio (ou, alternativamente, " taxa salarial", ou, "unidade salarial") para o setor industrial em conjunto? 2) o que explica a diferenciação do salário entre indivíduos, regiões, indústrias, firmas? Nesta primeira parte, procuramos dar conta da segunda pergunta, em particular a diferenciação do salário médio entre firmas.

As estatísticas industriais no que dizem respeito a salários médios apresentam uma notável regularidade: o agrupamento de estabelecimentos por classes de tamanho, onde tamanho é aproximado por variáveis tais como "pessoal ocupado", "valor da produção", "receita", etc., apresenta uma variação do salário médio que é crescente entre classes de tamanho: isto é, quanto maior a classe de tamanho tanto maior o salário médio.\* Nosso objetivo é prover uma explicação para esta evidência, com base no comportamento de alguns parâmetros financeiros e "quase-tecnológicos" da firma. Tais parâmetros são condicionados pela estrutura do sistema industrial que é determinada historicamente e, também, por políticas macroeconômicas, fiscal, monetária e cambial.

---

\* As fontes para esta constatação, no caso brasileiro, são imediatamente disponíveis nas seguintes publicações do IBGE: para os anos 1949, 1959, 1970 e 1975: os censos industriais de, respectivamente, 1950, 1960, 1970, 1975; para os anos de 1966, 1967, 1968, 1969, a publicação "Produção industrial dos respectivos anos; para os anos de 1972, 1973, 1974, 1976, 1977, 1978, 1979, a publicação: "Pesquisa Industrial" dos respectivos anos.

## 1.1. SALÁRIO MÉDIO, LUCRO POR UNIDADE DE EMPREGO E PARÂMETROS DISTRIBUTIVOS

Consideremos as seguintes variáveis da firma:

$W$  = folha salarial

$L$  = número de empregados

$w = W/L$  = salário médio

$P$  = lucro bruto total, entendido como a diferença entre o valor adicionado e a folha de salários; inclui juros, aluguéis, lucro retido, lucro distribuído, depreciação, amortizações, impostos diretos e indiretos e juros implícitos, isto é, o custo alternativo do capital, fixo e variável empregado.

$\ell = P/L$  = lucro bruto por unidade de emprego

$p = P/W$  = lucro bruto por unidade de folha salarial

As variáveis  $w$  (salário médio),  $p$  (lucro por trabalhador) e  $\ell$  (lucro bruto por unidade de folha salarial) guardam relação de identidade entre si, isto é:

$$\frac{w \cdot p}{\ell} \equiv \frac{W}{L} \cdot \frac{L}{P} \cdot \frac{P}{W} \equiv 1 \quad (1)$$

Do ponto de vista lógico causal, entretanto, esta identidade pode ser assim discriminada:

$$w = \frac{1}{p} \ell \quad \left( = \frac{W}{L} = \frac{1}{P/W} \frac{P}{L} \right) \quad (2)$$

A equação (3) nos diz que, dada a relação  $p = P/W$  (lucro por unidade de folha salarial), a massa de lucros por unidade de emprego ( $\ell$ ), guarda relação específica com a massa salarial por unidade de emprego, isto é com o salário

médio  $w$ . O lucro bruto por unidade de folha salarial considera-se dado, já que a firma não tem ação sobre esta relação: ela resulta, como veremos, do poder de mercado da firma em estabelecer o "mark-up" e da estrutura de custos variáveis. O lucro bruto por trabalhador, por sua vez, resulta da decisão e da possibilidade de utilizar um dado volume de capital financeiro na mobilização dos meios de produção.

Uma formulação alternativa, porém equivalente, é nos valermos de outra identidade:

$$\frac{w}{a \cdot y} \equiv \frac{W}{L} \cdot \frac{L}{Y} \cdot \frac{Y}{W} \equiv 1 \quad (3)$$

onde, além de  $W$ ,  $L$ ,  $w = W/L$ , já definidos, temos:

$Y = W + P =$  valor adicionado

$y = Y/L =$  valor adicionado por unidade de emprego

$a = W/L =$  parcela salarial

Do ponto de vista lógico-causal a identidade (3) pode ser discriminada por

$$w = a \cdot y \left( = \frac{W}{Y} \cdot \frac{Y}{L} \right) \quad (4)$$

A equação (4) nos diz que, dada a parcela salarial  $a = W/Y$ , o valor adicionado por unidade de emprego  $y = Y/L$ , guarda relação específica com o salário médio  $w = W/L$ .

A equação (4) é equivalente a equação (2) pois  $a = W/Y$  se relaciona definicionalmente com  $P/W = \ell$ . Vejamos pela definição de valor adicionado:

$$Y \equiv W + P \quad (5)$$

dividindo ambos os membros de (5) por  $W$ :

$$Y/W \equiv 1 + P/W \quad (6)$$

ou

$$a \equiv \frac{1}{1+p} \quad (6)'$$

Portanto, podemos escrever:

$$w = \frac{1}{p} \ell(2) \longleftrightarrow w = a y \quad (4)$$

A utilização da fórmula (2) ou (4) é uma questão de chamar atenção a ângulos específicos. Assim, a fórmula (4), que utiliza como dado a parcela salarial (a), permite a utilização de uma conhecida formulação de Kalecki que estabelece os determinantes da parcela salarial.\* A formulação é a seguinte.\* \*

O valor das vendas (R), o custo variável (C) - também denominado primário ou direto, e o lucro bruto de uma firma (P) se relacionam por:

$$R = C + P \quad (7)$$

O custo variável (C), se subdivide em salários e ordenados (W) e o custo dos materiais e matérias primas (M), isto é:

$$C = W + M \quad (8)$$

A margem de lucro bruto ou "mark-up" k, é a re-

---

\* Kalecki, M., "Distribution of National Income", in Selected Essays on the Dynamics of the Capitalist Economy, 1933-1970, Cambridge, 1971.

\*\* a apresentação é baseada em Ekerman, R., "Parcela Salarial e Tamanho da Firma", Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, abril 1978.

relação entre o valor das vendas (R) e o custo variável (C), isto é:

$$k = \frac{R}{C} \quad (9)$$

Alternativamente:

$$k = \frac{R}{C} = \frac{C + P}{C} = 1 + \frac{P}{C}$$

ou

$$k - 1 = \frac{P}{C} \quad (10)$$

isto é, o "mark-up" pode ser expresso, alternativamente, como a relação entre o valor das vendas (R) e o custo variável (C) ou, como a relação entre o lucro bruto (P) e o custo variável (C).

A relação entre o custo dos materiais e matérias primas (M) e salários e ordenados (W) é denominada de relação de custos diretos (j):

$$j = \frac{M}{W} \quad (11)$$

O valor adicionado Y é a diferença entre o valor das vendas (R) e o custo dos materiais e matérias primas (M). Também é a soma dos salários e ordenados (W) e o lucro bruto (P), isto é:

$$Y = R - M = W + P \quad (12)$$

Manipulando as relações (10), (11), (12), conjuntamente com a definição de parcela salarial  $a = W/Y$ , obtemos

$$a = \frac{W}{Y} = \frac{1}{1 + (k-1)(j+1)} \quad (13)$$

que relaciona a parcela salarial (a) ao "mark-up" (k) e à relação de custos diretos (j).

Há uma controvérsia na literatura que discute a questão quanto a (13) ser uma relação de causa-efeito ou uma identidade contábil.\* Nossa visão é a seguinte. É fato que a parcela salarial ( $a$ ), o "mark-up" ( $k$ ) e a relação de custos diretos se relacionam por identidade e, neste sentido, e somente neste sentido, poder-se-ia dizer que "dadas" duas quaisquer destas variáveis a terceira "fica estabelecida". Porém, se atentarmos para a natureza específica de  $a$ ,  $k$  e  $j$ , veremos que a equação (13), na forma discriminada por Kalecki, quer dizer exatamente o que diz, isto é, que  $k$  e  $j$  determinam  $a$ . A razão é a seguinte. O "mark-up"  $k$  é um índice do poder que a firma tem em estabelecer preços das mercadorias que fabrica, acima dos custos variáveis que tais mercadorias incorrem na produção. É, portanto, uma relação da qual a firma tem plena consciência e sobre a qual exerce o arbítrio possível. Na relação de custos diretos, com respeito ao numerador - materiais e matérias primas - a firma também tem plena consciência, e exerce o arbítrio possível quanto a preços que paga por tais materiais e matérias primas, bem como, quanto à quantidade comprada. No que diz respeito ao denominador - folha salarial - novamente, a firma tem plena consciência de sua existência e procura empregar pessoas a determinados salários, procurando, dentro do possível, estabelecer volumes de empregos e taxas salariais que lhe sejam mais convenientes. Por outro lado, a parcela salarial ( $a$ ) é uma relação

---

\* ver Feiwel, G.R., The Intellectual Capital of Michal Kalecki, Knoxville, 1975, pp. 87-111.

que escapa a qualquer interesse prático da firma e é uma resultante pura de condições de produção (tecnológicas) e de mercado nas quais a firma, em parte por circunstâncias, em parte por decisões gerenciais, se encontra. Tais condições têm sua expressão resumida, respectivamente, em  $k$  e  $j$ . A parcela salarial ( $a$ ) é o parâmetro que "executa" a divisão do valor adicionado entre massa de salários e massa de lucros. A fórmula de Kalecki deixa claro que tal execução decorre das condições de concorrência oligopolística, da barganha salarial, do nível dos custos de materiais e de condições tecnológicas, todos estes fatores resumidos nas relações  $k$  e  $j$ . Daí, portanto, o sentido da fórmula, expressando a causação lógica na direção de  $k$  e  $j$  para  $a$ .

### 1.3. FORMULAÇÃO ALTERNATIVA EQUIVALENTE

A decomposição da parcela salarial ( $a$ ) pela fórmula de Kalecki (13), nos permite escrever a equação (4) do salário médio ( $w = a y$ ), assim:

$$w = \frac{1}{1+(k-1)(j+1)} y \quad (14)$$

A equação (14) nos diz que, dados o "mark-up" ( $k$ ) e a relação de custos diretos ( $j$ ), o valor adicionado por unidade de emprego ( $y = Y/L$ ), guarda relação específica com o salário médio ( $w = W/L$ ).

Da mesma maneira que a parcela salarial ( $a$ ) foi decomposta pela fórmula de Kalecki, podemos decompor o lucro bruto por unidade de folha salarial ( $p$ ) que, lembramos, guarda uma relação de identidade com a parcela salarial ( $a = 1/1+p$ ). Assim, obteremos uma equação alternativa, porém

equivalente, do salário médio, que guarda relação com o lucro bruto por unidade de emprego. O procedimento é o seguinte:

O lucro bruto por unidade de folha salarial po de ser assim decomposto:

$$p = \frac{P}{W} \equiv \frac{P}{C} \cdot \frac{C}{W} \quad (15)$$

$$P/C \text{ é } (k-1). \quad C/W \text{ é } (j+1)$$

Portanto, a equação (2),  $w = 1/p \ell$  pode ser expressa por

$$w = \frac{1}{(k-1)(j+1)} \ell \quad (16)$$

A equação (16) nos diz que, dados o "mark-up" ( $k$ ) e a relação de custos diretos ( $j$ ), o lucro bruto por unidade de emprego ( $\ell = P/L$ ), guarda relação específica com o salário médio ( $w = W/L$ ).

#### 1.4. SALÁRIO MÉDIO, CAPITAL POR UNIDADE DE EMPREGO E PARÂMETROS DISTRIBUTIVOS

As equações de salário médio que obtivemos:

$$w = \frac{1}{p} \ell = \frac{1}{(k-1)(j+1)} \ell = a y = \frac{1}{1+(k-1)(j+1)} y$$

apresentam um problema: não podemos afirmar, categoricamente, qual a relação causal entre  $w$  e  $\ell$ , ou,  $w$  e  $y$ . Somente afirmamos existir a relação específica. Para deixar claro a sequência causa-efeito é necessário um desdobramento adicional, bem como uma delimitação precisa do escopo de nossas equações.

Já que a formulação  $w = 1/p \ell$  é equivalente à formulação  $w = a y$ , nos utilizaremos da primeira, reportando-nos à segunda quando necessário. O desdobramento adicional, acima mencionado, é no lucro bruto por unidade de em



prego ( $\ell$ ):

$$\ell = \frac{P}{L} \equiv \frac{P}{K} \cdot \frac{K}{L} \quad (17)$$

onde

$K$  é o valor do balanço patrimonial da firma, suscintamente:

QUADRO 1

ATIVO	PASSIVO
ATIVOS FÍSICOS	CAPITAL PRÓPRIO
ATIVOS FINANCEIROS	CAPITAL DE TERCEIROS
$K$	$K$

$r = P/K$  é a taxa de retorno bruta ou taxa de lucro bruta do período.

$z = K/L$  é a relação capital-emprego, entendendo-se por capital o valor de balanço da firma.

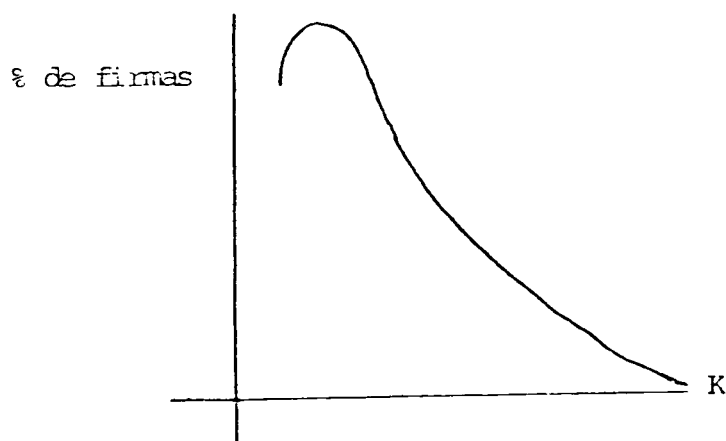
Aplicando-se o desdobramento de  $\ell$  à equação  $w = 1/p \ell$ , obtemos

$$w = \frac{r}{p} z \quad (18)$$

A equação (18) nos permite uma delimitação do alcance e direção da seqüência causal das variáveis em questão. A cada instante do tempo existe no sistema industrial uma massa de capital, entendida como soma do valor dos balanços de todas as firmas, que se encontra distribuída firma a firma. Isto é, claramente, uma aproximação, pois os negócios não se organizam precisa e distintamente em estabelecimentos e firmas: o sistema de "holdings" é hoje em dia generalizado.

Cada firma, simplificadamente, pode ser entendida como uma massa de capital. A massa de capital se distribui segundo uma função de distribuição que a evidência empírica sugere ser altamente concentrada. A ilustração abaixo é no sentido de clarificar.

GRÁFICO I: ESTILIZAÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO DE K ENTRE FIRMAS



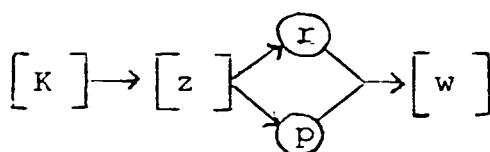
Os dados censitários de que dispomos não permitem traçar o gráfico I, já que inexiste a estimativa da variável K. Entretanto, a forma é sugerida se tomarmos dados equivalentes. O Censo Industrial de 1980 para o Brasil registra o seguinte: em 1980 havia 120.600 "estabelecimentos" industriais, responsáveis por um "valor de produção" de Cr\$ 9.528.684.386.000,00: 10,20 por cento do total de estabelecimentos eram responsáveis por 85,68 por cento do valor da produção e por 54,72 por cento do pessoal ocupado.\*

\* Sinopse Preliminar do Censo Industrial, IX Recenseamento Geral do Brasil, 1980, vol.3, tomo 1, p. 38, IBGE, Rio de Janeiro, 1982.

Agora podemos tratar da questão da sequência causal.

Uma vez que a distribuição de frequência de massas de capital é um dado do passado, consideramos o vetor  $K$ , onde cada elemento do vetor é representativo de uma firma, como mobilizador, isto é, causa primeira, da seguinte sequência esquemática.

ESQUEMA 1: LEITURA DA EQUAÇÃO (18):  $w = (r/p)z$



O esquema 1 é uma leitura da equação (18). O vetor  $[K]$ , que representa a distribuição da massa de capital, determina o vetor  $[z] = [K/L]$ , isto é, cada massa de capital  $K_i$  (cada firma  $i$ ) mobiliza um volume de emprego  $L_i$ ; a combinação formal de  $K_i$  com  $L_i$  estabelece a relação capital-emprego  $z_i$ . O vetor  $[z]$ , por sua vez, tem sua repartição entre lucro bruto por unidade de emprego e salário médio, efetuada pelos parâmetros  $r$  e  $p$  que são exógenos (dados) a cada firma  $i$ . Nossa hipótese inicial é que  $r$  e  $p$  são escalares iguais para toda e qualquer firma  $i$ . A seguir explicamos o porque desta hipótese, aproveitando para entrar no objetivo central de nosso trabalho: a diferenciação de salários médios entre firmas ou, agora, mais especificamente: a diferenciação de salários médios entre massas de capital de diferentes magnitudes. O objetivo de nosso trabalho, assim especificado, é equi

valente a :diferenciação do salário médio entre firmas por tamanho, entendendo-se que tamanho é massa de capital. Porém, antes de prosseguirmos é importante chamar a atenção a uma limitação crucial de nosso esquema: é o de ele ser ESTÁTICO: as seqüências causais formuladas ocorrem em um dado período (um ano) e são de caráter essencialmente lógico: o tempo não existe no esquema. Seu objetivo limita-se à explicação e verificação empírica da diferenciação salarial entre massas de capitais em um corte do tempo. O produto mais importante dessa explicação é o papel que os parâmetros distributivos  $r$  e  $p$ , e portanto  $k$  e  $j$ , exercem no processo de diferenciação salarial, estaticamente considerado.

#### 1.5. A DIFERENCIAÇÃO DO SALÁRIO MÉDIO POR MASSA DE CAPITAL

Consideremos o vetor  $[K]$  arranjado de forma tal que seu primeiro elemento  $K_1$  represente a menor massa de capital (a menor firma) e seu último elemento  $K_n$  a maior massa (a maior firma), os elementos sucessivos a  $K_1$  são monotonicamente crescentes; isto é, o vetor  $K$  é arranjado de forma a considerar massas de capital que vão na direção das menores para as maiores.

Consideremos a equação (18) em todos os seus desdobramentos:

$$w = \frac{r}{(k-1)(j+1)} z \quad (19)$$

A questão é: quais as hipóteses e evidências empíricas, a priori da verificação empírica que faremos neste estudo, sobre a covariação de  $z$ ,  $r$ ,  $k$ ,  $j$ ,  $w$  com a massa de

capital a que estão associados? Dizemos que as variáveis em consideração estão associadas pois existe a seguinte correspondência:

$$\begin{bmatrix} K_1 \\ \vdots \\ K_n \end{bmatrix} \longleftrightarrow \begin{bmatrix} z_1 \\ \vdots \\ z_n \end{bmatrix} \longleftrightarrow \begin{bmatrix} r_1 \\ \vdots \\ r_n \end{bmatrix} \longleftrightarrow \begin{bmatrix} k_1 \\ \vdots \\ k_n \end{bmatrix} \longleftrightarrow \begin{bmatrix} j_1 \\ \vdots \\ j_n \end{bmatrix} \longleftrightarrow \begin{bmatrix} w_1 \\ \vdots \\ w_n \end{bmatrix}$$

isto é, cada firma  $i$ , tem massa de capital  $K_i$ , tem relação capital-emprego  $z_i$ , tem taxa de retorno bruto  $r_i$ , "mark-up"  $k_i$ , relação de custos diretos  $j_i$  e salário médio  $w_i$ .

As hipóteses iniciais que fazemos são as seguintes:

$\text{cov}(z_i, K_i) > 0$	hipótese 1
$\text{cov}(r_i, K_i) = 0$	hipótese 2
$\text{cov}(k_i, K_i) > 0$	hipótese 3
$\text{cov}(j_i, K_i) < 0$	hipótese 4
$\text{cov}(w_i, K_i) > 0$	hipótese 5

A seguir justificamos o porque de cada uma das cinco hipóteses.

hipótese 1:  $\text{cov}(z_i, K_i) > 0$

Uma vez que utilizamos a variável capital em seu sentido financeiro global, isto é, "volume de finança" própria mais "volume de finança" de terceiros, estabelecemos esta hipótese em base exclusivamente impressionística, isto é, na observação casual de que, quanto maior é a firma, maior é a disponibilidade de capital (no sentido definido) por unidade de emprego.

hipótese 2:  $\text{cov}(r_i, K_i) = 0$

Esta hipótese, do ponto de vista teórico, é baseada na idéia, a nosso ver muito bem colocada por Joan Robinson de que: "... os preços normais de longo prazo de todos os insumos e produtos são tais que reconciliam o valor da parcela de lucros no valor do produto líquido  $[1/(1+1/p)$ , em nosso caso] com uma taxa uniforme de lucros sobre o valor constituinte do estoque de meios de produção ( $r$ , em nosso caso)".\* Ademais, como aponta Joan Robinson: "O longo prazo não é uma data do futuro em que todos estaremos mortos. É uma situação na qual uma dada força de trabalho empregada está operando um estoque particular de meios de produção para criar um fluxo de produto em condições tais que a taxa de lucro uniforme obtida permaneça constante ao longo do tempo. Tal situa-

---

\* Robinson, J., The Generalization of the General Theory and Other Essays, The Macmillan Press Ltd., Londres 1979, p. xxiii.

ção nunca será exatamente realizada a qualquer momento da história de qualquer economia atual. É uma construção lógica, e não uma hipótese sobre o comportamento das economias capitalistas". \*

Efetivamente, é uma construção lógica e, portanto, o fato de a denominarmos de hipótese, deve ser encarado somente no sentido de "hipótese de trabalho" para fins de avaliação empírica. Realmente, seria um despropósito pretender que, em um corte do tempo, as taxas de retorno  $r_i$  se mostrassem estatisticamente indiferenciadas entre firmas. O que temos em mente é, literalmente, o que apresentamos formalmente, isto é, que a covariância, ou, do ponto de vista prático, que a correlação entre  $r_i$  e  $K_i$ , seja estatisticamente não significativa. Vale dizer, ao observarmos valores efetivos de  $r_i$  e  $K_i$ , não haveria correlação estatisticamente significativa, seja positiva ou negativa. Adiantamos, para suscitar atenção do leitor, que a avaliação empírica que apresentaremos adiante não corrobora nossa hipótese: a correlação de  $r$  com  $K$  se apresenta negativa. Em vista disto, faremos um adendo à "construção lógica", adendo este que, adiantamos, não fere tal construção.

---

\* Ibid, p. xxiv, a ênfase é nossa.

hipótese 3:  $\text{cov}(k_i, K_i) > 0$

Esta hipótese é derivada da hipótese 2. Com efeito, consideremos a definição  $k$  na forma  $(k-1)$

$$(k-1) = \frac{P}{C} \quad (20)$$

dividindo o numerador e denominador pelo capital  $(K)$  temos

$$(k-1) = \frac{P/K}{C/K} \quad (21)$$

ou, considerando que  $P/K = r$

$$k-1 = \frac{r}{C/K} \quad (22)$$

Uma vez que, pela hipótese 2, consideramos  $r$  in variante com a massa de capital  $(K)$ , a questão se resume a considerar o que ocorre com a variação de  $C$  (custos variáveis ou primários) com  $K$ , isto é, o que ocorre com  $\text{cov}(C/K, K)$ . Uma vez que  $C = W + M$ , isto é, a soma da folha salarial e da folha de materiais, então

$$\frac{C}{K} = \frac{W}{K} + \frac{M}{K} \quad (23)$$

o que nos leva a considerar a  $\text{cov}(W/K, K)$  e a  $\text{cov}(M/K, K)$ , As hipóteses nulas são:

$$\text{cov}(W/K, K) < 0 \quad (24)$$

$$\text{cov}(M/K, K) < 0 \quad (25)$$

Isto é, tanto a massa de salários  $(W)$  por unidade de massa de capital  $(K)$ , quanto a massa de custo de materiais  $(M)$  por unidade de massa de capital  $(K)$  decrescem com a massa de capital. Uma explicação possível é a de economias de escala, tanto no uso de força de trabalho, considerada abs-



tratamento pelo seu valor monetário  $W$ , quanto no uso de materiais, considerada em seu valor monetário  $M$ .

Em resumo, a hipótese é que:  $r$  permanece invariante com a massa de capital,  $C/K$  declina com a massa de capital e, portanto,  $k$  se eleva com a massa de capital.

A evidência empírica que temos, a priori, da evidência que apresentaremos mais adiante, corrobora nossa hipótese. Em estudo que realizamos com dados do Imposto sobre Produtos Industrializados para o ano de 1971, em que as firmas foram agrupadas em classes de tamanho, obtivemos um coeficiente Spearman de correlação por pontos de  $k$  com tamanho - para 10 classes de tamanho - de 0,99, significativa ao nível de 1%.\*

Ademais, em um estudo que se utiliza de dados do IBGE e computa o "mark-up" ( $k$ ) como a relação "valor da produção"/"despesas com operações industriais", tabulando-os por classes de pessoal ocupado (isto é, por classes de tamanho, tamanho indicado por pessoal ocupado), para os anos 49, 59, 66, 67, 68; 69, 70, 72, 73, 74, a direção do "mark-up" com o tamanho é inequivocamente positiva em todos os anos.

---

\* Ekerman, R, "Parcela Salarial e Tamanho da Firma, Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, abril 1978, pp. 231 a 240.

\*\*Berensztejn, I., Condições Industriais em Mudança: Uma Análise no Tempo e de Tamanho de Alguns Indicadores da Estrutura Industrial Brasileira (1949-1974), tese de Mestrado, COPPE/UFRJ, 1980, p.62.

Como já adiantamos, a avaliação empírica que apresentaremos adiante não corrobora a hipótese  $\text{cov}(r, K) = 0$ . O conjunto de hipóteses que leva a hipótese  $\text{cov}(k, K) > 0$ ,

$$\begin{array}{l} \text{cov}(r, K) = 0 \\ \text{cov}(C/K, K) < 0 \end{array} \longrightarrow \text{cov}(k, K) > 0$$

pode ser reformulado para :

$$\left. \begin{array}{l} \text{cov}(r, K) < 0 \\ \text{cov}(C/K, K) < 0 \\ \left| \text{cov}(r, K) \right| < \left| \text{cov}(C/K, K) \right| \end{array} \right\} \longrightarrow \text{cov}(k, K) > 0,$$

que comentaremos ao discutir a avaliação empírica.

hipótese 4 :  $\text{cov}(j_i, K_i) < 0$

Considerando a definição de  $j = M/W$ , isto é, a relação entre folha de materiais (M) e a folha de salários (W), o que esta hipótese nos diz é que a relação de custos diretos (j) varia inversamente com a massa de capital (K). A razão é que supomos

$$\text{cov}(W/K, K) < 0$$

$$\text{cov}(M/K, K) < 0$$

e

$$\left| \text{cov}(M/K, K) \right| > \left| \text{cov}(W/K, K) \right|$$

Ao supormos que  $\text{cov}(W/K, K) < 0$  e  $\text{cov}(M/K, K) < 0$ , estamos repetindo a idéia formulada ao discutirmos a hipótese 3, anterior, de que a massa de salário (W) por unidade de massa de capital (K) e a massa de materiais (M) por unidade de massa de capital decrescem com a massa de capital. Isto ocorre pela razão já levantada de que haveria economias de escala

tanto no uso de força de trabalho quanto no uso de materiais. O que estamos adicionando é a suposição  $|\text{cov}(M/K, K)| > |\text{cov}(W/K, K)|$ , isto é, a intensidade das economias de escala cresce com a massa de capital (K), tanto para a folha de materiais (M) quanto para a folha de salários (W), porém cresce mais para a folha de materiais do que para a folha de salários. Para maior clareza: M/K decresce com K, W/K decresce com K; porém, M/K decresce mais que W/K. A razão pela qual supomos que as economias de escala são mais intensas na utilização de materiais do que na utilização de mão de obra é, principalmente, empírica. Influenciados pelo trabalho de Steindl sobre o tamanho de firmas<sup>\*</sup>, em que a questão de economias de escala no uso de materiais é enfatizada, verificamos, em trabalho anterior já mencionado<sup>\*\*</sup>, que o valor de j decresce com o tamanho da firma: para o ano de 1971, com os dados do IPI, obtivemos um coeficiente Spearman de correlação por postos de j com tamanho - para 10 classes de tamanho - de - 0,8, significativa ao nível de 1%. Ademais, no estudo já mencionado, que se utiliza de dados do IBGE<sup>\*\*\*</sup>, o valor de j, definido por "despesas com operações industriais"/"salários na produção", foi computado e tabulado por classes de pessoal ocupado (isto é, por classes de tamanho, tamanho indicado por pessoal ocupado), para os anos de 49, 59, 66, 67, 68, 69, 70, 72, 73, 74, mostrando uma

---

\* Steindl, J., Small and Big Business. Economic Problems of The Size of Firms, Oxford, 1945.

\*\* Ekerman, R., Ibid.

\*\*\* Berensztejn, I., Ibid, p.65

direção da relação de custos diretos ( $j$ ) com o tamanho inequivocamente negativa para todos os anos, a não ser para o ano de 74, em que a direção fica indefinida. Esta excessão para o ano de 74, que, na ocasião em que formulamos o projeto desta pesquisa nos pareceu uma excessão, mostrou-se, posteriormente, muito significativa. Com efeito, adiantamos ao leitor que a hipótese  $cov(j, K) < 0$  não foi corroborada e, ademais, que os próprios dados do IBGE para os anos de 74, 75, 76, 77, 78, para os quais, agora, temos informações, também rejeitam a hipótese.\* Porém, esta situação pós-74 terá de ser discutida mais adiante. De momento, para fins analíticos, continuamos sustentando a hipótese  $cov(j, K) < 0$ .

Dissemos que a razão para adotarmos a presente hipótese foi principalmente empírica. Porém, importa ressaltar que o fenômeno de economias de escala, em particular, economias de escala no uso de materiais, é enfatizado como elemento da maior importância para compreensão do processo de organização industrial em obras importantes da literatura, a começar por Adam Smith na Riqueza das Nações, que, ao discutir a divisão do trabalho, aduz o exemplo da fabricação de alfinetes que é um caso típico de economia de escala no uso de materiais.\*\*

\* Ver Tabela II.

\*\* Este assunto foi por nós discutido teoricamente em Ekerman, R., Análise do Mercado de Trabalho do Setor Industrial. Um Estudo das Características da Organização Industrial e do Mercado de Trabalho Paulista com Relação ao Tamanho da Firma, IPE/USP, São Paulo, 1974, (mimeo). Neste trabalho chamamos a atenção a alguns trabalhos que consideramos seminais além, é claro, do de Adam Smith e do de Steindl, já citados. Em particular: Florence, S., The Logic of Industrial Organization, Kegan, Paul, 1933 e Young, A., "Increasing Returns and Economics Progress", Economic Journal, dezembro 1928, pp. 527 a 542.

hipótese 5:  $\text{cov}(w_i, K_i) > 0$

A hipótese 5 é uma consequência das 4 hipóteses anteriores. O que segue é a explicação de como as 4 hipóteses anteriores levam a hipótese de que o salário médio ( $w$ ) cresce com a massa de capital ( $K$ ), bem como, um sumário do raciocínio que vimos desenvolvendo.

Retomemos a equação (19)

$$w = \frac{r}{(k-1)(j+1)} z \quad (= \frac{r}{p} z) \quad (19)$$

Na equação (19):  $z$  diz respeito à hipótese 1;  $r$  à hipótese 2;  $(k-1)$  à hipótese 3;  $(j+1)$  à hipótese 4 e  $w$  à hipótese 5.

Recordando que:

$$p = \frac{P}{W} = (k-1)(j+1) \quad (15)$$

Pela hipótese 3

$$\frac{dk}{dK} > 0$$

Pela hipótese 4

$$\frac{dj}{dK} < 0$$

Supondo que

$$\left| \frac{dk}{dK} \right| = \left| \frac{dj}{dK} \right|$$

então

$$\frac{dp}{dK} = 0$$

Vale dizer, o parâmetro distributivo, massa de lucro por unidade de massa salarial,  $P/W = p$  é invariante com a massa de capital. Isto é, do ponto de vista estocástico,  $p$  é igual para toda e qualquer firma, seja ela grande, pequena ou média. A base para a suposição:  $|dk/dK| = |dj/dK|$  e, portanto,  $dp/dK = 0$ , é baseada em evidência empírica, a priori da evidência que apresentamos neste estudo. Já apontamos, que, em trabalho anterior, os coeficientes Spearman de correlação por postos de  $k$  e  $j$  com o tamanho - para 10 classes de tamanho - foram, respectivamente, 0,99 e - 0,89, ambos significantes ao nível de 1%. Neste mesmo trabalho, o coeficiente de Spearman para parcela salarial ( $a = W/Y$ ) - que, recordamos, se relaciona com  $p = P/W$  pela relação  $a = 1/(1+p)$  - com o tamanho, para as mesmas 10 classes de tamanho, foi de 0,22, sem significância estatística. Verificou-se, portanto, que o "mark-up" ( $k$ ) é crescente com o tamanho da firma; a relação de custos diretos ( $j$ ) é decrescente; a intensidade de crescimento de ( $k$ ) se mostrou igual à intensidade de declínio de ( $j$ ), de sorte a produzir uma estabilidade relativa da parcela salarial (ou, o que dá na mesma, da relação lucro/salários) entre firmas de diferentes tamanhos.

Portanto, considerando que  $dP/dK = 0$ , como acabamos de argumentar; que  $dr/dK = 0$ , pela hipótese 2; que  $dz/dK = > 0$ , segue-se que  $dw/dK > 0$ . Reformulando:  $r$  e  $p$  são parâmetros macroeconômicos que se aplicam a todas as firmas; dados  $r$  e  $p$ , então,  $z = K/L$ , da firma  $i$ , determina  $w = W/L$ , da mesma firma  $i$ . A evidência empírica para a hipótese  $cov(w, K) > 0$ , a priori da evidência que apresentamos neste estudo, é no

sentido de corroborá-la, como já dissemos, com notável regularidade.\*

#### 1.6. A EVIDÊNCIA PARA O ANO 1977

##### 1.6.1. Os Dados

As informações que utilizamos para computar as relações até agora discutidas foram obtidas do Cadastro Especial de Contribuintes (CADEC) do Imposto de Renda de Pessoas Jurídicas (IRPJ 1978)- Ano Base 1977 . O cadastro contém informações da declaração do IRPJ para as empresas, que no exercício de 1977, apresentaram Receita Bruta Operacional igual ou superior a Cr\$ 30.000.000,00. O arquivo é formado por 15.271 empresas. Destas 15.271 empresas, uma vez eliminadas as empresas não industriais, foi feito um cruzamento com as empresas constantes do "Cadastro de Empregados" da RAIS 77. Deste cruzamento resultaram 1706 empresas.

Para computar as relações com as quais trabalhamos são necessários somente 5 agregados:

- (1) R = valor das vendas
- (2) W = folha salarial
- (3) M = custo dos materiais e matérias primas
- (4) K = valor do balanço
- (5) L = número de empregados

Os primeiros 4 agregados, (R), (W), (M), (K),

---

\* ver Berensztejn, I., op. cit., p. 45.

são obtidos do CADEC<sup>\*</sup>, e o 5 é obtido do RAIS.

A composição de cada um dos 4 agregados, obtidos do CADEC<sup>\*</sup>, tem a seguinte composição:

R = "Receita da Produção Própria" + "Receita de Revenda" + "Receita de Serviços" + "Receita Não Operacional";

W = "Mão de Obra na Produção" + "Salários e Ordenados Administrativos"

M = "Matéria Prima na Produção Própria" (consumo de matéria prima secundária e embalagens + "energia elétrica" + "Combustíveis e lubrificantes" + "despesas de custeio" + "variação de estoques")

K = "Patrimônio líquido" + "Capitais de Terceiros"

Quem sabe o leitor estranhe que, na variável folha salarial (w), foram introduzidos "Salários e Ordenados Administrativos", que não fazem parte dos custos variáveis (diretos, primários). A razão é que a variável número de empregados (L) refere-se ao total de empregados e não somente aos ligados à produção. Se não considerássemos os salários e ordenados poderíamos subestimar exageradamente os salários médios.

---

\* A organização do arquivo CADEC, não apenas para o exercício 78 - Ano base 77, mas também para os exercícios 70, 71, 72, 73, 74, 75, 76, 77, não é trivial. Tanto as informações utilizadas neste estudo, como muitas outras, exigiram enorme trabalho de computação, ajustes contábeis e processos de correção. O leitor interessado nos dados em detalhe poderá consultar:  
 Vol.I : Convênio FIPE/FINEP - 80/82, Sub-Projeto F1, Organização de um Arquivo de Informações Econômicas, Imposto de Renda - Pessoa Jurídica, Documentação do Cadastro Especial de Contribuinte 1978 (CADEC 78); e Vol.II: Apêndice Técnico, ambos disponíveis na FIPE/USP.



### 1.7.OS RESULTADOS E SUA AVALIAÇÃO

Na tabela 1 estão todas as correlações de que necessitamos para avaliar as hipóteses que fizemos. Há dois grupos de correlações: o primeiro correlaciona as variáveis, considerando o total de observações da amostra (1706 casos), com o logaritmo da variável K. O logaritmo de K é tomado já que K tem variação exponencial e as variáveis que consideramos, por serem cocientes, têm variação linear; o segundo, correlaciona as variáveis com a massa de capital distribuída entre 15 classes de massa de capital (15 classes de tamanho). A variável K, neste caso, assume a sucessão dos números de 1 a 15. O critério de redução de 1706 casos para 15 acha-se descrito ao pé da tabela.

As correlações para 1706 casos apresentam, regra geral, baixas taxas de correlação, ainda que estatisticamente significantes ao nível de 1%. As correlações para 15 casos apresentam altas taxas de correlação, com níveis de significância de 1%, com excessão de variável  $j = M/W$  (relação de custos diretos). As baixas correlações para 1706 casos são uma ocorrência normal dos procedimentos estatísticos: sempre que há número muito grande de casos as variáveis observadas tendem a se apresentar como uma "nuvem de pontos" com grande

TABELA 1: CORRELAÇÕES DE  $(z)$ ,  $(k)$ ,  $(j)$ ,  $(M/K)$ ,  $(W/K)$ ,  $(p)$ ,  $(r)$ ,  $(w)$  com  $(K)$ 

VARIÁVEIS		1706 Observações		15 Observações	
		GRAU DE CORRELAÇÃO SIMPLES COM LOG K		GRAU DE CORRELAÇÃO SIMPLES COM K, K = 1, ..., 15	
DESCRIÇÃO	SÍMBOLO	CORREL.	t. de Student	CORREL.	t. de Student
Relação Capital Emprego	$z = K/L$	.35	15.6	.83	5.5
Mark-up	$k = R/C$	.09	3.7	.72	3.8
Relação de Custos Diretos	$j = M/W$	-.05	2.12	.15	0.5
Relação Materiais por u. de capital	$M/K$	-.25	11.0	-.90	7.2
Relação Salários por u. de capital	$W/K$	-.32	14.0	-.90	7.2
Parâmetro distri- butivo	$p = P/W$	-.11	4.4	.72	3.8
Taxa de retorno bruta	$r = P/K$	-.30	13.2	-.85	5.8
Salário Médio	$w = W/L$	.20	8.5	.79	4.6

Obs.: 1) 1706 é o número total de firmas (CGC's) constantes das amostras. A redução de 1706 para 15 fez-se pelo seguinte processo: a variável K foi considerada como indicadora de tamanho, sendo as 1706 firmas distribuídas em 15 classes, assim:

classes	número de firmas (CGC's)
1	as primeiras 390 menores
2	as seguintes 226 "
3	" " 182 "
4	" " 138 "
5	" " 112 "
6	" " 94 "
7	" " 83 "
8	" " 75 "
9	" " 70 "
10	" " 66 "
11	" " 61 "
12	" " 58 "
13	" " 53 "
14	" " 50 "
15	as últimas 48 maiores

2) Em cada classe, o valor médio das variáveis foi calculado por  $\Sigma X/\Sigma Y$  (por exemplo,  $z = \Sigma K/\Sigma L$ ).

dispersão ao redor da reta de regressão. A redução para 15 casos, através da computação de médias dos pontos, elimina fonte considerável de dispersão, já que as aleatoriedades se neutralizam mutuamente, levando a nuvem de pontos a se concentrar ao redor de seu centro de gravidade (a reta de regressão). A seguir, fazemos a avaliação dos resultados para cada uma das variáveis.

1) Resultado:  $\text{corr}(z, \log K)_{1706} = .35$  ;  $\text{corr}(z, K)_{15} = .83$

Este resultado confirma a hipótese 1:  $\text{cov}(z_i, K_i) > 0$ . Dá suporte à idéia de que, quanto maior a massa de capital (tamanho da firma), maior a disponibilidade de massa de capital por unidade de emprego. Em outras palavras, massas de capitais crescentes mobilizam massas de emprego crescentes, embora, a taxas decrescentes. Na firma grande, vis-à-vis a firma pequena, cada unidade de emprego se encontra cercada por uma quantidade maior de recursos, avaliados financeiramente.

2) Resultado:  $\text{corr}(k, \log K)_{1706} = .09$  ;  $\text{corr}(k, K)_{15} = .72$

Este resultado confirma a hipótese 3:  $\text{cov}(k_i, K_i) > 0$ . Ademais, confirma a evidência empírica anterior a este estudo. Entretanto, face ao resultado  $\text{corr}(r, K) > 0$ , a ser comentado mais adiante, nos obriga a uma reinterpretação da formulação teórica original. Esta, recordando, é de que, sendo o "mark-up"  $(k-1)$  um coeficiente entre a taxa de retorno  $(r)$  e a relação custos diretos/massa de capital  $(C/K)$ ; e, considerando que a taxa de retorno  $(r)$  permanece invariável entre massas de capitais e a relação custos diretos/massa de capital  $(C/K)$  declina com o aumento de magnitude de massas de capital, o "mark-up"  $(k-1)$  e, portanto  $(k)$ , aumenta com a magnitude da massa de capital. No

caso, podemos afirmar o seguinte: tanto  $r$  como  $C/K$  declinam com a massa de capital, porém,  $C/K$  declina com mais intensidade que  $r = P/K$ . A tabela 1 nos informa que:

$$\text{corr}(r, K)_{15} = -.85 \quad (t = 5.8)$$

$$\text{corr}(M/K, K)_{15} = -.90 \quad (t = 7.2)$$

$$\text{corr}(W/K, K)_{15} = -.90 \quad (t = 7.2)$$

Recordando que  $C = M + W$  e, portanto,  $C/K = M/K + W/K$ , os resultados, aparentemente, sustentam o que dissemos: declínio de  $C/K$  com  $K$ , mais intenso que declínio de  $r = P/K$  com  $K$ . Lembramos que as taxas de correlação em pauta são, respectivamente, as declividades  $dr/dK$ ,  $d(M/K)/dK$ ,  $d(W/K)/dK$  de retas de regressão, declividades estas associadas às variáveis medidas em unidades de desvio-padrão (coeficiente  $\beta$ ).

3) Resultado:  $\text{corr}(j, \log K)_{1706} = -0.5$ ;  $\text{corr}(j, K)_{15} = .15$  (ambos não significativos)

Este resultado rejeita a hipótese 4:  $\text{cov}(j_1, K_1) < 0$ . O resultado que obtivemos é no sentido  $\text{cov}(j_1, K_1) = 0$ .

Recordamos que demos duas razões para fazer a hipótese 4. Uma razão teórica e uma razão baseada na evidência empírica antecedente à da tabela 1. A razão teórica é de que haveria economias de escala tanto no uso de materiais como no de mão de obra, entretanto, a intensidade das economias de escala no uso de materiais seria maior que a intensidade de economias de escala no uso de mão de obra. Havíamos expresso isto assim: (1)  $\text{cov}(M/K, K) < 0$ , (2)  $\text{cov}(W/K, K) < 0$ , porém, (3)  $|\text{cov}(M/K, K)| < |\text{cov}(W/K, K)|$ . Entretanto, a tabela 1 corrobora as suposições (1) e (2):  $\text{cov}(M/K, K)_{15} = \text{cov}(W/K, K)_{15} = -.90 < 0$ , porém, não corrobora a suposição (3).

Ao discutirmos a hipótese 4 chamamos a atenção aos dados do IBGE que, até 1974, exclusive, parecem corroborá-la. Na tabela II reproduzimos os valores de  $j$  computados por Berensztjen até 1974, inclusive, completando-os com valores de 75, 76, 77, 78. Os dados até 73, inclusive, indicam uma tendência declinante de  $j$  com "grupos de pessoal ocupado", que é uma proxy para tamanho de estabelecimento. Após 74, inclusive, a tendência deixa de existir: os valores não mostram tendência declinante ou ascendente, com o tamanho. Portanto, os dados do IBGE pós-74 mostram a mesma tendência que os dados do CADEC, por nós utilizados.

1974 foi o ano do "choque do petróleo". Os preços por atacado de combustíveis e lubrificantes\*, que vinham se elevando em 71, 72 e 73 de respectivamente, 22,7%, 26,7%, 14,6%, em 1974 se elevam de 59,4%, enquanto que os preços por atacado de produtos industriais em geral\*\*, tem sua taxa de expansão elevada de 15,5% em 1973, para 29,5%, em 1974. Existe a possibilidade portanto, de que o "choque do petróleo" tenha alterado o comportamento de  $j$  com o tamanho. A Tabela III apresenta a participação relativa de combustíveis e lubrificantes nas Operações Industriais para o ano de 1977, por grupos de pessoal ocupado.

---

\* Conjuntura Econômica, Vol. 32, nº 6, junho de 78, Índice 78.

\*\* Ibid, Índice 51.

TABELA II

VALORES DA RELAÇÃO DE CUSTO DIRETO j (= DESPESAS COM OPERAÇÕES INDUSTRIAIS/SALÁRIOS NA PRODUÇÃO)

GRUPOS DE PESSOAL OCUPADO	ANOS													
	49	59	66	67	68	69	70	72	73	74	75	76	77	78
5 a 9	9.10	8.74	9.64	11.50	11.66	12.97	9.15	17.30	14.39	13.35	11.94	10.90	10.51	10.28
10 a 19	6.60	7.82	7.88	8.58	9.43	9.37	7.87	12.33	10.96	10.97	10.64	9.61	8.86	9.17
20 a 49	5.05	6.47	5.93	6.22	6.89	7.13	7.06	9.17	9.19	9.27	9.79	8.40	8.42	8.12
50 a 99	4.48	5.93	6.09	5.85	6.63	6.53	6.99	8.32	8.91	9.89	9.72	9.44	9.64	8.41
100 a 249	4.71	6.09	6.12	6.31	6.85	6.84	7.43	8.15	9.50	10.88	11.79	9.60	10.01	9.60
250 a 499	4.19	5.78	5.66	5.65	5.76	6.09	6.76	7.46	8.28	10.12	10.33	11.09	10.00	10.00
500 a 999	3.89	5.64	4.84	4.60	5.21	5.60	5.87	7.15	7.58	10.74	10.36	9.32	9.14	8.06
acima de 1000	2.88	5.24	5.17	4.60	4.82	4.89	5.25	6.02	7.39					

Fonte: até 1974, Berensztejn, I, op. cit., p. 65; após 75: IBGE: Censo Industrial 1975; Pesquisa Industrial 76, 77, 78.

TABELA III: PARTICIPAÇÃO RELATIVA DAS DESPESAS COM COMBUSTÍVEIS E LUBRIFICANTES NAS DESPESAS TOTAIS COM OPERAÇÕES INDUSTRIAIS POR GRUPOS DE PESSOAL OCUPADO PARA O ANO 77

GRUPOS DE PESSOAL OCUPADO	DESPESAS COM COMBUSTÍVEIS E LUBRIFICANTES
	DESPESAS TOTAIS COM OPERAÇÕES INDUSTRIAIS ( % )
5 a 9	2,4
10 a 19	2,0
20 a 49	2,1
50 a 99	2,0
100 a 249	1,8
250 a 499	2,1
500 e mais	1,5

Fonte: IBGE - TABULAÇÃO ESPECIAL DA PESQUISA INDUSTRIAL 1977

A relativa constância da parcela de despesas com combustíveis e lubrificantes nas despesas totais com operações industriais nos obriga a descartar a hipótese de uma alteração no comportamento de  $j$  com o tamanho como efeito direto da elevação do preço relativo de lubrificantes e combustíveis. Podemos somente constatar que, a partir de 1974, inclusive, a organização industrial brasileira sofreu uma mudança que inclui a seguinte característica: antes de 1974, a empresa grande, comparativamente à média e à pequena, alocavam uma parte proporcionalmente maior de seus custos diretos a salários do que a materiais; após 1971, passou a alocar proporção

nalmente a mesma parte de seus custos diretos a salários e materiais. Não possuímos elementos teóricos e/ou empíricos para explicar este fenômeno. Supomos, a título de sugestão, que o choque de 1974 tenha alterado o sistema de inter-relações industriais, eliminando parte das economias de escala no uso de materiais que, inerentemente, "favoreciam" as firmas maiores.

4) Resultado:  $\text{corr}(p, \log K)_{1976} = .11$ ,  $\text{corr}(p, K)_{15} = .72$

Este resultado contraria o que esperávamos. A expectativa era de que a variação da relação lucro/salários ( $p = P/W$ ) fosse invariante com a massa de capital ( $K$ ). Isto seria consequência da elevação de  $k$  com  $K$  - o que se confirmou - e do declínio de  $j$  com  $K$ , na mesma intensidade - o que não se confirmou.

5) Resultado:  $\text{corr}(r, \log K)_{1976} = -.30$ ;  $\text{corr}(r, K)_{15} = -.85$

Este resultado aparentemente rejeita a hipótese 2:  $\text{cov}(r_i, K_i) = 0$ . Dizemos aparentemente pois, se considerarmos que a tendência lógica de equalização de taxas de retornos diz respeito ao valor presente do fluxo de lucros, então, é plausível supor que quanto maior a massa de capital ( $K$ ) em consideração, tanto maior as chances de o fluxo de lucros ao longo do tempo ser mais estável e duradouro. Isto é, firmas pequenas (capitais pequenos) obtêm maiores taxas de retorno hoje, porém estão mais sujeitas a uma menor taxa de lucro amanhã. Ademais, o horizonte de operação da firma é tanto maior, regra geral, quanto maior sua massa de capital. Em suma, quanto maior forem as massas de capital tanto menor o risco referente ao fluxo de lucros que geram. Portanto, as taxas de



retorno calculadas, sem levar em conta o horizonte de tempo que atuam, contêm um desconto proporcional a este risco.\*

6) Resultado:  $\text{corr}(w, \log K)_{1706} = .20$ ;  $\text{corr}(w, K)_{15} = .79$

Este resultado é um reforço adicional à evidência ampla do movimento de  $w$  com o tamanho da firma, mencionado no início. Cumpre agora fazer um sumário dos resultados, comparando-os às hipóteses iniciais, bem como fazer uma avaliação geral.

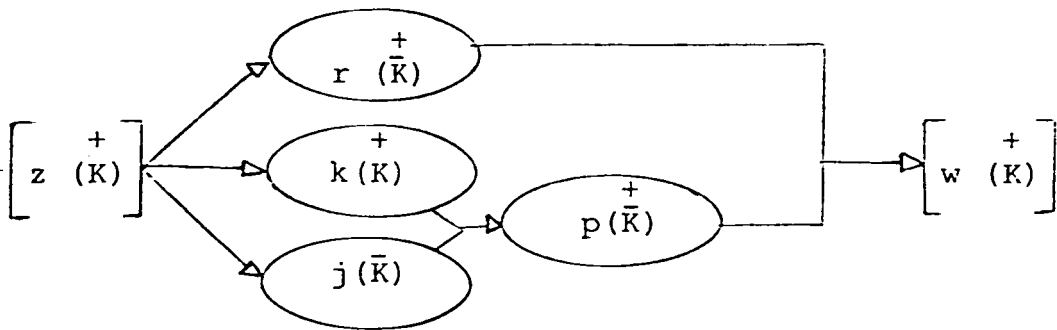
### 1.8.AVALIAÇÃO GERAL

O Esquema 2 é um resumo de nosso modelo, a priori dos resultados empíricos obtidos. O Esquema 3 é sua modificação, contemplando os resultados obtidos. A seguir, explicamos e comparamos os dois.

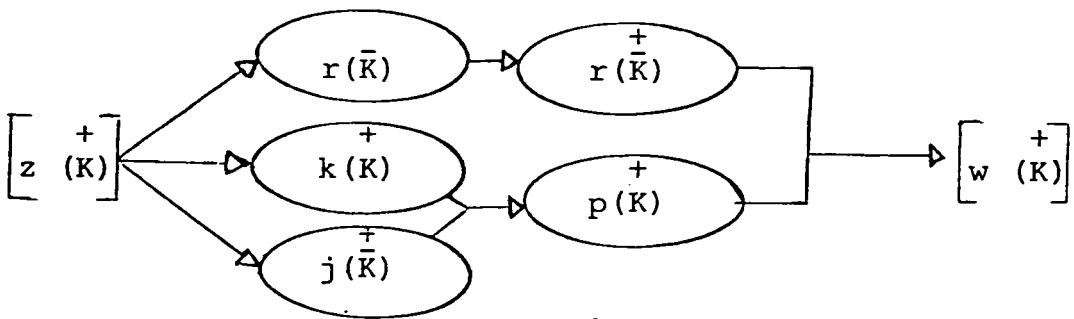
---

\* Taxas declinantes de retorno  $r = P/K$ , para diferentes definições de  $P$  e  $K$ , também aparecem em Calabi, A.S., Reiss, G.D., Levy, P.M., Geração de Poupanças e Estrutura de Capital das Empresas no Brasil, São Paulo, IPE, 1981, p.79; Calabi, A.S., Price Formation in Brazilian Industry, tese PhD. , Berkeley, 1982, p.270.

ESQUEMA 2: MODELO, A PRIORI DOS RESULTADOS (MAR)



ESQUEMA 3: MODELO MODIFICADO À LUZ DOS RESULTADOS (MLR)



O modelo a priori dos resultados (MAR) parte do ponto que as relações capital-emprego ( $z = K/L$ ), associadas a dadas massas de capitais (a dadas firmas = a dados CCG's), são crescentes com as magnitudes das massas de capitais. Neste aspecto, MAR coincide com MLR (modelo modificado à luz dos resultados).

Em MAR a relação capital-emprego de cada massa de capital sofre um processo distributivo "executado", respectivamente, pela taxa de retorno ( $r$ ), pelo "mark-up" ( $k$ ) e pela relação de custos diretos ( $j$ ). Em MAR, o "mark-up" ( $k$ ) e a relação de custos diretos assumem movimentos opostos com a massa de capital ( $K$ ):  $k$  aumenta com  $K$ ;  $j$  declina com  $K$ . Ademais, o aumento e o declínio de  $j$  se dão com a mesma intensidade. O resultado é que  $k$  e  $j$  determinam um novo parâmetro distributivo,  $p = P/W = \text{lucros/salários}$ , que é neutro em relação a magnitude de capital. Portanto, a taxa de retorno ( $r$ ), e o parâmetro  $p$ , que em MAR são neutros com relação a massa de capital, podem ser considerados parâmetros macroeconômicos, idênticos para toda e qualquer massa de capital (a menos de fatores estocásticos). Considerando que  $r$ , por sua natureza é uma magnitude fracionária entre 0 e 1 ( $0 < r < 1$ ) e que  $p$  é um número inteiro maior que 1, o cociente  $r/p$  aplicado a  $z = K/L$  determina  $w = W/L$  tal que  $w < z$ . O cociente  $r/p$  é igual para toda e qualquer massa de capital (toda e qualquer firma).

Em MLR, entretanto, não se pode mais considerar  $p$  como um dado macroeconômico, idêntico para toda e qualquer massa de capital: a neutralização da elevação de  $k$  com  $K$ , pelo declínio de  $j$  com  $K$ , não se confirma. A relação lucro/salários  $= P/W = p$ , que em MAR era constante com a massa de

capital ( $K$ ), se mostra, em MLR, crescente.

No que diz respeito à taxa de retorno  $r = P/K$ , que em MAR se supõe constante com  $K$ , em MLR se mostra declinante. Porém, consideramos tal resultado como devido ao efeito risco, que é tanto maior quanto menor a massa de capital. Vale dizer, apesar do resultado estatístico, convém considerar  $r$  como invariante a  $K$  (a menos de fatores estocásticos). Assim, em MAR:  $w(K) = \bar{r}/\bar{p} z(K)$ ; em MLR  $w(K) = \left[ \bar{r}/p(K) \right] z(K)$  (onde o traço acima do símbolo indica constância). Na situação hipotética MAR, e aparentemente efetiva antes de 1974, um aumento na concentração da massa de capital, aumentaria diretamente (pelo fator  $\bar{r}/\bar{p}$ ) a diferenciação de salários médios entre firmas. Em MLR, porém, um aumento na concentração da massa de capital resulta em aumento na diferenciação de salários entre firmas, atenuado pela elevação de  $p = P/W$ , cujo principal fator de elevação é o mark-up  $k = R/C$  (ou  $k-1 = P/C$ ).

## 2 - FATORES DETERMINANTES DOS SALÁRIOS INDIVIDUAIS NA INDÚSTRIA BRASILEIRA: CARACTERÍSTICAS INDIVIDUAIS "VERSUS" CARACTERÍSTICAS ESTRUTURAIS

O estudo empírico da função salários individuais, sob diversas especificações, tem recebido uma considerável atenção, por parte dos estudiosos de economia dos recursos humanos, no Brasil. Desde os estudos pioneiros de Langoni (19) e Cláudio de Moura Castro (7), passando pelos trabalhos de Senna (20) e Castelo Branco (6), até os estudos mais recentes de Cunha e Bonelli (10) e Zaghen (25), tem ficado caracterizada, implícita ou explicitamente, a polêmica acerca da importância relativa entre as características individuais e os aspectos estruturais (estes últimos, tanto a nível das firmas quanto a nível dos setores de atividade, ou, mesmo, da localização geográfica, referentes ao "ambiente externo" de cada trabalhador) como determinantes dos salários individuais.

Na verdade, somente nos trabalhos de Cunha e Bonelli (10) e, em especial, no de Zaghen (25), há um esforço consciente de discutir esta questão de modo mais específico — sendo que somente este último oferece, realmente, uma metodologia bem detalhada de modo a extrair bom proveito dos variados testes empíricos que realiza.

Na verdade, Cunha e Bonelli basearam-se em fontes de dados secundários, representadas pelo Censo Industrial e Censo Demográfico de 1970, para estudar a relação entre sa-

lários médios industriais (por gêneros, a nível de 2 dígitos, e por estados) com as características pessoais dos trabalhadores e as características estruturais de seus empregos, ambas a esse nível de agregação. Zaghen, por outro lado, trabalha, na parte de seu estudo mais comparável com este nosso, com uma amostra de 300 estabelecimentos<sup>/1</sup> baseada nas "Declarações do I.P.I" e nos formulários da "Lei dos 2/3", com dados a respeito de suas características, bem como de seus empregados, para os anos de 1970 e 1974, trabalhando, efetivamente, com duas subamostras de empregados, de 20.747 e 11.485 indivíduos, respectivamente (equivalentes a 10% e 20% das respectivas populações de trabalhadores). Procurou, com base nessas amostras, explicar a variação nos salários individuais na indústria em função de características pessoais e estruturais.

Nossa concepção, no presente estudo, foi de oferecer uma evidência empírica adicional sobre a questão, com base nos dados de empresas industriais do Imposto de Renda Pessoa Jurídica (CADEC)<sup>/2</sup> 77-78 e da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS)-77, tratados de modo integrado. Nossa amostra-firmas representa a interseção dos 2 conjuntos de firmas associados às populações CADEC e RAIS, para o ano de 1977, para um momento

---

(1) Embora, conforme declara Zaghen ( 25; pág. 125), no caso desta particular amostra, a distinção entre firmas e estabelecimentos não seja de tanta importância, exceto para o caso das firmas de maior parte.

(2) Cadastro Especial de Contribuintes.

histórico posterior aquele estudado por Zaghen, e, em particular, procurando dar ênfase à eventual significância da relação entre salários individuais e salários médios de cada firma (estes últimos tomados como uma espécie de "proxy" - síntese da estrutura da firma), numa relação funcional que procura explicar os primeiros em função de características pessoais e estruturais. Note-se que, por sua vez, os salários médios podem ser explicados pela relação funcional estabelecida na parte 1, onde se ressalta a importância do tamanho da firma (medido por seu capital total) como variável exógena.

### 2.1. Características da Amostra

A RAIS-77, corresponde à população de empregadores do país, reunindo dados sociais sobre suas respectivas populações de empregados, nesse ano-base, compreendendo 14.769 firmas (englobando estas, por sua vez, 1.807.290 estabelecimentos e 22.327.822 empregados.

O CADEC-77/78, por sua vez, no que se refere a empresas industriais, em sua interseção com a RAIS-77, é composto por 1.961 empresas, distribuídas por 22 subsetores, normalmente de porte médio ou grande, já que se tratam de contribuintes especiais, para fins de imposto de renda.

Ao fazermos uma crítica dos dados referentes a essas empresas, obtivemos, finalmente, uma amostra de 1.706 firmas<sup>/1</sup>, com suas respectivas populações de empregados. Traba-

---

(1) Vide Apêndice 1, para a distribuição das firmas do CADEC-77/78 por subsetores industriais.

lhamos, então, com esse número de firmas, procedendo a uma subamostragem de seus empregados (com base num percentual x, fixo, de suas respectivas forças de trabalho), de tal modo que o número total de trabalhadores de nossa amostra fosse de aproximadamente 10.000. Desse modo, preservamos não só a representatividade relativa de cada firma na amostra-empregados como, também, a dos subsetores industriais. Ao final desse procedimento obtivemos, efetivamente (por uma questão de arredondamento), uma amostra de empregados dessas firmas representada por 10.092 indivíduos. Assim, os dados referentes à estrutura (inclusive o salário médio de cada firma, para manter coerência com a parte 1 deste estudo) em que os empregados estão inseridos provêm do CADEC, enquanto os dados referentes às características individuais, bem como à localização regional, provêm da RAIS.

## 2.2. A Função Salários Individuais

Não é nosso objetivo, neste estudo, discutir, em detalhe, a especificação da função salários individuais, no que se refere a sua "rationale", com base em demandas e ofertas por empregos a nível de cada firma — sendo a função salários individuais uma forma reduzida desse modelo<sup>/1</sup>. Pretendemos nos concentrar na questão empírica referente à importância relativa das variáveis associadas a características pessoais "versus" as variáveis associadas à estrutura empresarial como fatores determinantes da variação observada nos salários in-

---

(1) Mais precisamente, uma das equações da forma reduzida do modelo. Vide Zaghen (25), cap. IV, em especial a seção 2.5.



dividuais, na indústria brasileira, para o período em questão.

É importante frisar que, na verdade, algumas variáveis que pretendíamos utilizar, tomando por base o "Questionário RAIS-77", não foram efetivamente selecionadas, em geral pela não-confiabilidade dos dados a elas referentes — tomando-se por base a experiência dos programadores do Centro de Processamento de Dados do IPE/USP. Neste caso incluem-se variáveis tais como o número de proprietários, bem como o de seus familiares, que exercem atividade no estabelecimento sem ter relação de emprego (que permitiriam, eventualmente, a diferenciação da empresa como mais ou menos familiar), a condição do empregado quanto a se tinha ou não sido demitido e readmitido durante o ano-base (que poderia ajudar a captar o efeito da rotatividade na força de trabalho, sobretudo se sua readmissão se processasse em outra ocupação), e, também, a ocupação do empregado.

Assim, a especificação básica por nós utilizada para a função salários individuais, no que diz respeito apenas a características pessoais, e de localização da firma, foi:

$$\ln \text{ REMHORE}_{ij} = b_0 + \sum_{k=1}^4 b_k \text{ REG}_{kj} + \sum_{m=5}^9 b_m \text{ VINC}_{(m-4)ij} + b_{10} \text{ INSTR}_{ij} + b_{11} \text{ ID}_{ij} + b_{12} \text{ TSERV}_{ij} + b_{13} \text{ NAC}_{ij} + \epsilon_{ij} \quad (1)$$

sendo:  $\ln \text{ REMHORE}_{ij}$  = logarítmo neperiano da variável  $\text{ REMHORE}_{ij}$ , que corresponde à remuneração horária efetiva do empregado  $i$  na firma  $j$ . Tem-se

$$\text{que: REMHORE} = \text{REMHOR.} \frac{12}{\text{NMESES}} = \frac{\text{REMANO}}{\text{HORANO}} .$$

$$\frac{12}{\text{NMESES}} = \frac{\text{REMANO}}{(\text{HORAS})(52)} \cdot \frac{12}{\text{NMESES}} , \quad \text{sendo}$$

REMANO, HORAS e NMESES a remuneração total obtida, o número de horas semanais normalmente trabalhadas e o número de meses trabalhados na empresa pelo empregado, no ano-base, respectivamente (variáveis originalmente disponíveis na amostra).

$\text{REG}_{kj} (k=1, \dots, 4) =$  "dummies" regionais (Norte, Nordeste, Centro-Oeste e Sul)<sup>1</sup> referentes à sede da empresa j.

$\text{VINC}_{(k-4)ij} (k=5, \dots, 9) =$  "dummies" referentes ao tipo de vínculo empregatício (autônomo, avulso, temporário, estatutário e "outros")<sup>1</sup> do indivíduo i na empresa j.

$\text{INSTR}_{ij} =$  nível de educação formal do empregado i na empresa j, mantida a classificação original que consta do "Questionário RAIS-77" (10 níveis distintos, variando de "analfabeto"

---

(1) Note-se que, como a especificação da função salários individuais inclui uma constante, torna-se necessário eliminar uma das "dummies" regionais, bem como uma das "dummies" referentes ao tipo de vínculo empregatício, de modo a evitar um problema de perfeita multicolinearidade, entre as variáveis explicativas. Decidimos, então, pela eliminação das "dummies" que, por si sós, já poderiam causar problemas de forte (embora não perfeita) multicolinearidade, a saber, respectivamente, a referente à região sudeste e ao vínculo empregatício pela CLT — que englobam, cada uma, isoladamente, 83,4% e 96,4% dos casos da amostra. O efeito dessas "dummies" omitidas será captado pela constante.

a "superior completo". Trabalhando com um "ponto médio" de cada uma dessas classes, teríamos que cada mudança de nível educacional, no caso, representaria um acréscimo médio de dois anos de escolaridade).

- $ID_{ij}$  = idade do empregado  $i$  na empresa  $j$ , medida em anos completos
- $TSERV_{ij}$  = tempo de serviço do empregado  $i$  na empresa  $j$ , medido em anos completos.
- $NAC_{ij}$  = "dummy" referente à nacionalidade do empregado  $i$  na empresa  $j$  (estrangeiro, estrangeiro equiparado ou estrangeiro naturalizado brasileiro = 1; brasileiros natos = 0).
- $\epsilon_{ij}$  = resíduos.

Alguns comentários se fazem, aqui, necessários, a respeito da função salários individuais conforme especificada acima. Em primeiro lugar, observe-se que a variável dependente foi construída de modo a corrigir a remuneração horária teórica do empregado (REMHOR) pelo número de meses efetivamente trabalhados pelo indivíduo na empresa — de modo a se obter uma remuneração horária efetiva por empregado, com valores comparáveis para os diversos elementos da amostra<sup>/1</sup>. Opta-

---

(1) Pela convenção estabelecida pelo "Questionário RAIS-77", a fração do mês igual ou superior a 14 dias foi computada como 1 mês a mais, sendo desprezada em caso contrário. Há portanto, um pequeno viés, cujo sentido não pode ser determinado a priori, mesmo em nossa medida de remuneração horária efetiva.

MOS, assim, em nossa especificação básica, pela normalização direta da remuneração total recebida pelo empregado, no ano-base, pelas variáveis HORAS e NMESES, fundamentalmente pelos possíveis problemas econométricos que poderíamos ter se mantivéssemos a variável lnREMANO como dependente, introduzindo aquelas duas outras variáveis no rol das explicativas. Além disso, ao trabalharmos com a remuneração horária efetiva, sob forma logarítmica, como variável dependente, mantemos melhores condições de comparabilidade de nossos resultados com os de outros estudos sobre o assunto. Procuramos, no entanto, testar, ainda, a formulação alternativa mencionada acima, como veremos adiante.

As variáveis independentes introduzidas, na especificação apresentada acima, referem-se a uma diferenciação de localização geográfica da sede da empresa<sup>/1</sup>, ao efeito das características do contrato de trabalho do empregado<sup>/2</sup>, e, por

- 
- (1) que, na verdade, não deixa de ser uma variável referente à "estrutura" em que está inserido o empregado, embora não permita a distinção de efeitos estruturais específicos, exceto, talvez, o da diferenciação regional do salário-mínimo, no país.
  - (2) que, embora com uma certa dose de liberdade individual na escolha desse tipo de relacionamento com a empresa, prende-se, também, em grande parte, a características inerentes às próprias ocupações e, ainda, às limitações determinadas pela legislação trabalhista, sobre empregados e empregadores — dificultando, pois, sobremaneira, a interpretação de seus efeitos.

último, a características pessoais, no sentido mais estrito do termo, exibidas pelo empregado.

Neste último conjunto, procuramos isolar os fatores que, tradicionalmente, têm apresentado maior contribuição marginal à explicação da variação na variável dependente, a saber, o grau de educação formal do empregado e seu nível de experiência no trabalho, quer no sentido geral (através da variável ID, como "proxy")<sup>/1</sup> quer no sentido específico, ligado àquela determinada empresa (com base na variável TSERV) — todas com sinais esperados positivos. Tentamos, ainda, especificar o possível efeito parcial da nacionalidade do empregado sobre seu nível de remuneração.

No que se refere às variáveis explicativas tipicamente estruturais, introduzimos, adicionalmente, na especificação acima, as variáveis tamanho da firma (usando como "proxy", sobretudo, a variável R - receita total da empresa, conforme definida na parte 1 deste estudo)<sup>/2</sup> e capital por trabalhador (K/L - vide parte 1), ambas com sinal esperado positivo, quer pela formalização maior do mercado interno de trabalho da firma (incluindo definição mais precisa de cargos e salários), captada pela variável R, quer pela complementaridade entre capital físico e capital humano, captada pela variável K/L, de modo que trabalhadores mais "hábéis" (para um

- 
- (1) Para uma discussão quanto ao uso da variável ID versus uma transformação linear de ID (que desconte o período de escolarização do indivíduo), como "proxies" alternativas para experiência no trabalho de caráter geral, vide Rozenzweig & Morgan (21), e Blinder (2).
  - (2) Foram rodadas, também, algumas regressões com a variável L (nº de trabalhadores de cada empresa - conforme definida na parte 1), mas os resultados não apresentaram diferenciação digna de nota.

gado nível das variáveis de características pessoais diretamente mensuráveis) tenderiam a ser os que trabalham em firmas de maior intensidade relativa do fator capital. No caso desta última variável, é importante frisar que pode captar, também, o simples efeito do peso relativo da folha salarial, nos custos totais, nas decisões gerenciais relativas à negociação salarial.

Ainda no que se refere às variáveis explicativas de natureza estrutural, substituiremos, alternativamente, as variáveis R e KL, na função salários individuais, pela variável SM, salário médio da firma (conforme definida na parte 1 deste estudo), sob a hipótese de que este, na verdade, tipifica cada empresa em termos de suas diversas características básicas — conforme apresentado na parte 1, onde o salário médio de uma firma é função de certas variáveis associadas às características tecnológicas e financeiras do empreendimento.

Por último, é importante observar, ainda, que decidimos estimar as funções salários individuais tanto com base na amostra total como, também, a partir das 22 subamostras referentes aos subsetores de atividade industrial, conforme a classificação do CADEC-77/78, de modo a poder "controlar", também, nossos resultados, por possíveis efeitos estruturais relevantes associados à diferenciação subsetorial das firmas.

### 2.3. Função Salários Individuais: Formulações Empíricas Estimadas e Análise dos Principais Resultados Encontrados

As primeiras estimativas de coeficientes realizadas com a especificação básica da função salários individuais, apresentada no item 2.2., anterior, com ou sem a inclusão das variáveis típicas de caracterização estrutural (i.e., R e KL, ou, alternativamente, SM), embora apresentando bons resultados — em termos de sinais esperados, significância dos coeficientes e poder de explicação do modelo — apresentaram, também, alguns resultados inexpressivos ou incongruentes. No primeiro desses casos, poderíamos citar os resultados referentes às "dummies" regionais, com sinais e magnitudes relativas idênticos ao esperado, mas com baixa significância, em geral — já que, como vimos, uma parcela dominante da amostra se refere a empresas localizadas na região Sudeste, efeito parcial esse, sobre a variável dependente, captado pela constante.

No caso de incongruência de resultados encontrados, incluiríamos os referentes às "dummies" de vínculo empregatício, o que pode ser explicado não só pelo fato de que o vínculo do tipo CLT (mais frequente) já estava captado, também, na constante, como, sobretudo, porque a dominância desse tipo de vínculo, na amostra, era ainda mais forte que no caso da "dummy" referente à região Sudeste (na verdade, menos de 4% dos indivíduos apresentaram outro tipo de vínculo), e, a-

inda, pela elavadiçssima correlação simples observada entre os empregados de vínculo CLT com aqueles cujas empresas têm sede na região Sudeste — o que gerou condições de quase perfeita multicolinearidade entre o conjunto de variáveis referentes a vínculo e o conjunto de variáveis referentes a região. Essa, por sinal, é uma limitação típica, neste estudo empírico, de trabalharmos com uma amostra viesada para grandes empresas, onde a esmagadora maioria da mão-de-obra mantém relações formais de trabalho com os empregadores, localizando-se, em geral, as sedes de tais firmas, no centro-sul do país.

Procurando, pois, ressaltar tão somente os resultados de maior substância, sobretudo aqueles que nos permitam enfocar com maior clareza a questão central desta parte do estudo — a saber, a quantificação da importância relativa das características pessoais versus as de natureza estrutural na explicação das variações na remuneração dos empregados, para a amostra em questão, nos deteremos na análise de resultados encontrados a partir de 5 regressões principais, e 3 regressões complementares, a partir da formulação básica da função salários individuais discutida no item 2.2., anterior, a saber<sup>/1</sup>:

- 
- (1) As variáveis incluídas nessa formulação já foram definidas no item 2.2 ou na parte 1 deste estudo. As médias e desvios-padrão dessas variáveis, bem como os coeficientes de correlação simples entre elas, estão apresentados nos Apêndices 2 e 3, respectivamente. Usamos sempre a mesma letra, b, para denotar os coeficientes a serem estimados, em todas as regressões, somente para manter simples a notação.



### REGRESSÕES PRINCIPAIS

#### Regressão 1:

$$\ln\text{REMHORE}_{ij} = b_0 + b_1 R_j + b_2 KL_j + b_3 \text{INSTR}_{ij} + b_4 ID_{ij} + b_5 \text{TSERV}_{ij} + b_6 \text{NAC}_{ij} + \epsilon_{ij}$$

#### Regressão 2:

$$\ln\text{REMHORE}_{ij} = b_0 + b_1 SM_j + b_2 \text{INSTR}_{ij} + b_3 ID_{ij} + b_4 \text{TSERV}_{ij} + b_5 \text{NAC}_{ij} + \epsilon_{ij}$$

#### Regressão 3:

$$\ln\text{REMHORE}_{ij} = b_0 + b_1 \text{INSTR}_{ij} + b_2 ID_{ij} + b_3 \text{TSERV}_{ij} + b_4 \text{NAC}_{ij} + \epsilon_{ij}$$

#### Regressão 4:

$$\ln\text{REMHORE}_{ij} = b_0 + b_1 R_j + b_2 KL_j + \epsilon_{ij}$$

#### Regressão 5:

$$\ln\text{REMHORE}_{ij} = b_0 + b_1 SM_j + \epsilon_{ij}$$

### REGRESSÕES COMPLEMENTARES

#### Regressão A:

$$\ln\text{REMANO}_{ij} = b_0 + b_1 R_j + b_2 KL_j + b_3 \text{INSTR}_{ij} + b_4 ID_{ij} + b_5 \text{TSERV}_{ij} + b_6 \text{NAC}_{ij} + b_7 (\text{NMESES}/12)_{ij} + b_8 (\text{HORAS}/40)_{ij} + \epsilon_{ij}$$

Regressão B:

$$\ln \text{REMANO}_{ij} = b_0 + b_1 \text{SM}_{ij} + b_2 \text{INSTR}_{ij} + b_3 \text{ID}_{ij} + b_4 \text{TSERV}_{ij} + \\ b_5 \text{NAC}_{ij} + b_6 (\text{NMESES}/12)_{ij} + b_7 (\text{HORAS}/40)_{ij} + \epsilon_{ij}$$

Regressão C:

$$\ln \text{REMANO}_{ij} = b_0 + b_1 \text{INSTR}_{ij} + b_2 \text{ID}_{ij} + b_3 \text{TSERV}_{ij} + b_4 \text{NAC}_{ij} + \\ b_5 (\text{NMESES}/12)_{ij} + b_6 (\text{HORAS}/40)_{ij} + \epsilon_{ij}$$

No que diz respeito às regressões principais, em sua estimação com dados da amostra total (i.e., sem subgrupar por tipos de atividade industrial), os resultados estão apresentados na Tabela I. As regressões 1 e 2 englobam variáveis referentes tanto a características pessoais quanto a fatores estruturais. De um modo geral, o poder de explicação dessas regressões é bom, tendo em vista os  $\bar{R}^2$  de 53%, semelhantes aos encontrados em outros estudos desta natureza, com dados para o Brasil. Com base nos coeficientes betas, podemos afirmar que as variáveis mais importantes, dentre as estudadas, para explicar a variação na remuneração horária efetiva entre trabalhadores, nessas regressões, foram INSTR, ID e TSERV, em termos de características pessoais, bem como SM e R, no que se refere a variáveis de natureza estrutural.

Ressalta, em especial, nessas regressões, a importância extraordinária, em termos relativos, da variável INSTR, cujo coeficiente beta calculado é mais do que três vezes superior ao da segunda variável de maior importância, ID (sendo

TABELA I

## FUNÇÃO SALÁRIOS INDIVIDUAIS: COEFICIENTES ESTIMADOS

(Variável dependente:  $\ln \text{REMHORE}$ ; amostra total; n° de observações: 10.092)

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS /1	REGRESSÃO 1 $R^2=0,53; \bar{R}^2=0,53; F=1865,7$		REGRESSÃO 2 $R^2=0,53; \bar{R}^2=0,53; F=2270,2$		REGRESSÃO 3 $R^2=0,52; \bar{R}^2=0,52; F=2682,5$		REGRESSÃO 4 $R^2=0,07; \bar{R}^2=0,07; F=384,5$		REGRESSÃO 5 $R^2=0,05; \bar{R}^2=0,05; F=504,0$	
	$\beta$ <sup>/2</sup>	t <sup>/3</sup>	$\beta$	t	$\beta$	t	$\beta$	t	$\beta$	t
SM	— <sup>/4</sup>		0,121	17,4	—		—		0,218	22,4
R	0,102	12,3	—		—		0,197	17,5	—	
KL	0,013	1,7	—		—		0,104	9,3	—	
INSTR	0,653	91,2	0,662	94,9	0,681	97,4	—		—	
ID	0,199	23,3	0,204	23,9	0,202	23,3	—		—	
TSERV	-0,153	-17,3	-0,138	-16,0	-0,127	-14,5	—		—	
NAC	-0,020	-2,7	-0,029	-3,9	-0,026	-3,5	—		—	

Notas: /1 - Todas as regressões foram estimadas com constantes aqui omitidas.

/2 - Coeficientes "betas" de cada variável explicativa, i.e., coeficientes "b's" das regressões em que todas as variáveis (dependente e independentes),  $X$ , são normalizadas  $(X_i - \bar{X}_i)$ , onde  $X_i$  e  $\sigma_i(X)$  representam, respectivamente, a média e o desvio-padrão de cada variável.  $\frac{\sigma_i(X)}{\sigma_i(X)}$  Correspondem às variações na variável dependente em termos de unidades de desvio-padrão das variáveis independentes. Permite uma comparação direta do impacto parcial de cada variável explicativa sobre a variável dependente, independentemente das diferentes unidades de medida dessas variáveis.

/3 - Indica a estatística "t", calculada; quando por superior a 1,96, o coeficiente estimado é significativamente diferente de zero ao nível de 5%, num teste bilateral.

/4 - Indica variável que não foi introduzida nessa regressão.

também significante). No que se refere às variáveis de estrutura, o melhor resultado foi o obtido com a variável SM, como "síntese" de diversos fatores estruturais, tanto em termos de coeficiente estimado quanto em termos de significância relativa, com relação às demais variáveis estruturais.

Ainda, com relação às regressões 1 e 2, da Tabela I, causa estranheza o sinal negativo encontrado para o coeficiente da variável TSERV. No entanto, com base no Apêndice 2, constatamos que, para a amostra total, embora a média dessa variável seja 10 vezes menor que a da variável ID, seu desvio-padrão é aproximadamente igual ao desta última, indicando que a distribuição de frequência de TSERV é extremamente assimétrica — no sentido de muito baixas frequências relativas de empregados que já trabalham a muitos anos na empresa em questão.

Por outro lado, pelo Apêndice 3, vemos que o coeficiente de correlação simples entre as variáveis TSERV e INSTR é negativo, enquanto o coeficiente de correlação simples entre ID e INSTR é positivo. Além disso, ID e TSERV têm elevada correlação positiva, e, embora as correlações tanto de ID quanto de TSERV com HORAS/40 seja negativa, esta última é, em módulo, superior à primeira. Por último, enquanto a correlação simples entre ID e NMESES/12 é positiva, a correlação desta última variável com TSERV é praticamente nula — ocorrendo fato idêntico no que se refere às correlações simples de ID e TSERV com a variável REMANO. Aparentemente, portan-

to, embora a variável ID esteja funcionando adequadamente como uma boa "proxy" para experiência no trabalho de caráter geral, a variável TSERV, ao invés de captar a informação referente a experiência no trabalho de caráter específico, está, isto sim, captando o efeito (parcial) do "envelhecimento" do indivíduo, no sentido de diminuição de seu potencial produtivo, sobre sua remuneração horária efetiva.

Ainda com relação à Tabela I, observamos, pelas Regressões 3, 4 e 5, que o conjunto de variáveis relativas a características pessoais com que se trabalhou explica 52% da variância de  $\ln\text{REMHORE}$ , enquanto o conjunto de variáveis relativas à estrutura empresarial explica somente 7% (R e KL) ou 5% (SM) da variância da variável dependente. Além disso, pela comparação dos  $R^2$  das Regressões 1 e 2 com o  $R^2$  da Regressão 3, vemos que a contribuição marginal do conjunto de variáveis de estrutura (R e K, ou, SM), sobre as variáveis de características individuais é de apenas 1%.

Na Tabela II, apresentamos os resultados encontrados no que se refere à estimação das Regressões Complementares, A, B e C — onde a variável dependente é  $\ln\text{REMANO}$ , introduzindo-se, como variáveis explicativas adicionais, as variáveis  $\text{NMESES}/12$  e  $\text{HORAS}/40$ . Conforme já deveríamos esperar, o efeito parcial da variável  $\text{NMESES}/12$ , na explicação da variância de  $\ln\text{REMANO}$  é muito forte e altamente significativa<sup>/1</sup>. Na verdade, chegou a suplantiar o efeito parcial da

---

(1) A correlação simples entre as variáveis  $\ln\text{REMANO}$  e  $\text{NMESES}/12$  é de 0,717, como se pode observar no Apêndice 3.

TABELA II

## FUNÇÃO SALÁRIOS INDIVIDUAIS: COEFICIENTES ESTIMADOS

(variável dependente: lnREMANO; amostra total; n° de observações: 10.092)

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS <sup>/1</sup>	REGRESSÃO A $R^2=0,67; \bar{R}^2=0,67; F=2513,7$		REGRESSÃO B $R^2=0,67; \bar{R}^2=0,67; F=2909,0$		REGRESSÃO C $R^2=0,67; \bar{R}^2=0,66; F=3337,9$	
	$\beta$ <sup>/2</sup>	t <sup>/3</sup>	$\beta$	t	$\beta$	t
SM	— <sup>/4</sup>		0,062	10,6	—	
R	0,017	2,5	—		—	
KL	0,020	3,0	—		—	
INSTR	0,365	57,9	0,364	59,0	0,373	60,5
ID	0,074	10,1	0,076	10,5	0,074	10,2
TSERV	0,077	9,6	0,078	9,9	0,084	10,
NAC	0,029	4,5	0,026	4,1	0,027	4,3
NMESES/12	0,558	89,0	0,556	89,2	0,561	89,6
HORAS/40	0,172	25,3	0,172	25,5	0,173	25,4

Notas: /1 - Todas as regressões foram estimadas com constante, aqui omitidas.

/2 - Coeficientes "betas" de cada variável explicativa, i.e., coeficientes "b's" das regressões em que todas as variáveis (dependentes e independentes),  $X_i$ , são normalizadas  $(X_i - \bar{X}_i)$ , onde  $X_i$  e  $\sigma_i(X)$  representam, respectivamente, a média e o desvio-padrão de cada variável.  $\frac{\sigma_i(X)}{\sigma_j(X)}$  Corresponde às variações na variável dependente em termos de unidades de desvio-padrão das variáveis independentes. Permite uma comparação direta do impacto parcial de cada variável explicativa sobre a variável dependente, independentemente das diferentes unidades de medida dessas variáveis.

/3 - Todos os coeficientes estimados são significativamente, diferentes de zero, ao nível de 5%, num teste bilateral.

/4 - Indica variável que não foi introduzida nessa regressão

variável INSTR, conforme medidos pelos coeficientes betas (0,56 e 0,37, respectivamente). A variável HORAS/40 apresentou, também, um impacto parcial sensível, e com bom nível de significância, sobre a variável dependente. Os  $\bar{R}^2$  das Regressões A e B (67%), bem como da Regressão C (66%) são consideravelmente superiores aos das Regressões 1, 2 e 3 (53% , no caso das duas primeiras, e 52% no caso da última).

Procurando investigar, mais detalhadamente, a importância individual de cada variável, na explicação da remuneração horária efetiva, calculamos as contribuições marginais das variáveis independentes, tomadas uma a uma, nas Regressões 1 a 5, conforme apresentamos na Tabela III. Vemos que, quando a especificação da função salários individuais inclui variáveis explicativas de caráter estrutural, a contribuição marginal da variável independente mais importante, INSTR, varia de 39% a 42% (Regressões 1 e 2, respectivamente). Quando a especificação da função inclui somente variáveis relativas a características individuais (Regressão 3), a contribuição marginal de INSTR é de 47%. Todas as demais variáveis, quer as de características pessoais ou estruturais, têm contribuições marginais muito pequenas, se comparadas à da variável INSTR.

Como as variáveis educação formal e experiência no trabalho são, em geral, as que maior ênfase têm recebido, em estudos empíricos sobre a função salários individuais, procuramos investigá-las um pouco mais detidamente, sobretudo bus

TABELA III

FUNÇÃO SALÁRIOS INDIVIDUAIS  
CONTRIBUIÇÃO MARGINAL DAS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS

(variável dependente: lnREMHOE; amostra total; nº de observações: 10.092)

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS	REGRESSÃO 1	REGRESSÃO 2	REGRESSÃO 3	REGRESSÃO 4	REGRESSÃO 5
SM	____/1	1%	____	____	5%
R	1%	____	____	3%	____
KL	0%/2	____	____	1%	____
INSTR	39%	42%	47%	____	____
ID	3%	3%	4%	____	____
TSERV	2%	1%	2%	____	____
NAC	0%/2	0%/2	2%	____	____

Notas: 1/ - Indica variável que não foi introduzida nessa regressão  
2/ - Por arredondamento. A contribuição marginal de uma variável explicativa, numa regressão, é, por definição, não-negativa.



cando elementos para comparações (que faremos na seção seguinte) com outros trabalhos já realizados, no que se refere à indústria brasileira. Calculamos, então as taxas médias de retorno<sup>/1</sup> associadas às variáveis escolaridade (INSTR) e experiência no trabalho de caráter geral (ID, como "proxy") , tanto para a amostra total quanto para as subamostras por subsectores de atividade — conforme apresentadas nas Tabelas IV e V.

Para a amostra total, observamos que a taxa média de retorno à educação formal, por cada ano de escolaridade (16,8%), foi muito superior à taxa média de retorno por cada ano de experiência no trabalho, de caráter geral (2,5%) — conforme já deveríamos esperar, tendo em vista os respectivos coeficientes betas estimados, na Regressão 3, comentados acima. Em termos das subamostras, as maiores taxas de retorno à educação foram encontradas para os subsectores "28" (Fumo), "17" (Papel e Papelão) e "22" (Perfumaria), nessa ordem. As menores taxas de retorno à educação referem-se aos subsectores "00" (Extração Mineral), "18" (Borracha) e "25" (Vestuários e Calçados). Ambos os resultados parecem corroborar a hipótese de complementaridade entre o capital físico

---

(1) Correspondem aos coeficientes  $b$ 's da Regressão 3, para essas variáveis. Como a variável escolaridade está classificada por níveis, fizemos uma conversão das taxas de retorno estimadas, para essa variável, em termos de taxas para cada ano de escolaridade, de modo a torná-las comparáveis à da variável idade. Conforme mencionado na seção 2.2, anterior, adotamos a hipótese de que cada um dos 10 níveis de escolaridade correspondia a 2 anos de estudo.

TABELA IV

TAXAS DE RETORNO (MÉDIAS) ASSOCIADAS À VARIÁVEL "ESCOLARIDADE" (níveis)  
(com base na Regressão 3; amostra total e subsetores industriais) /<sup>1</sup>

AMOSTRA	TAXA DE RETORNO		AMOSTRA	TAXA DE RETORNO	
	Níveis / <sup>2</sup>	Anos / <sup>3</sup>		Níveis	Anos
Total	36,4%	16,8%	Subsetor 20	35,9%	16,6%
Subsetor 00	23,1%	11,0%	Subsetor 21	28,3%	13,3%
Subsetor 10	39,0%	17,9%	Subsetor 22	39,7%	18,2%
Subsetor 11	35,2%	16,3%	Subsetor 23	31,7%	14,8%
Subsetor 12	32,4%	15,1%	Subsetor 24	36,3%	16,7%
Subsetor 13	34,6%	16,0%	Subsetor 25	26,1%	12,3%
Subsetor 14	34,5%	16,0%	Subsetor 26	34,8%	16,1%
Subsetor 15	38,3%	17,6%	Subsetor 27	36,8%	17,0%
Subsetor 16	36,2%	16,7%	Subsetor 28	49,6%	22,3%
Subsetor 17	42,2%	19,2%	Subsetor 29	29,8%	13,9%
Subsetor 18	23,4%	11,1%	Subsetor 30	26,4%	12,4%
Subsetor 19	36,6%	16,9%	-		

Notas: /1 - Para especificação da atividade industrial referente a cada subsetor, vide Apêndice 1

/2 - Supondo a classificação dos valores possíveis da variável escolaridade formal dentre dos 10 níveis distintos que constam do "Questionário RAIS-77"

/3 - Supondo que cada nível distinto de escolaridade, de acordo com o "Questionário RAIS-77", corresponda, em média, a cerca 2 anos de escolarização formal.

TABELA V

TAXAS DE RETORNO (MÉDIAS) ASSOCIADAS À VARIÁVEL "EXPERIÊNCIA  
NO TRABALHO" (anos) /<sup>1</sup>

(com base na Regressão 3, tomando a variável "idade" como "proxy";  
 amostra total e subsetores industriais)

AMOSTRA	TAXA DE RETORNO	AMOSTRA	TAXA DE RETORNO
Total	2,5%	Subsetor 20	2,2%
Subsetor 00	3,2%	Subsetor 21	2,0%
Subsetor 10	3,2%	Subsetor 22	0,8%
Subsetor 11	2,9%	Subsetor 23	4,8%
Subsetor 12	2,9%	Subsetor 24	2,5%
Subsetor 13	2,3%	Subsetor 25	3,0%
Subsetor 14	2,5%	Subsetor 26	2,2%
Subsetor 15	2,1%	Subsetor 27	0,5%
Subsetor 16	3,3%	Subsetor 28	1,6%
Subsetor 17	3,1%	Subsetor 29	3,0%
Subsetor 18	3,8%	Subsetor 30	1,2%
Subsetor 19	0,5%	-	-

Nota: /1 - Para especificação da atividade industrial referente a cada subsetor, vide Apêndice 1.

e humano na indústria nacional.

Quanto às taxas de retorno à experiência no trabalho, a nível desagregado, vemos que, de um modo geral, foi alta nos subsetores que apresentaram as menores taxas de retorno à educação, e vice-versa. O subsetor industrial que registrou a mais elevada taxa de retorno à experiência no trabalho, no entanto, foi o "23" (Plásticos), sendo que a menor taxa de retorno, no caso, foi registrada nos subsetores "19" (Couros e Peles) e "27" (Bebidas). É digno de nota, ainda, que alguns subsetores registraram altas taxas de retorno tanto à educação formal quanto à experiência no trabalho de caráter geral, destacando-se, nesse caso, os subsetores "10" (Minerais Não-Metálicos) e "17" (Papel e Papelão).

Os resultados encontrados que comentamos, até agora, já permitem uma visão geral da importância relativa das variáveis referentes a características pessoais, com relação às associadas à estrutura industrial, como fatores determinantes dos salários individuais — o ponto central de investigação deste nosso trabalho. Nas Tabelas VI e VII, porém, podemos constatar, adicionalmente, como se comportam o "poder de explicação" (medido através dos  $\bar{R}^2$  das Regressões 3, 4 e 5) e as "contribuições marginais", para aqueles dois conjuntos distintos de variáveis independentes, através dos diversos subsetores de atividade industrial.

No que se refere ao "poder de explicação" (Tabela VI), as características pessoais, em seu conjunto, se destacaram como fatores determinantes das variações nos salários

TABELA VI

## FUNÇÃO SALÁRIOS INDIVIDUAIS

PODER DE EXPLICAÇÃO DAS "CARACTERÍSTICAS INDIVIDUAIS" versus "CARACTERÍSTICAS ESTRUTURAIS"

(com base nas Regressões 3, 4 e 5; amostra total e subsetores industriais)

AMOSTRA	CARACTERÍSTICAS INDIVIDUAIS (INST, ID, TSERV, NAC)	CARACTERÍSTICAS ESTRUTURAIS (KL, R, SM)	
	REGRESSÃO 3 ( $\bar{R}^2$ )	REGRESSÃO 4 ( $\bar{R}^2$ )	REGRESSÃO 5 ( $\bar{R}^2$ )
Total	0,52	0,07	0,05
Subsetor 00	0,11	0,08	0,00 <sup>/1</sup>
Subsetor 10	0,61	0,21	0,01
Subsetor 11	0,55	0,10	0,04
Subsetor 12	0,50	0,05	0,02
Subsetor 13	0,53	0,13	0,04
Subsetor 14	0,56	0,10	0,03
Subsetor 15	0,52	-0,00 <sup>/1</sup>	0,02
Subsetor 16	0,57	0,11	0,02
Subsetor 17	0,63	0,23	0,00 <sup>/1</sup>
Subsetor 18	0,64	0,26	0,17
Subsetor 19	0,52	0,03	0,01
Subsetor 20	0,58	0,10	0,03
Subsetor 21	0,35	0,04	0,02
Subsetor 22	0,63	0,16	-0,00 <sup>/1</sup>
Subsetor 23	0,58	0,11	0,11
Subsetor 24	0,42	0,06	0,00 <sup>/1</sup>
Subsetor 25	0,32	0,02	-0,00 <sup>/1</sup>
Subsetor 26	0,49	0,20	0,17
Subsetor 27	0,57	0,25	0,03
Subsetor 28	0,84	0,02	0,01
Subsetor 29	0,31	0,16	0,11
Subsetor 30	0,59	0,29	0,01

Nota: /1 - Por arrendamento

CONTRIBUIÇÃO MARGINAL DE "AGREGADOS" DE VARIÁVEIS EXPLICATIVAS

("características individuais" versus "características estruturais"; com base nas Regressões 1 a 5; amostra total e subsetores industriais)

AMOSTRA	CARACTERÍSTICAS INDIVIDUAIS (INSTR, TSERV, NAC)		CARACTERÍSTICAS ESTRUTURAIS (Regressão 1 e 2 com relação à Regressão 3 respectivamente)	
	Regressão 1 com relação a Regressão 4	Regressão 2 com relação a Regressão 5	(KL, R)	(SM)
Total	46%	48%	1%	1%
Subsetor 00	24%	15%	18%	0%/1
Subsetor 10	41%	61%	1%	0%/1
Subsetor 11	46%	52%	1%	1%
Subsetor 12	46%	50%	2%	2%
Subsetor 13	42%	51%	2%	2%
Subsetor 14	52%	56%	6%	3%
Subsetor 15	52%	57%	0%/1	7%
Subsetor 16	49%	59%	2%	3%
Subsetor 17	41%	63%	1%	0%/1
Subsetor 18	38%	47%	0%/1	0%/1
Subsetor 19	50%	52%	0%/1	0%/1
Subsetor 20	49%	57%	1%	2%
Subsetor 21	33%	37%	2%	0%/1
Subsetor 22	48%	64%	2%	0%/1
Subsetor 23	51%	51%	1%	3%
Subsetor 24	38%	43%	2%	1%
Subsetor 25	30%	33%	0%/1	0%/1
Subsetor 26	33%	36%	4%	4%
Subsetor 27	34%	56%	2%	0%/1
Subsetor 28	78%	85%	0%/1	0%/1
Subsetor 29	26%	31%	10%	10%
Subsetor 30	31%	58%	0%/1	0%/1

Nota: /1 - Por arredondamento

individuais nos subsetores "10" (minerais não-metálicos), "17" (papel e papelão), "18" (borracha), "22" (perfumaria) e "28" (fumo). Por outro lado, as características estruturais (KL e R, ou, alternativamente, SM) apresentam elevado "poder de explicação" também nos subsetores "10", "17", "18", e, ainda, nos subsetores "26" (alimentos), "27" (bebidas) e "30" (diversos). Em termos relativos, no entanto, prevalece, em todos os subsetores industriais, o resultado básico já comentado por nós, anteriormente, no que se refere à amostra total — as variáveis associadas às características individuais têm muito maior poder de explicação da variância das remunerações individuais que as variáveis relativas à estrutura.

Resultados semelhantes ocorrem, também, quando comparamos, subsetorialmente, as "contribuições marginais" desses dois grupos distintos de variáveis para a explicação da variável dependente (Tabela VIII). Vale a pena destacar, aqui, a contribuição marginal extremamente elevada das variáveis associadas a características pessoais no subsetor "28" (fumo), bem como as contribuições marginais ponderáveis das variáveis estruturais nos subsetores "00" (extração mineral — somente no que se refere a KL e R) e "29" (editorial e gráfica — tanto em termos das variáveis KL e R quanto no que diz respeito à variável SM).

As Tabelas VIII e IX apresentam os coeficientes estimados, para as variáveis explicativas referentes às Regressões 1 e 2, a nível subsetorial. Quanto às variáveis associadas a características pessoais, podemos observar uma grande

TABELA VIII  
FUNÇÃO SALÁRIOS INDIVIDUAIS  
COEFICIENTES<sup>/1</sup> ESTIMADOS

(Regressão 1; variável dependente: lnREMhORE; amostra  
total e subsetores industriais)

AMOSTRA	VARIÁVEIS EXPLICATIVAS <sup>/2</sup>					
	R	KL	INSTR	ID	TSERV	NAC
Total	0,102	0,013 <sup>/3</sup>	0,653	0,199	-0,153	-0,020
Subsetor 00	-0,415	-0,101 <sup>/3</sup>	0,536	0,029 <sup>/3</sup>	0,023 <sup>/3</sup>	-0,031 <sup>/3</sup>
Subsetor 10	0,135	-0,029 <sup>/3</sup>	0,652	0,219	-0,002 <sup>/3</sup>	-0,021 <sup>/3</sup>
Subsetor 11	0,022 <sup>/3</sup>	0,044 <sup>/3</sup>	0,666	0,236	-0,130	-0,103
Subsetor 12	0,091	0,071	0,640	0,229	-0,173	0,018 <sup>/3</sup>
Subsetor 13	0,152	0,020 <sup>/3</sup>	0,622	0,210	-0,255	0,013 <sup>/3</sup>
Subsetor 14	0,282	0,067	0,515	0,171	-0,474	-0,005 <sup>/3</sup>
Subsetor 15	-0,001 <sup>/3</sup>	-0,027 <sup>/3</sup>	0,741	0,197	-0,029 <sup>/3</sup>	-0,131 <sup>/3</sup>
Subsetor 16	0,178	-0,043 <sup>/3</sup>	0,603	0,255	-0,249	0,096 <sup>/3</sup>
Subsetor 17	0,130	-0,037 <sup>/3</sup>	0,689	0,208	0,008 <sup>/3</sup>	-0,018 <sup>/3</sup>
Subsetor 18	0,023 <sup>/3</sup>	0,039 <sup>/3</sup>	0,412	0,268	0,204	0,061 <sup>/3</sup>
Subsetor 19	-0,004 <sup>/3</sup>	-0,001 <sup>/3</sup>	0,741	0,046 <sup>/3</sup>	-0,076	0,023 <sup>/3</sup>
Subsetor 20	0,034 <sup>/3</sup>	0,064	0,691	0,195	-0,221	-0,010 <sup>/3</sup>
Subsetor 21	0,176	0,001 <sup>/3</sup>	0,525	0,254	-0,076 <sup>/3</sup>	-0,031 <sup>/3</sup>
Subsetor 22	0,157	0,043 <sup>/3</sup>	0,690	0,110 <sup>/3</sup>	-0,508	0,043 <sup>/3</sup>
Subsetor 23	0,178	0,101 <sup>/3</sup>	0,586	0,498	-0,511	-0,078 <sup>/3</sup>
Subsetor 24	0,103	0,058	0,594	0,201	-0,132	0,001 <sup>/3</sup>
Subsetor 25	0,024 <sup>/3</sup>	0,053 <sup>/3</sup>	0,486	0,239	-0,034 <sup>/3</sup>	-0,046 <sup>/3</sup>
Subsetor 26	0,207	0,028 <sup>/3</sup>	0,587	0,161	-0,063	-0,014 <sup>/3</sup>
Subsetor 27	0,189	0,003 <sup>/3</sup>	0,637	0,073 <sup>/3</sup>	0,099	-0,021 <sup>/3</sup>
Subsetor 28	-0,078 <sup>/3</sup>	-0,057 <sup>/3</sup>	0,859	0,117 <sup>/3</sup>	0,057 <sup>/3</sup>	-0,108 <sup>/3</sup>
Subsetor 29	0,292	0,234	0,473	0,225	-0,113 <sup>/3</sup>	-0,064 <sup>/3</sup>
Subsetor 30	0,081 <sup>/3</sup>	0,038 <sup>/3</sup>	0,436	0,108 <sup>/3</sup>	0,417	-0,009 <sup>/3</sup>

Notas: /1 - Coeficientes "betas", i.e., referentes à regressão estimada com base nas variáveis (dependente e independentes) normalizadas. Vide "Nota 2", na Tabela I.

/2 - Todas as regressões, foram estimadas com constante, aqui omitida. Para as demais estatísticas, a respeito dessas regressões, vide Apêndice 4.

/3 - Indica, com base na estatística "t", calculada, que o coeficiente estimado não é significativamente diferente de zero, ao nível de 5%, num teste bilateral.



TABELA IX  
FUNÇÃO SALÁRIOS INDIVIDUAIS  
COEFICIENTES<sup>/1</sup> ESTIMADOS

(Regressão 2; variável dependente: lnREMFORE; amostra  
total e subsetores industriais)

AMOSTRA	VARIÁVEIS EXPLICATIVAS <sup>/2</sup>				
	SM	INSTR	ID	TSERV	NAC
Total	0,120	0,661	0,204	-0,138	-0,029
Subsetor 00	-0,024 <sup>/3</sup>	0,387	-0,022 <sup>/3</sup>	0,074 <sup>/3</sup>	-0,105 <sup>/3</sup>
Subsetor 10	0,055	0,690	0,229	0,013 <sup>/3</sup>	-0,029 <sup>/3</sup>
Subsetor 11	0,054	0,675	0,238	-0,118	-0,113
Subsetor 12	0,125	0,660	0,225	-0,163	-0,008 <sup>/3</sup>
Subsetor 13	0,122	0,664	0,212	-0,215	0,013 <sup>/3</sup>
Subsetor 14	0,160	0,605	0,197	-0,412	0,032 <sup>/3</sup>
Subsetor 15	0,256	0,756	0,167	0,005 <sup>/3</sup>	-0,179 <sup>/3</sup>
Subsetor 16	0,172	0,642	0,258	-0,263	0,065 <sup>/3</sup>
Subsetor 17	0,031 <sup>/3</sup>	0,731	0,214	0,031 <sup>/3</sup>	-0,019 <sup>/3</sup>
Subsetor 18	0,082 <sup>/3</sup>	0,418	0,272	0,197	0,055 <sup>/3</sup>
Subsetor 19	0,078 <sup>/3</sup>	0,727	0,019 <sup>/3</sup>	-0,077 <sup>/3</sup>	0,034 <sup>/3</sup>
Subsetor 20	0,130	0,701	0,190	-0,225	-0,010 <sup>/3</sup>
Subsetor 21	0,100 <sup>/3</sup>	0,555	0,188	-0,057 <sup>/3</sup>	-0,026 <sup>/3</sup>
Subsetor 22	-0,015 <sup>/3</sup>	0,742	0,067 <sup>/3</sup>	-0,515	0,036 <sup>/3</sup>
Subsetor 23	0,184	0,609	0,475	-0,476	-0,100 <sup>/3</sup>
Subsetor 24	0,087	0,613	0,203	-0,132	0,002 <sup>/3</sup>
Subsetor 25	0,026 <sup>/3</sup>	0,494	0,246	-0,032 <sup>/3</sup>	-0,046 <sup>/3</sup>
Subsetor 26	0,208	0,602	0,158	-0,055	-0,016 <sup>/3</sup>
Subsetor 27	0,139	0,711	0,056 <sup>/3</sup>	0,137	-0,014 <sup>/3</sup>
Subsetor 28	-0,020 <sup>/3</sup>	0,866	0,118 <sup>/3</sup>	0,036 <sup>/3</sup>	0,114 <sup>/3</sup>
Subsetor 29	0,312	0,491	0,194	-0,148 <sup>/3</sup>	0,060 <sup>/3</sup>
Subsetor 30	0,038 <sup>/3</sup>	0,448	0,113	0,477	-0,005

Notas: /1 - Coeficientes "betas", i.e., referentes à regressão estimada com base nas variáveis (dependente e independentes normalizadas. Vide "Nota 2", na Tabela I.

/2 - Todas as regressões foram estimadas com constante, aqui omitida. Para as demais estatísticas, a respeito dessas regressões, vide Apêndice 4.

/3 - Indica, com base na estatística "t", calculada, que o coeficiente estimado não é significativamente diferente zero, ao nível de 5%, num teste bilateral.

estabilidade, em termos relativos, dos coeficientes estimados, por subsetores industriais, para a variável INSTR e, em menor escala, para a variável ID - cujos sinais encontrados, também, foram sempre os esperados. A variável INSTR apresentou-se, sempre, significativa, ao nível de confiança de 5%, enquanto a variável ID, embora também significativa, em geral, a esse nível, registrou, em alguns poucos subsetores, coeficientes estimados não diferentes de zero, estatisticamente.

A variável TSERV, embora apresentando, da mesma forma que no caso da amostra total, coeficientes estimados com sinal negativo (contrariamente ao esperado), a nível subsetorial, registrou, em cerca de metade dos subsetores analisados, coeficientes estimados não diferentes de zero, estatisticamente (em 8 subsetores, 3 deles com sinal positivo, na Tabela VIII), ou mesmo positivos e significantes ao nível de 5% (em 3 subsetores, na Tabela VIII). Zaghen (25), também, embora encontrando para suas amostras totais, sinais positivos e coeficientes significantes para essa mesma variável, apresenta também evidência de diversos coeficientes não distintos de zero, estatisticamente, ao trabalhar a nível subsetorial, especialmente para o ano de 1974.<sup>1</sup> A variável NAC apresentou coeficientes, a nível subsetorial, de um modo geral não diferentes de zero, estatisticamente - apesar de, na amostra total, termos encontrado, para essa variável, um coeficiente com sinal negativo e significativo, embora de pequena magnitude.

---

(1) Vide Zaghen, (25), pp. 131 a 133 e 166 a 168. Provavelmente, essa variável está captando o efeito da depreciação do capital humano com a idade avançada, conforme já comentamos no início desta seção.

Ainda em relação às Tabelas VIII e IX, no que se refere às variáveis associadas às características estruturais, observamos que, a nível subsetorial, os coeficientes betas estimados apresentaram maior estabilidade no que se refere à variável SM do que no que diz respeito às variáveis R e KL (coeficientes de variação iguais a 0,104, 1,652 e 2,615, respectivamente).

É importante assinalarmos, também, que, de um modo geral, os subsetores que apresentaram betas de maior magnitude, para estas variáveis, foram os que se caracterizam por apresentar índices de concentração industrial mais elevados — destacando-se nessa correlação, os subsetores "14" (materiais de transporte), "23" (plásticos) e "26" (alimentos).<sup>1</sup>

Embora nossos resultados empíricos básicos sejam compatíveis com a hipótese de que as características pessoais são relativamente mais importantes que as características estruturais, na explicação da variação observada nos salários individuais na indústria brasileira, pelo menos para o período de tempo em questão, decidimos realizar, ainda, testes empíricos adicionais, para termos a certeza de que exploramos a questão adequadamente, no âmbito dos dados disponíveis.

Assim, uma crítica que, de imediato, poderia ser feita ao poder de explicação e contribuição marginais relativos das variáveis pessoais versus as estruturais, refere-se

---

(1) Para os índices de concentração industrial, calculados com base em dados do IRPJ, com os subsetores industriais classificados a nível de 4 dígitos, para o ano de 1978, vide Braga e Mascoto .

ao maior número das primeiras, em relação às outras, introduzidas como fatores explicativos dos salários individuais. Tal fato poderia viesar os testes empíricos realizados num sentido contrário à importância relativa das variáveis estruturais na explicação das diferenças individuais de salários — sobretudo se nossa escolha de variáveis estruturais a entrarna especificação da função não tivesse atendido ao requisito de identificação dos fatores mais importantes.

Procedemos, então, à introdução de outras variáveis estruturais, adicionalmente, na função salários individuais. Desse modo, como "proxy" alternativa para o tamanho da empresa, incluímos a variável L (número de trabalhadores, na firma) entre as explicativas. Por outro lado, procurando captar um possível impacto parcial de grande magnitude e significância entre a "lucratividade" da empresa e os salários de seus empregados, introduzimos, também, as variáveis PK (lucro bruto, por unidade de capital total da empresa) e PL (lucro bruto, por trabalhador da empresa) como fatores explicativos dos salários individuais.

Conforme podemos observar, com base na Tabela X, através das Regressões E.1 a E.4, não houve mudança significativa nos resultados já encontrados e comentados por nós, neste estudo. Os  $\bar{R}^2$  das regressões E.1 a E.3 são idênticos aos da Regressão 1, apresentada por nós na Tabela I — sendo que, agora, temos a introdução adicional das variáveis PK e PL, nas regressões E.1 e E.2, respectivamente, com relação à Regressão 1, ou, ainda, a substituição de R e KL, nesta última regressão, por L e PK, na Regressão E.3.

TABELA X

## FUNÇÃO SALÁRIOS INDIVIDUAIS: COEFICIENTES ESTIMADOS

(variável dependente: lnREMhORE; amostra total; nº de observações: 10.092)

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS /1	Regressão E.1 $R^2=0,53; \bar{R}^2=0,53; F=1.605,3$ $\beta/2$ $t/3$		REGRESSÃO E.2 $R^2=0,53; \bar{R}^2=0,53; F=1.606,2$ $\beta$ $t$		REGRESSÃO E.3 $R^2=0,53; \bar{R}^2=0,53; F=1.913,7$ $\beta$ $t$		REGRESSÃO E.4 $R^2=0,54; \bar{R}^2=0,54; F=1.300,5$ $\beta$ $t$	
R	0,102	12,4	0,104	12,6	—		-0,136	-7,5
L	—/4		—		0,141	19,0	0,251	14,7
KL	0,022	2,7	-0,024	-2,2	—		0,006	0,4
PK	0,033	4,6	—		0,039	5,7	0,021	2,1
PL	—		0,050	4,9	—		0,083	5,5
INSTR	0,650	90,4	0,650	90,2	0,648	91,5	0,636	88,6
ID	0,200	23,4	0,200	23,4	0,198	23,3	0,196	23,1
TSERV	-0,153	-17,3	-0,153	-17,3	-0,165	-18,7	-0,170	-19,4
NAC	-0,020	-2,7	-0,021	-2,8	-0,018	-2,4	-0,016	-2,1

Notas: /1 - Todas as regressões foram estimadas com constante, aqui omitida.

/2 - Coeficientes "betas" de cada variável explicativa, i.e., coeficientes "b's" das regressões em que todas as variáveis (dependente e independentes),  $X$ , são normalizadas  $(X_i - \bar{X}_i)$ , onde  $X_i$  e  $\sigma_i(X)$  representam, respectivamente, a média e o desvio-padrão de cada variável.  $\frac{\sigma_i(X)}{\sigma_1(X)}$  Correspondem às variações na variável dependente em termos de unidades de desvio-padrão das variáveis independentes. Permite uma comparação direta do impacto parcial de cada variável explicativa sobre a variável dependente, independentemente das diferentes unidades de medida dessas variáveis.

/3 - Indica a estatística "t", calculada; quando por superior a 1,96, o coeficiente estimado é significativamente diferente de zero, ao nível de 5%, num teste bilateral.

/4 - Indica variável que não foi introduzida nessa regressão.

Além disso, pela Regressão E.4, que engloba todas as variáveis estruturais introduzidas em qualquer uma das Regressões E.1 a E.3, vemos que o aumento no  $\bar{R}^2$  pela inclusão de duas ou três variáveis estruturais a mais, com relação às três primeiras regressões apresentadas na Tabela X, foi de apenas 1%.

De um modo geral, os sinais esperados (positivos) para as diversas variáveis estruturais foram confirmados pelo teste empírico, exceto no que se refere à variável KL, na Regressão E.2, e à variável R, na regressão E.4. No primeiro desses casos, tal resultado é devido, provavelmente, à forte multicolinearidade entre KL e PL (o coeficiente de correlação simples entre essas suas variáveis é igual a 0,742, enquanto a correlação simples entre KL e PK na Regressão E.1 é de - 0,268). No outro caso, temos uma forte multicolinearidade, conforme já esperávamos, entre R e L (a correlação simples é igual a 0,887) o que também explica a inversão do sinal esperado de R, na Regressão E.4.<sup>1</sup>

Ainda com base na Tabela X, observamos que os coeficientes das variáveis estruturais são todos significativamente distintos de zero, ao nível de 5%, exceto no que se refere à variável KL na Regressão E.4 — o que, uma vez mais, prende-se à elevada correlação simples entre essa variável e PL, conforme já assinalamos acima. Vale a pena assinalarmos, também que, com base nos coeficientes betas e nos valores

---

(1) A matriz dos coeficientes de correlação simples entre as variáveis que entram nas especificações da função salários individuais apresentadas na Tabela X está transcrita no Apêndice 3.

dos "t" calculados, a variável L apresentou-se como melhor "proxy" para tamanho da empresa que a variável R.

#### 2.4. Comparação dos Resultados Encontrados com os de Outros Estudos

A Tabela XI apresenta uma síntese dos principais resultados, deste e de outros estudos, no que se refere à importância relativa das características pessoais na explicação dos salários individuais na indústria brasileira. Desconsiderando certas diferenças, marginais, na especificação das funções salários nesses trabalhos, vemos que o poder de explicação das características pessoais, no que se refere à variação dos salários individuais está situado, grosso modo, na faixa dos 40% a 60%.

De um modo geral, a taxa de retorno associada a cada ano adicional de educação formal vem aumentando ligeiramente ao longo do tempo — o que parece demonstrar que, apesar do crescimento da escolaridade média dos trabalhadores na indústria nacional, a complementaridade entre capital humano e maior sofisticação tecnológica nas empresas ainda implica no pagamento de prêmios crescentes, em média, a investimentos em educação. De forma pelo menos compatível com esse resultado, podemos observar, também, que a taxa de retorno por cada ano adicional de experiência no trabalho de caráter geral vem crescendo paulatinamente, ao longo do tempo — além de ser sempre, nos períodos considerados, bastante inferior à taxa de retorno aos investimentos em educação. A nível de contribuição marginal das variáveis explicativas mais importantes, nas especificações consideradas nestes estudos para a função salá

com base na diferença entre os  $\bar{R}^2$ , para cada um destes trabalhos apresentados nessas Tabelas, a importância relativa das características pessoais é bem menor que a das características estruturais na explicação das diferenças individuais de salários. Na verdade, a "estrutura" chega a adicionar somente 1% ao poder de explicação do modelo, em nosso estudo, como já mencionado na seção 2.3.

Podemos ainda observar, pelas Tabelas XI e XII, que, ao introduzirmos também variáveis referentes à estrutura na função salários individuais, cai ligeiramente a taxa de retorno à educação — o que pode ser visto com base em nossa especificação. Por outro lado, pela Tabela XII, vemos que a taxa de retorno à educação, embora tendo se elevado entre 1974 e 1977, apresentou uma pequena queda entre 1970 e 1974. Já a taxa de retorno à experiência no trabalho, de caráter geral, apresentou-se notavelmente estável, ao longo da década passada. Finalmente, se compararmos a contribuição marginal da variável educação, em nosso estudo, conforme apresentada nas Tabelas XI e XII, vemos que, embora apresente uma certa diminuição, ao controlarmos também por variáveis estruturais, continua a ser nitidamente dominante, representando ainda, neste último caso, cerca de 80% do  $\bar{R}^2$  da Regressão 2 (i.e., uma contribuição marginal de 42%, para um  $\bar{R}^2$  de 53%).

É importante frisarmos, no entanto, que, ao estudar as diferenças de salários médios na indústria brasileira, em 1970, com dados dos Censos Industrial e Demográfico para 19 gêneros industriais nos 21 estados da Federação, Cunha e Bonelli apresentam evidência de que, tomadas em conjunto, as características estruturais têm uma contribuição marginal



(23,4%) superior à contribuição marginal das características pessoais (11,9%)<sup>1</sup> — com relação a um  $R^2$  de 83,8%, o que evidencia, inclusive, forte multicolinearidade entre os dois conjuntos de variáveis. A nível de variáveis isoladas, o salário mínimo relativo de cada região e o nível de educação médio dos trabalhadores (por gênero industrial, em cada região) foram as mais importantes de cada um dos dois grupos, respectivamente — tendo, ademais, apresentado contribuições marginais (e coeficientes beta) de magnitude semelhante.

Na verdade, resultados semelhantes também foram encontrados por Zaghen (25) , ao procurar explicar a variação nos salários médios a nível de generos industriais (15) e, mesmo, a nível de firmas (395), com dados do ano de 1970.<sup>2</sup>

Assim, a nível de generos industriais, Zaghen mostra que a contribuição marginal do conjunto de variáveis referentes à estrutura com que trabalhou<sup>3</sup> foi de 40,17%, com relação a um  $R^2$  igual a 84,31%. De qualquer modo, ainda assim, a variável escolaridade (única variável referente a características individuais introduzida por Zaghen na função salários, neste segmento de seu estudo, por falta de outros dados), isoladamente, explicou 44,14% da variância nos salários médios. A nível de firmas, Zaghen também encontrou resultados semelhantes. Neste caso porém, a contribuição marginal das variáveis referentes à estrutura (as mesmas que utilizou na

---

(1) Vide Cunha e Bonelli (10) , p. 149.

(2) Vide Zaghen (25) , pp. 154 e 79 respectivamente.

(3) O índice de concentração, a razão capital por trabalhador média e o tamanho médio das firmas.

explicação dos salários individuais, já citadas) foi de somente 14,5%, enquanto que a variável escolaridade, sozinha, explicou 39,37% da variância dos salários médios, e as duas outras variáveis, referentes aos períodos médios de treinamento geral e específico, que caracterizam o conjunto dos empregados de cada firma, apresentaram, em conjunto, contribuição marginal de 7,21% (sendo de 61,08% o  $R^2$  da função salários estimada, no caso).

Até mesmo no estudo pioneiro de Langoni, para o Brasil, as diferenças de renda, no setor secundário eram explicadas, em termos de contribuição marginal de cada variável, em 21,63% pela educação e 8,85% pela região geográfica ( $\bar{R}^2 = 52,56\%$ ), por exemplo, quando trabalhava com dados individuais - ao passo que tais contribuições marginais mudavam para 11,56% e 14,97%, respectivamente, quando trabalhava com classes de renda ( $\bar{R}^2 = 50,57\%$ ).<sup>1</sup>

De um modo geral, portanto, podemos concluir que parece não haver justificativa, em princípio, para que se defenda a especificação da função salários levando em conta não só características pessoais, como, também, características estruturais, como fatores explicativos das diferenças de remuneração do fator trabalho - pelo menos não em termos apriorísticos. Tudo parece depender, na verdade, do nível de agregação com que se pretenda trabalhar. Num estudo da variação nos salários individuais, a "estrutura" pode ser omitida. Num estudo da formação dos salários médios, a "estrutura" deve

---

(1) Tomando-se a variável "região" aqui, como uma síntese da estrutura empresarial em que o indivíduo está inserido. Vide Langoni (19), pp. 191 e 192.

estar incluída na especificação - sendo, inclusive, aparentemente, tão mais importante, em sua contribuição marginal para explicar a variância na variável dependente, quanto maior for o nível de agregação com que se deseje trabalhar.

APÊNDICE 1DISTRIBUIÇÃO DAS EMPRESAS DA AMOSTRAPOR SUBSETORES DE ATIVIDADE<sup>/1</sup>

(somente para o setor industrial, aqui; total: 1.706 empresas)

CÓDIGO DO SUBSETOR	ATIVIDADE INDUSTRIAL	Nº DE EMPRESAS
00	Extração Mineral	18
10	Minerais Não-metálicos	74
11	Metalurgia	216
12	Mecânica	174
13	Materiais Elétricos e de Comunicação	96
14	Materiais de Transporte	89
15	Madeira	45
16	Mobiliário	39
17	Papel e Papelão	70
18	Borracha	21
19	Couros e Peles	25
20	Química	121
21	Farmacêutica e de Medicamentos	37
22	Perfumaria	18
23	Plásticos	21
24	Têxtil	218
25	Vestuários e Calçados	74
26	Alimentos	212
27	Bebidas	48
28	Fumo	4
29	Editorial e Gráfica	38
30	Diversos	48

Nota: /1 - Vide "Convênio FIPE/FINEP-80/82", Sub-projeto F1, página 7, FIPE/USP, São Paulo, SP, para essa classificação que nos referimos, aqui, representa a interseção do CADEC-77/78 com a RAIS-77, após a crítica de dados por nós realizados.

FUNÇÃO SALÁRIOS INDIVIDUAIS: COMPARAÇÃO ENTRE DIFERENTES ESTUDOS QUANDO SÓ SE CONSIDERA AS CARACTERÍSTICAS PESSOAIS COMO FATORES EXPLICATIVOS

Especificação <sup>1</sup> de	R <sup>2</sup>	Taxa de Retorno por cada ano de Educação Formal	Taxa de Retorno por cada ano de Experiência no Trabalho	Contribuição Marginal da Variável Edu- cação Formal	Contribuição Marginal da Variável Ex- periência no Trabalho
Senna (1970) <sup>3</sup> stra:Lei dos 2/3	43,7%	14,3%	6%	- <sup>4</sup>	9,8%
Castelo Branco(1969) stra:Lei dos 2/3	39,2%	13,7%	4,5%	22,6%a49,8% <sup>5</sup>	1,8% a 5,8% <sup>5</sup>
Castelo Branco (1973) stra:Lei d 2/3	40,6%	15,1%	3,9%	25,9%a49,4% <sup>5</sup>	0,6% a 4,0% <sup>5</sup>
Zaghen (1970) stra:Lei d 2/3- =IP1	47,5%a56,5% <sup>6</sup>	-	-	-	-
Castel (1977) /7 stra:RAIS-IPPJ (CADEC)	52,0%	16,8%	2,5%	47%	4%

- ...: (1) Em todas as especificações a variável dependente é o salário-hora, em termos logarítmicos, exceto na de Zaghen, que, neste caso, não realizou a transformação logarítmica. As diferenças quanto às variáveis explicativas serão mencionadas no texto, quando relevantes à nossa argumentação.
- (2) Para todos os trabalhos, exceto este nosso, a variável experiência no trabalho corresponde a uma transformação linear da variável idade. Além disso, os trabalhos de Senna e Castelo Branco incluem, também, um termo quadrático desta variável, de modo a captar possíveis efeitos de não-linearidade do modelo sobre a variável dependente. A contribuição marginal calculada, nestes casos, inclui o efeito desse termo quadrático, que, no entanto, deve ser pequeno, já que os coeficientes estimados são de grandeza muito pequena, embora significantes aos níveis usuais.
- (3) Os anos assinalados entre parênteses, para cada uma das diferentes especificações da função salários individuais, correspondem aos períodos a que se referem os dados das amostras trabalhadas por cada pesquisador.
- (4) Indica, sempre que aparecer na Tabela, que não foi possível calcular o indicador em questão com base nos trabalhos citados, conforme publicados.
- (5) Corresponde ao intervalo de variação encontrado, para o indicador calculado, tendo em vista a partição nas amostras realizada por Castelo Branco, subdividindo cada uma delas em três subamostras, referentes a grupos de subsetores industriais que poderiam ser classificados como "indústrias dinâmicas, com elevado grau de concentração", "indústrias dinâmicas com menor grau de concentração" e "indústrias tradicionais".
- (6) Corresponde ao intervalo de variação encontrado tendo em vista a partição da amostra, realizada por Zaghen, subdividindo-a em quatro subamostras, referentes a grupos de empresas que poderiam ser classificadas como "grandes, multinacionais", "grandes, estatais", "pequenas, nacionais modernas" e "pequenas, tradicionais".
- (7) Com base na Regressão 3.

rios individuais, podemos notar que a importância relativa da variável educação formal é muito maior que a da variável experiência no trabalho.

Ao trabalharmos, porém, com uma especificação para a função salários individuais teoricamente mais correta, incluindo entre os fatores explicativos das diferenças de salários não apenas variáveis relacionadas às características pessoais dos empregados mas, também, variáveis associadas às características estruturais (i.e., do ambiente de trabalho), vemos que precisamos qualificar, de certo modo, algumas das conclusões mencionadas acima.

Para esta análise, ficamos restritos ao trabalho de Zaghen (25) e a este nosso. Zaghen, na verdade, trabalhou com uma especificação da função salários individuais semelhante à nossa Regressão 1, sendo que, ao invés de nossa variável NAC, incluiu uma variável referente ao status migratório do empregado e, no caso das variáveis referentes à estrutura empresarial, incluiu, adicionalmente, uma variável relativa à "estabilidade" da firma (com base no percentual de empregados com um ano ou mais de trabalho na empresa em questão).

Com base nas Tabelas XI e XII, vemos que, embora seja impossível fazermos uma comparação precisa entre o poder de explicação relativo das características pessoais versus as estruturais neste nosso estudo e no de Zaghen<sup>1</sup>, é certo que,

---

(1) Zaghen não trabalhou com a variável dependente (salário/hora) em termos logarítmicos, como nós, em sua especificação da função salários tendo somente características pessoais como fatores explicativos. Além disso, trabalhou, neste caso, com 4 subamostras, englobando subgrupos mais homogêneos de "indústrias" (vide Nota 5 da Tabela XI deste nosso estudo).

FUNÇÃO SALÁRIOS INDIVIDUAIS: COMPARAÇÃO ENTRE DIFERENTES ESTUDOS QUANDO A  
ESPECIFICAÇÃO INCLUI CARACTERÍSTICAS PESSOAIS E ESTRUTURAIS COMO FATORES  
EXPLICATIVOS

Especificação <sup>1</sup> de	$\bar{R}^2$	Taxa de Retorno por cada ano de Educação Formal	Taxa de Retorno por cada ano de Experiência no Trabalho	Contribuição Marginal da Variável Edu cação Formal	Contribuição Marginal da Variável Ex periência no Trabalho
Zaghen (1970) <sup>3</sup> amostra: Lei dos 2/3 - IPI	57,7%	15,1%	2,4%	- /4	-
Zaghen (1974) amostra: Lei dos 2/3 - IPI	57,9%	14,6%	2,5%	-	-
Uriel (1977) <sup>5</sup> amostra: Lei dos 2/3 - IPI	53,0%	16,1% a 16,4%	2,5% a 2,6%	39% a 42%	3%

Notas: (1) Em todas as especificações a variável dependente é o salário-hora, em termos logarítmicos. As diferenças quanto às variáveis explicativas serão mencionadas no texto, quando relevantes à nossa argumentação.

(2) idem, com relação à Tabela XI.

(3) idem, com relação à Tabela XI.

(4) idem, com relação à Tabela XI.

(5) Com base nas Regressões 1 e 2, respectivamente.

## APÊNDICE 2

## AMOSTRA TOTAL:

MÉDIAS E DESVIOS-PADRÃO<sup>/1</sup> DE ALGUMAS VARIÁVEIS SELECIONADAS

AMOSTRA	VARIÁVEIS						
	REMANO	NMESES	HORAS	INSTR	TSERV	ID	NAC
Total	97211,9 (160606,3)	7,9 (4,6)	45,6 (9,8)	4,8 (2,7)	4,4 (11,1)	34,1 (11,7)	0,08 (0,28)
Subsetor 00	176792,9 (223237,6)	8,7 (4,5)	36,1 (16,3)	5,6 (3,1)	5,9 (12,1)	37,7 (11,9)	0,06 (0,24)
Subsetor 10	140863,6 (192668,1)	7,9 (4,7)	44,9 (6,6)	5,4 (2,9)	3,7 (8,1)	34,9 (10,9)	0,12 (0,32)
Subsetor 11	111237,9 (163918,2)	8,1 (4,5)	44,8 (9,2)	5,0 (2,9)	6,3 (13,8)	34,3 (12,2)	0,07 (0,25)
Subsetor 12	84419,5 (128247,7)	8,0 (4,5)	45,9 (7,9)	4,9 (2,6)	2,5 (7,2)	32,2 (9,8)	0,08 (0,27)
Subsetor 13	102917,0 (165511,3)	8,0 (4,4)	45,0 (10,0)	4,9 (2,7)	5,1 (13,6)	34,1 (12,5)	0,11 (0,32)
Subsetor 14	117069,3 (176567,9)	8,5 (4,5)	42,6 (11,4)	5,0 (2,7)	6,9 (16,9)	35,3 (12,5)	0,09 (0,29)
Subsetor 15	58569,6 ( 96325,9)	7,7 (4,7)	43,1 (13,4)	4,0 (2,7)	3,1 (4,7)	34,0 (13,1)	0,06 (0,23)
Subsetor 16	505414,5 ( 84778,4)	6,7 (4,8)	56,1 (8,6)	4,1 (2,5)	2,7 (9,9)	32,3 (11,1)	0,11 (0,31)
Subsetor 17	126380,2 (214435,8)	8,2 (4,6)	43,9 (10,0)	4,9 (2,8)	3,3 (6,3)	34,1 (11,0)	0,06 (0,24)
Subsetor 18	149117,0 (231156,1)	8,7 (4,6)	46,8 (5,9)	5,1 (2,8)	5,1 (5,7)	34,6 (10,2)	0,11 (0,31)
Subsetor 19	35548,3 ( 57513,5)	7,2 (4,9)	42,1 (14,6)	3,6 (2,6)	2,4 (3,8)	34,3 (11,3)	0,06 (0,25)
Subsetor 20	119897,7 (159061,7)	8,4 (4,4)	43,7 (10,0)	5,6 (2,8)	5,1 (13,2)	34,9 (12,2)	0,09 (0,29)
Subsetor 21	109726,9 (130167,0)	8,3 (4,1)	41,6 (7,6)	6,6 (2,2)	3,2 (7,5)	34,4 (10,3)	0,09 (0,29)
Subsetor 22	124079,3 (153542,9)	8,4 (4,5)	42,1 (10,9)	6,2 (2,7)	4,4 (12,0)	34,2 (11,8)	0,09 (0,30)
Subsetor 23	37545,5 ( 84429,0)	7,2 (4,5)	46,3 (8,3)	3,7 (2,0)	3,6 (13,4)	30,9 (11,6)	0,21 (0,41)
Subsetor 24	60974,9 (122645,2)	7,2 (4,7)	45,1 (9,7)	4,1 (2,3)	3,7 (9,0)	32,8 (11,3)	0,07 (0,26)
Subsetor 25	42058,0 ( 87125,4)	6,9 (4,6)	46,5 (8,3)	3,9 (2,3)	1,8 (4,2)	30,3 (10,2)	0,03 (0,17)
Subsetor 26	72578,6 (123256,1)	7,4 (4,6)	45,1 (10,4)	4,2 (2,7)	3,5 (8,7)	35,5 (11,9)	0,07 (0,25)
Subsetor 27	101097,0 (161759,2)	7,8 (4,6)	42,2 (12,4)	4,6 (2,9)	5,3 (9,4)	37,1 (13,2)	0,10 (0,30)
Subsetor 28	87901,1 (152547,0)	8,7 (4,2)	47,8 (0,8)	4,5 (2,5)	2,4 (3,3)	34,8 (10,4)	0,06 (0,24)
Subsetor 29	109874,9 (187317,1)	8,3 (4,5)	42,7 (11,5)	5,6 (2,6)	3,6 (5,9)	35,7 (11,1)	0,16 (0,37)
Subsetor 30	123545,9 (284961,6)	8,0 (4,5)	45,8 (6,2)	4,8 (2,3)	4,4 (7,7)	33,5 (12,3)	0,08 (0,27)

Nota: /1 - Os desvios padrão estão apresentados entre parênteses, abaixo de cada média, respectivamente.



APÊNDICE 3

AMOSTRA TOTAL: MATRIZES DE COEFICIENTES DE CORRELAÇÃO SIMPLES DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS

3.1 - Referente às Regressões 1 a 5 e A a C:

VARIÁVEIS	lnREMHORE	lnREMANO	SM	R	KL	INSTR	ID	TSERV	NAC	HORAS/40	NMESES/12
lnREMHORE	1,000	0,820	0,218	0,215	0,206	0,699	0,155	-0,065	-0,001	0,231	0,533
lnREMANO		1,000	0,191	0,230	0,187	0,573	0,159	0,044	0,015	0,194	0,717
SM			1,000	0,412	0,471	0,151	0,049	0,081	0,049	-0,018	0,117
R				1,000	0,518	0,223	0,149	0,215	0,041	-0,040	0,176
KL					1,000	0,210	0,094	0,102	0,010	-0,043	0,131
INSTR						1,000	0,052	-0,065	0,004	0,077	0,335
ID							1,000	0,575	0,349	-0,348	0,120
TSERV								1,000	0,372	-0,502	0,032
NAC									1,000	-0,252	-0,049
HORAS/40										1,000	0,121
NMESES/12											1,000

## 3.2 - Referente às Regressões E.1 a E.4:

## APÊNDICE 3 (cont.)

VARIÁVEIS	ln REMHORE	R	L	KL	PL	PK	INSTR	ID	TSERV	NAC
ln REMHORE	1,000	0,251	0,259	0,206	0,215	0,034	0,699	0,155	-0,065	0,001
R		1,000	0,887	0,518	0,353	-0,146	0,223	0,149	0,215	0,041
L			1,000	0,318	0,109	-0,201	0,206	0,181	0,260	0,050
KL				1,000	0,742	-0,268	0,210	0,094	0,102	0,010
PL					1,000	0,267	0,221	0,054	0,053	0,013
PK						1,000	0,035	-0,037	-0,047	-0,003
INSTR							1,000	0,052	-0,065	0,004
ID								1,000	0,575	0,349
TSERV									1,000	0,372
NAC										1,000

FUNÇÃO SALÁRIOS INDIVIDUAIS: COEFICIENTES ESTIMADOS

(variável dependente: lnREMhORE; subsectores industriais)

1 - Subsector: 00

nº de observações = 83

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS /1	REGRESSÃO 1		REGRESSÃO 2		REGRESSÃO 3		REGRESSÃO 4		REGRESSÃO 5	
	$R^2=0,34; \bar{R}^2=0,29; F=6,64$		$R^2=0,16; \bar{R}^2=0,10; F=2,85$		$R^2=0,16; \bar{R}^2=0,11; F=3,60$		$R^2=0,10; \bar{R}^2=0,08; F=4,71$		$R^2=0,01; \bar{R}^2=0,00; F=0,61622$	
	$\beta/2$	$t/3$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$
SM	—/4		-0,02441	-0,201			—		0,08689	0,785
R	-0,41474	-3,898	—				-0,35316	-3,031	—	
KL	-0,10056	-0,877	—				0,09644	0,828	—	
INSTR	0,53604	4,924	0,38727	3,317	0,37858	3,513	—		—	
ID	0,02926	0,228	-0,02161	-0,141	-0,00781	-0,057	—		—	
TSERV	0,02304	0,166	0,07442	0,461	0,06475	0,423	—		—	
NAC	-0,03148	-0,257	-0,10528	-0,769	-0,10687	-0,787	—		—	

2 - Subsector: 10

nº de observações = 649

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS /1	REGRESSÃO 1		REGRESSÃO 2		REGRESSÃO 3		REGRESSÃO 4		REGRESSÃO 5	
	$R^2=0,62; \bar{R}^2=0,62; F=175,93$		$R^2=0,61; \bar{R}^2=0,61; F=201,32$		$R^2=0,61; \bar{R}^2=0,61; F=248,98$		$R^2=0,21; \bar{R}^2=0,21; F=85,25$		$R^2=0,01; \bar{R}^2=0,01; F=8,49$	
	$\beta/2$	$t/3$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$
SM	—/4		0,05499	2,189			—		0,11381	2,914
R	0,13519	4,937	—				0,41157	11,445	—	
KL	-0,02889	-1,120	—				0,12528	3,484	—	
INSTR	0,65164	23,152	0,69042	27,037	0,69769	27,475	—		—	
ID	0,21879	7,643	0,22944	7,808	0,21959	7,540	—		—	
TSERV	-0,00182	-0,065	0,01317	0,470	0,01944	0,695	—		—	
NAC	-0,02126	-0,847	-0,02932	-1,148	-0,02516	-0,985	—		—	

APÊNDICE 4 (cont.)

3 - Subsetor: 11

nº de observações = 1647

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS /1	REGRESSÃO 1 $R^2=0,56$ ; $\bar{R}^2=0,56$ ; F= 345,40		REGRESSÃO 2 $R^2=0,56$ ; $\bar{R}^2=0,56$ ; F= 413,81		REGRESSÃO 3 $R^2=0,55$ ; $\bar{R}^2=0,55$ ; F=511,86		REGRESSÃO 4 $R^2=0,10$ ; $\bar{R}^2=0,10$ ; F= 85,27		REGRESSÃO 5 $R^2=0,04$ ; $\bar{R}^2=0,04$ ; F=73,27	
	$\beta/2$	$t/3$	$\beta$	t	$\beta$	t	$\beta$	t	$\beta$	t
SM	—/4		0,05381	3,187			—		0,20646	8,558
R	0,02170	0,653	—				-0,03283	-0,715	—	
KL	0,04360	1,321	—				0,33432	7,282	—	
INSTR	0,66577	36,902	0,67508	38,911	0,68736	40,520	—		—	
ID	0,23611	10,319	0,23849	10,426	0,23897	10,418	—		—	
TSEUV	-0,13052	-5,209	-0,11772	-4,855	-0,11269	-4,645	—		—	
NAC	-0,10282	-5,462	-0,11265	-6,078	-0,11315	-6,088	—		—	

4 - Subsetor: 12

nº de observações = 1014

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS /1	REGRESSÃO 1 $R^2=0,52$ $\bar{R}^2=0,52$ F= 181,70		REGRESSÃO 2 $R^2=0,52$ $\bar{R}^2=0,51$ F= 215,34		REGRESSÃO 3 $R^2=0,50$ $\bar{R}^2=0,50$ F= 253,37		REGRESSÃO 4 $R^2=0,06$ $\bar{R}^2=0,05$ F=29,46		REGRESSÃO 5 $R^2=0,02$ $\bar{R}^2=0,02$ F=23,78	
	$\beta/2$	$t/3$	$\beta$	t	$\beta$	t	$\beta$	t	$\beta$	t
SM	—/4		0,12507	5,661			—		0,15151	4,876
R	0,09088	3,621	—				0,13241	3,812	—	
KL	0,07138	2,847	—				0,14083	4,054	—	
INSTR	0,63967	28,513	0,66034	29,835	0,66539	29,636	—		—	
ID	0,22907	8,919	0,22535	8,758	0,21875	8,382	—		—	
TSEUV	-0,17350	-6,654	-0,16312	-6,264	-0,16130	-6,102	—		—	
NAC	0,01850	0,793	-0,00833	-0,356	0,00702	0,297	—		—	

5 - Subsetor: 13

nº de observações = 735

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS /1	REGRESSÃO 1 $R^2 = 0,55; \bar{R}^2 = 0,55; F = 150,49$		REGRESSÃO 2 $R^2 = 0,55; \bar{R}^2 = 0,54; F = 176,64$		REGRESSÃO 3 $R^2 = 0,53; \bar{R}^2 = 0,53; F = 208,43$		REGRESSÃO 4 $R^2 = 0,13; \bar{R}^2 = 0,13; F = 53,71$		REGRESSÃO 5 $R^2 = 0,04; \bar{R}^2 = 0,04; F = 32,50$	
	$\beta/2$	$t/3$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$
SM	—/4		0,12238	4,861			—		0,20602	5,700
R	0,15166	5,663	—				0,35416	10,205	—	
KL	0,01958	0,780	—				0,02547	0,734	—	
INSTR	0,62157	23,002	0,66412	25,983	0,67671	26,209	—		—	
ID	0,21047	6,013	0,21188	6,019	0,21125	5,910	—		—	
TSERV	-0,25496	-6,829	-0,21502	-5,783	-0,22600	-5,997	—		—	
NAC	0,01318	0,456	0,01288	0,433	0,01284	0,435	—		—	

6 - Subsetor: 14

nº de observações = 930

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS /1	REGRESSÃO 1 $R^2 = 0,62; \bar{R}^2 = 0,62; F = 254,84$		REGRESSÃO 2 $R^2 = 0,59; \bar{R}^2 = 0,59; F = 264,80$		REGRESSÃO 3 $R^2 = 0,56; \bar{R}^2 = 0,56; F = 300,28$		REGRESSÃO 4 $R^2 = 0,10; \bar{R}^2 = 0,10; F = 54,52$		REGRESSÃO 5 $R^2 = 0,03; \bar{R}^2 = 0,03; F = 33,24$	
	$\beta/2$	$t/3$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$
SM	—/4		0,16004	7,350			—			
R	0,22836	11,848	—				0,31819	10,237	—	
KL	0,06707	3,187	—				0,05450	1,754	—	
INSTR	0,51515	22,183	0,60481	27,185	0,63073	27,923	—		—	
ID	0,17140	5,845	0,19735	6,473	0,20810	6,646	—		—	
TSERV	-0,47361	-15,031	-0,41222	-12,906	-0,38226	-11,735	—		—	
NAC	-0,00548	-0,204	0,03199	1,151	0,03032	1,061	—		—	

APÊNDICE 4 (cont.)

7- Subsetor: 15

nº de observações = 125

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS /1	REGRESSÃO 1		REGRESSÃO 2		REGRESSÃO 3		REGRESSÃO 4		REGRESSÃO 5	
	$R^2 = 0,53; \bar{R}^2 = 0,53; F = 22,61$		$R^2 = 0,60; \bar{R}^2 = 0,58; F = 35,10$		$R^2 = 0,53; \bar{R}^2 = 0,52; F = 34,39$		$R^2 = 0,01; \bar{R}^2 = 0,00; F = 0,70$		$R^2 = 0,03; \bar{R}^2 = 0,02; F = 3,35$	
	$\beta^{/2}$	$t^{/3}$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$
SM	—/4		0,25652	4,267			—			
R	-0,00131	-0,020	—				-0,08753	-0,966	—	
KL	-0,02700	-0,422	—				-0,05198	-0,574	—	
INSTR	0,74093	11,120	0,75649	12,268	0,74279	11,280	—		—	
ID	0,19722	2,392	0,16736	2,203	0,19509	2,411	—		—	
TSERV	-0,02875	-0,368	0,00476	0,065	-0,02909	-0,376	—		—	
NAC	-0,13096	-1,841	-0,17873	-2,761	-0,12864	-1,889	—		—	

8- Subsetor: 16

nº de observações = 122

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS /1	REGRESSÃO 1		REGRESSÃO 2		REGRESSÃO 3		REGRESSÃO 4		REGRESSÃO 5	
	$R^2 = 0,61; \bar{R}^2 = 0,60; F = 29,98$		$R^2 = 0,62; \bar{R}^2 = 0,60; F = 37,13$		$R^2 = 0,59; \bar{R}^2 = 0,57; F = 41,43$		$R^2 = 0,12; \bar{R}^2 = 0,11; F = 8,35$		$R^2 = 0,03; \bar{R}^2 = 0,02; F = 3,89$	
	$\beta^{/2}$	$t^{/3}$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$
SM	—/4		0,17199	2,972			—			
R	0,17811	2,506	—				0,34708	3,503	—	
KL	-0,04288	-0,573	—				0,00738	0,075	—	
INSTR	0,60305	9,281	0,64234	10,272	0,64251	0,948	—		—	
ID	0,25522	3,237	0,25857	3,400	0,25824	3,288	—		—	
TSERV	-0,24940	-3,113	-0,26354	-3,340	-0,26262	-3,222	—		—	
NAC	0,09587	1,487	0,06540	1,055	0,08247	1,294	—		—	

APENDICE 4 (cont.)

9 - Setor: 17

nº de observações = 370

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS	REGRESSÃO 1		REGRESSÃO 2		REGRESSÃO 3		REGRESSÃO 4		REGRESSÃO 5	
	$R^2=0,64$ ; $\bar{R}^2=0,64$ ; $F=109,06$		$R^2=0,63$ ; $\bar{R}^2=0,63$ ; $F=124,36$		$R^2=0,63$ ; $\bar{R}^2=0,63$ ; $F=155,26$		$R^2=0,23$ ; $\bar{R}^2=0,23$ ; $F=54,89$		$R^2=0,00$ ; $\bar{R}^2=0,00$ ; $F=1,38$	
	$\beta/2$	$t/3$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$
SM	—/4		0,03115	0,955			—		0,06104	1,173
R	0,12916	3,599	—				0,44504	14,779	—	
KL	-0,03719	-1,129	—				0,10934	2,335	—	
INSTR	0,68932	19,088	0,73120	22,527	0,73430	22,739	—		—	
ID	0,20796	5,641	0,21408	5,735	0,21288	5,707	—		—	
TSERV	0,00776	0,220	0,03081	0,859	0,02615	0,736	—		—	
NAC	-0,01853	-0,543	-0,01873	-0,541	-0,02014	-0,582	—		—	

10 - Subsetor: 18

nº de observações = 180

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS	REGRESSÃO 1		REGRESSÃO 2		REGRESSÃO 3		REGRESSÃO 4		REGRESSÃO 5	
	$R^2=0,65$ ; $\bar{R}^2=0,64$ ; $F=53,48$		$R^2=0,65$ ; $\bar{R}^2=0,64$ ; $F=65,32$		$R^2=0,65$ ; $\bar{R}^2=0,64$ ; $F=80,37$		$R^2=0,27$ ; $\bar{R}^2=0,26$ ; $F=32,71$		$R^2=0,18$ ; $\bar{R}^2=0,17$ ; $F=38,03$	
	$\beta/2$	$t/3$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$
SM	—/4		0,08196	1,566			—			
R	0,02325	0,185	—				0,45664	2,660	—	
KL	0,03901	0,323	—				0,06712	0,391	—	
INSTR	0,41252	7,082	0,41784	7,329	0,42346	7,412	—		—	
ID	0,26778	4,639	0,27195	4,748	0,06757	4,658	—		—	
TSERV	0,20430	3,072	0,19722	3,092	0,23350	3,912	—		—	
NAC	0,06067	1,184	0,05514	1,079	0,06650	1,309	—		—	

APÊNDICE 4 (cont.)

11- Subsetor: 19

nº de observações = 77

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS /1	REGRESSÃO 1		REGRESSÃO 2		REGRESSÃO 3		REGRESSÃO 4		REGRESSÃO 5	
	$R^2=0,55; \bar{R}^2=0,51; F=14,22$		$R^2=0,55; \bar{R}^2=0,52; F=17,68$		$R^2=0,55; \bar{R}^2=0,52; F=21,93$		$R^2=0,05; \bar{R}^2=0,03; F=2,00$		$R^2=0,03; \bar{R}^2=0,01; F=1,93$	
	$\beta/2$	$t/3$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$
SM	—/4		0,7782	0,916			—			
R	-0,00393	-0,044	—				0,18815	1,637	—	
KL	-0,000868	-0,010	—				0,16355	1,423	—	
INSTR	0,74151	8,533	0,72687	8,913	0,74035	9,240	—		—	
ID	0,04574	0,500	0,01955	0,209	0,04585	0,516	—		—	
TSERV	-0,7587	-0,804	-0,07689	-0,873	-0,07701	-0,876	—		—	
NAC	0,02332	0,276	0,03428	0,412	0,02371	0,288	—		—	

11 - Subsetor: 20

nº de observações = 509

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS /2	REGRESSÃO 1		REGRESSÃO 2		REGRESSÃO 3		REGRESSÃO 4		REGRESSÃO 5	
	$R^2=0,59; \bar{R}^2=0,58; F=119,92$		$R^2=0,60; \bar{R}^2=0,60; F=150,65$		$R^2=0,58; \bar{R}^2=0,58; F=176,16$		$R^2=0,10; \bar{R}^2=0,10; F=27,02$		$R^2=0,03; \bar{R}^2=0,03; F=17,00$	
	$\beta/2$	$t/3$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$
SM	—/4		0,12956	4,566			—			
R	0,03430	1,072	—				0,26653	6,055	—	
KL	0,06442	2,150	—				0,10149	2,306	—	
INSTR	0,69117	21,610	0,70085	23,833	0,71318	23,889	—		—	
ID	0,19457	5,054	0,19008	5,044	0,18581	4,838	—		—	
TSERV	-0,22102	-5,308	-0,22524	-5,524	-0,21769	-5,241	—		—	
NAC	-0,00998	-0,302	-0,01025	-0,316	-0,00489	-0,148	—		—	



12 - Subsetor: 21

nº de observações = 155

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS /1	REGRESSÃO 1 $R^2=0,39$ ; $\bar{R}^2=0,37$ ; F= 15,84		REGRESSÃO 2 $R^2=0,37$ ; $\bar{R}^2=0,35$ ; F= 17,82		REGRESSÃO 3 $R^2=0,37$ ; $\bar{R}^2=0,35$ ; F= 21,58		REGRESSÃO 4 $R^2=0,06$ ; $\bar{R}^2=0,04$ ; F= 4,37		REGRESSÃO 5 $R^2=0,02$ ; $\bar{R}^2=0,02$ ; F= 3,73	
	$\beta/2$	$t/3$	$\beta$	t	$\beta$	t	$\beta$	t	$\beta$	t
SM	—/4		0,09986	1,454			—			
R	0,17636	2,346	—				0,17969	2,169	—	
KL	0,00127	0,018	—				0,10358	1,250	—	
INSTR	0,52459	7,851	0,55498	8,439	0,56594	8,630	—		—	
ID	0,25359	3,038	0,18792	2,432	0,18745	2,417	—		—	
TSERV	-0,07634	-0,980	-0,05719	-0,732	-0,07210	-0,927	—		—	
NAC	-0,03056	-0,445	-0,02654	-0,373	0,00527	0,077	—		—	

13 - Subsetor: 22

nº de observações = 121

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS /1	REGRESSÃO 1 $R^2=0,66$ $\bar{R}^2=0,64$ F= 36,85		REGRESSÃO 2 $R^2=0,64$ $\bar{R}^2=0,62$ F= 40,75		REGRESSÃO 3 $R^2=0,64$ $\bar{R}^2=0,63$ F= 51,33		REGRESSÃO 4 $R^2=0,18$ $\bar{R}^2=0,16$ F= 12,64		REGRESSÃO 5 $R^2=0,00$ $\bar{R}^2=0,00$ F= 0,83	
	$\beta/2$	$t/3$	$\beta$	t	$\beta$	t	$\beta$	t	$\beta$	t
SM	—/4		-0,01511	-0,263			—			
R	0,15744	2,564	—				0,41486	4,954	—	
KL	0,04282	0,757	—				0,10061	1,201	—	
INSTR	0,68951	11,545	0,74177	12,839	0,74421	13,102	—		—	
ID	0,10981	1,450	0,06689	0,905	0,06621	0,900	—		—	
TSERV	-0,50852	-6,577	-0,51469	-6,567	-0,51327	-6,591	—		—	
NAC	0,04278	0,682	0,03589	0,561	0,03741	0,589	—		—	

APÊNDICE 4 (cont.)

14 - Subsetor: 23

nº de observações = 66

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS /1	REGRESSÃO 1 $R^2 = 0,65; \bar{R}^2 = 0,61; F = 18,14$		REGRESSÃO 2 $R^2 = 0,63; \bar{R}^2 = 0,60; F = 20,68$		REGRESSÃO 3 $R^2 = 0,60; \bar{R}^2 = 0,58; F = 23,33$		REGRESSÃO 4 $R^2 = 0,14; \bar{R}^2 = 0,11; F = 5,04$		REGRESSÃO 5 $R^2 = 0,12; \bar{R}^2 = 0,11; F = 8,85$	
	$\beta/2$	$t/3$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$
SM	—/4		0,18410	2,142			—			
R	0,17758	2,163	—				0,29210	2,417	—	
KL	0,10109	1,200	—				0,16752	1,386	—	
INSTR	0,58615	6,549	0,60883	6,799	0,63201	6,910	—		—	
ID	0,49795	3,873	0,47473	3,589	0,55922	4,305	—		—	
TSERV	-0,51075	-3,778	-0,47606	-3,447	-0,53413	-3,821	—		—	
NAC	-0,07834	-0,822	-0,09964	-1,044	-0,16136	-1,723	—		—	

15 - Subsetor: 24

nº de observações = 1269

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS /1	REGRESSÃO 1 $R^2 = 0,44; \bar{R}^2 = 0,44; F = 163,84$		REGRESSÃO 2 $R^2 = 0,43; \bar{R}^2 = 0,43; F = 190,89$		REGRESSÃO 3 $R^2 = 0,42; \bar{R}^2 = 0,42; F = 231,47$		REGRESSÃO 4 $R^2 = 0,06; \bar{R}^2 = 0,06; F = 40,53$		REGRESSÃO 5 $R^2 = 0,00; \bar{R}^2 = 0,00; F = 12,30$	
	$\beta/2$	$t/3$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$
SM	—/4		0,08753	4,112			—			
R	0,10277	4,691	—				0,23968	8,717	—	
KL	0,05847	2,737	—				0,02906	1,057	—	
INSTR	0,59376	27,192	0,61312	28,669	0,61490	28,579	—		—	
ID	0,20115	8,074	0,20340	8,117	0,20256	8,034	—		—	
TSERV	-0,13228	-5,445	-0,13188	-5,387	-0,12584	-5,117	—		—	
NAC	0,00150	0,067	0,00158	0,070	-0,00137	-0,060	—		—	

- Subsetor: 25

nº de observações = 415

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS /1	REGRESSÃO 1 $R^2=0,33; \bar{R}^2=0,32; F=33,92$		REGRESSÃO 2 $R^2=0,33; \bar{R}^2=0,32; F=40,32$		REGRESSÃO 3 $R^2=0,33; \bar{R}^2=0,32; F=50,38$		REGRESSÃO 4 $R^2=0,03; \bar{R}^2=0,02; F=5,53$		REGRESSÃO 5 $R^2=0,00; \bar{R}^2=0,00; F=0,41$	
	$\beta/2$	$t/3$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$
SM	—/4		0,02560	0,631			—		0,03280	0,667
R	0,02396	0,575	—				0,08979	1,847	—	
KL	0,05272	1,280	—				0,13343	2,744	—	
INSTR	0,48651	11,648	0,49391	11,939	0,49322	11,935	—		—	
ID	0,23955	5,363	0,24611	5,547	0,24769	5,596	—		—	
TSERV	-0,03400	-0,771	-0,03239	-0,751	-0,03290	-0,764	—		—	
NAC	-0,04558	-1,052	-0,04584	-1,064	-0,04488	-1,043	—		—	

- Subsetor: 26

nº de observações = 987

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS /1	REGRESSÃO 1 $R^2=0,53; \bar{R}^2=0,53; F=183,92$		REGRESSÃO 2 $R^2=0,53; \bar{R}^2=0,52; F=218,07$		REGRESSÃO 3 $R^2=0,49; \bar{R}^2=0,49; F=234,05$		REGRESSÃO 4 $R^2=0,20; \bar{R}^2=0,20; F=124,52$		REGRESSÃO 5 $R^2=0,17; \bar{R}^2=0,17; F=199,80$	
	$\beta/2$	$t/3$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$
SM	—/4		0,20764	8,911			—		0,41065	14,135
R	0,20723	8,293	—				0,38828	12,475	—	
KL	0,02807	1,159	—				0,11857	3,810	—	
INSTR	0,58696	24,892	0,60187	26,032	0,66159	28,773	—		—	
ID	0,16125	6,300	0,15851	6,165	0,18595	7,010	—		—	
TSERV	-0,06346	-2,469	-0,05529	-2,145	-0,05774	-2,156	—		—	
NAC	-0,01357	-0,579	-0,01593	-0,678	-0,00837	-0,343	—		—	

APENDICE 4 (cont.)

- Subsetor: 27.

nº de observações = 271

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS /1	REGRESSÃO 1 $R^2=0,60$ ; $\bar{R}^2=0,59$ ; F= 65,37		REGRESSÃO 2 $R^2=0,59$ ; $\bar{R}^2=0,58$ ; F= 76,55		REGRESSÃO 3 $R^2=0,57$ ; $\bar{R}^2=0,57$ ; F= 88,81		REGRESSÃO 4 $R^2=0,26$ ; $\bar{R}^2=0,25$ ; F= 46,29		REGRESSÃO 5 $R^2=0,03$ ; $\bar{R}^2=0,03$ ; F=8,27	
	$\beta/2$	$t/3$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$
SM	—/4		0,13922	3,514			—		0,17272	2,876
R	0,18872	4,102	—				0,49154	9,184	—	
KL	0,00276	0,069	—				-0,06342	-1,185	—	
INSTR	0,63711	14,426	0,71121	17,694	0,71156	17,337	—		—	
ID	0,07332	1,562	0,05626	1,201	0,04664	0,976	—		—	
TSERV	0,09917	2,076	0,13752	2,972	0,15753	3,359	—		—	
NAC	-0,02134	-0,525	-0,01402	-0,343	-0,00904	-0,217	—		—	

- Subsetor: 28

nº de observações = 34

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS /1	REGRESSÃO 1 $R^2=0,86$ $\bar{R}^2=0,83$ F= 08,29		REGRESSÃO 2 $R^2=0,86$ $\bar{R}^2=0,83$ F= 34,10		REGRESSÃO 3 $R^2=0,86$ $\bar{R}^2=0,84$ F= 44,06		REGRESSÃO 4 $R^2=0,08$ $\bar{R}^2=0,02$ F= 1,41		REGRESSÃO 5 $R^2=0,01$ $\bar{R}^2=0,01$ F=0,59	
	$\beta/2$	$t/3$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$
SM	—/4		-0,01967	-0,226			—		0,13404	0,765
R	-0,07793	-0,814	—				0,10990	0,555	—	
KL	-0,05717	-0,664	—				-0,21828	-1,102	—	
INSTR	0,85860	8,298	0,86590	8,553	0,86385	8,711	—		—	
ID	0,11694	1,411	0,11795	1,496	0,12063	1,574	—		—	
TSERV	0,05744	0,581	0,03634	0,373	0,02856	0,319	—		—	
NAC	0,10837	1,278	0,11405	1,290	0,12107	1,488	—		—	

- Subsetor: 29

nº de observações = 126

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS	REGRESSÃO 1		REGRESSÃO 2		REGRESSÃO 3		REGRESSÃO 4		REGRESSÃO 5	
	$R^2=0,43$ ; $\bar{R}^2=0,40$ ; $F=14,69$		$R^2=0,43$ ; $\bar{R}^2=0,40$ ; $F=17,98$		$R^2=0,33$ ; $\bar{R}^2=0,31$ ; $F=15,22$		$R^2=0,17$ ; $\bar{R}^2=0,16$ ; $F=13,02$		$R^2=0,12$ ; $\bar{R}^2=0,11$ ; $F=16,70$	
	$\beta/2$	$t/3$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$
M	—/4		0,31186	4,432			—		0,34505	4,094
R	0,29188	3,578	—				0,43561	5,080	—	
L	0,23414	3,183	—				0,16739	1,952	—	
NSTR	0,47267	5,689	0,49115	6,158	0,50634	5,915	—		—	
D	0,22553	2,820	0,19394	2,436	0,21863	2,563	—		—	
SERV	-0,11330	-1,399	-0,14844	-1,843	-0,11835	-1,373	—		—	
AC	-0,06436	-0,826	0,05992	0,816	0,01735	0,222	—		—	

- Subsetor: 30

nº de observações = 207

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS	REGRESSÃO 1		REGRESSÃO 2		REGRESSÃO 3		REGRESSÃO 4		REGRESSÃO 5	
	$R^2=0,60$ $\bar{R}^2=0,59$ $F=50,98$		$R^2=0,60$ $\bar{R}^2=0,59$ $F=60,65$		$R^2=0,60$ $\bar{R}^2=0,59$ $F=75,77$		$R^2=0,29$ $\bar{R}^2=0,29$ $F=42,53$		$R^2=0,02$ $\bar{R}^2=0,01$ $F=3,95$	
	$\beta/2$	$t/3$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$	$\beta$	$t$
M	—/4		0,03783	0,809			—		-0,13755	1,988
R	0,08126	1,219	—				0,54063	9,187	—	
L	0,03796	0,831	—				0,06628	1,126	—	
NSTR	0,43616	9,290	0,44824	9,734	0,44987	9,787	—		—	
D	0,10770	1,940	0,11279	2,028	0,11107	2,001	—		—	
SERV	0,41725	5,885	0,47727	8,743	0,46621	8,829	—		—	
AC	-0,00890	-0,182	-0,00501	-0,103	-0,00389	-0,080	—		—	

- Notas: /1 - Todas as regressões foram estimadas com constante, aqui omitida.
- /2 - Coeficientes "betas" de cada variável explicativa, i.e., coeficientes "b's" das regressões em que todas as variáveis (dependente e independentes),  $X$ , são normalizadas  $(X_i - \bar{X}_i)$ , onde  $X_i$  e  $\sigma_i(X)$  representam, respectivamente, a média e o desvio- $\frac{\sigma_i(X)}{\sigma_i(X)}$  padrão de cada variável. Correspondem às variações na variável dependente em termos de unidades de desvio-padrão das variáveis independentes. Permitem uma comparação direta do impacto parcial de cada variável explicativa sobre a variável dependente, independentemente das diferentes unidades de medida dessas variáveis.
- /3 - Indica a estatística "t", calculada; quando por superior a 1,96, o coeficiente estimado é significativamente diferente de zero, ao nível de 5%, num teste bilateral.
- /4 - Indica variável que não foi introduzida nessa regressão.

### CONCLUSÕES

Tomando por base a argumentação e os resultados empíricos apresentados, podemos concluir o seguinte:

a) A diferenciação de salários médios entre firmas pode ser explicada, essencialmente, pela diferenciação de massas de capital por unidade de emprego (entendendo-se capital no seu sentido mais amplo, de valor de balanço), intermediada pela ação de parâmetros distributivos (taxa de lucro bruto, "mark-up" e, até 1973, mas não, na amostra considerada, pela relação de custos diretos).

Neste sentido, o "desenho" da concentração da variável massa de capital (K) entre firmas (expresso por sua distribuição de frequência) determina o "desenho" da concentração da variável salário médio (w) entre firmas (expresso nos mesmos termos).

b) Em termos relativos, variáveis associadas a características pessoais explicam muito mais a variação de salários individuais do que variáveis associadas a características estruturais. A variável salário médio, que englobaria, em princípio, diversos elementos estruturais, tem uma contribuição marginal muito menor que a das variáveis associadas a características pessoais (quer tomadas em conjunto, ou, mesmo, em termos isolados, na maioria dos casos).

c) As contribuições marginais das variáveis estruturais, em particular do salário médio, são maiores em subsetores industriais que se caracterizam por elevado grau de concentração.

A concentração industrial, medida, digamos pelo grau de concentração da massa de capital, portanto, condicionaria a distribuição de salários individuais, que tem sua determinação explicada, essencialmente, por variáveis de características individuais (educação, idade, etc.).

d) O condicionamento recíproco da determinação dos salários individuais (e, portanto, das características individuais que os explicam), com a determinação de salários médios (e, portanto, com as características estruturais que os explicam, resumidas em  $K/L$  — massa de capital por unidade de emprego), pode ser, a título de melhor entendimento, assim caricaturado:

Em um mundo ideal, em "steady-state", a relação  $K/L$ , que resume a "estrutura industrial", teria uma taxa de expansão constante, e não haveria alteração, ao longo do tempo, na composição etária e na composição da qualificação da força de trabalho. Ademais, no ponto de partida desta expansão, prevaleceria o pleno emprego de fatores e a ausência de conflito distributivos de qualquer espécie. Neste caso, poderíamos falar de "equilíbrio" entre "estrutura industrial" e "estrutura populacional". — esta última sendo definida pelas inúmeras características individuais às quais se possa associar uma medida (educação, idade, sexo, etc.). No mundo real, nada



do que foi descrito acima ocorre: a relação  $K/L$  não cresce a uma taxa constante, a composição da população, por suas inúmeras qualidades, se altera, e, por fim, o ponto de partida do processo envolve desemprego de fatores e conflitos distributivos de variados tipos. Neste caso, podemos falar de um desequilíbrio permanente entre "estrutura industrial" e "estrutura populacional". Ao longo do tempo histórico, há sempre um "deficit" da "estrutura industrial" vis-à-vis a "estrutura populacional" e vice-versa. Em certo período o "deficit" relativo da "estrutura industrial" vis-à-vis a "populacional" é maior, em outros, há uma inversão.

"Políticas sociais" (educação, saúde e previdência) e "políticas industriais" (alocação setorial e regional de investimentos, regulamentação industrial e trabalhista) não devem, a nosso ver, ser, portanto, uma ou outra, inerentemente privilegiadas. São, ambas, parte de um processo orgânico, indivisível.

# BILBIOGRAFIA

1. Berensztein, I., Condições Industriais em Mudança: Uma Análise no Tempo e de Tamanho de Alguns Indicadores da Estrutura Industrial Brasileira (1949-1974), tese de Mestrado, COPPE/UFRJ, 1980, p.62.
2. Blinder, A.S. , "On Dogmatism in Human Capital Theory", Journal of Human Resources, vol. XI, nº 1, inverno 1976, pp. 9 a 26.
3. Braga, Helson C. e Mascolo, João L., "Mensuração da Concentração Industrial no Brasil", Pesquisa e Planejamento Econômico, 12 (2), agosto 1982, pp. 399 a 454, Ed. IPEA, Rio de Janeiro.
4. Calabi, A.S., Reiss, G.D., Levy, P.M., Geração de Poupanças e Estrutura de Capital das Empresas no Brasil, São Paulo, IPE, 1981, p.79.
5. Calabi, A.S., - Price Formation in Brazilian Industry, tese de Ph.D., Berkeley, 1982, p.270.
6. Castelo Branco, R.C., Crescimento Acelerado e o Mercado de Trabalho: A Experiência Brasileira, Serie Teses - EPGE, Ed. Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 1979.
7. Castro, C. de M., Investimento em Educação no Brasil: Um Estudo Sócio-Econômico de Duas Comunidades Industriais, Série Monográfica do IPEA/INPES, nº12, Rio de Janeiro, 1973.
8. Conjuntura Econômica, vol.32, nº6, junho 1978, Índices 78 e 51.
9. Convênio FIPE/PINEP - 80/82, Sub-Projeto F1, Organização de Informações Econômicas, Imposto de Renda - Pessoa Jurídica, Documentação do Cadastro Especial de Contribuinte 1978 (CADEC 78), vol. I e vol.II (Apêndice Técnico).

10. Cunha, P.V., e Bonelli, R. "Estrutura de Salários Industriais no Brasil: Um Estudo sobre a Distribuição de Salários Médios em 1970", Pesquisa e Planejamento Econômico, 8 (1), abril 1978, pp. 117 a 168, Ed. IPEA, Rio de Janeiro.
11. Ekerman, R., "Parcela Salarial e Tamanho de Firma", Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, abril 1978.
12. " Análise do Mercado de Trabalho do Setor Industrial. Um Estudo das Características da Organização Industrial e do Mercado de Trabalho Paulista com Relação ao Tamanho da Firma, IPE/USP, São Paulo, 1974 (mimeo).
13. Feiwel, G.R., "The Intellectual Capital of Michal Kalecki", Knox, ville, 1975, pp. 87-111.
14. FIBGE, Sinopse Preliminar do Censo Industrial, IX Recenseamento Geral do Brasil, 1980, vol.3, tomo 1, p.38, IBGE, Rio de Janeiro, 1982.
15. Florence, S., The Logic of Industrial Organization, Keagan Paul, 1933.
16. IBGE, Censo Industrial, 1975.
17. " Pesquisa Industrial, 76, 77, 78.
18. Kalecki, M., "Distribution of National Income" in Selected Essays on the Dynamics of The Capitalist Economy, 1933-1970, Cambridge, 1971.
19. Langoni, C.G., Distribuição de Renda e Desenvolvimento Econômico do Brasil, Editora Expressão e Cultura, Rio de Janeiro, 1973.
20. Robinson, J., The Generalization of the General Theory and Other Essays, The Macmillan Press Ltd., Londres, 1979, p. xxiii.
21. Rozenzweig, M.R., e Morgan, J., "An Echange: On the Appropriate Specification of Human Capital Models", Journal of Human Resources, vol XI, nº 1, Inverno, 1976, pp. 3 a 7.

22. Senna, J.J.A., "Escolaridade, Experiência no Trabalho e Salários no Brasil"; Ensaio Econômico da EPGE, nº 22, Fundação Getúlio Vargas, 1976.
23. Stendl, J., Small and Big Size of Firms, Oxford, 1945.
24. Young, A., "Increasing Return and Economic Progress" Economic Journal, dezembro de 1928, pp.527-542.
25. Zaghen, P.E.M., "The Determination and Distribution of Industrial Wages in Brazil", tese doutoral, Departamento de Economia, Universidade da California, Berkeley, 1981.

1. ANÁLISE COMPARATIVA DAS ALTERNATIVAS DE POLÍTICA COMERCIAL DE UM PAÍS EM PROCESSO DE INDUSTRIALIZAÇÃO - Edmar Bacha - 1970 (ESGOTADO)
2. ANÁLISE ECONÔMETRICA DO MERCADO INTERNACIONAL DO CAFÉ E DA POLÍTICA BRASILEIRA DE PREÇOS - Edmar Bacha - 1970 (ESGOTADO)
3. A ESTRUTURA ECONÔMICA BRASILEIRA - Mario Henrique Simonsen - 1971 (ESGOTADO)
4. O PAPEL DO INVESTIMENTO EM EDUCAÇÃO E TECNOLOGIA NO PROCESSO DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO - Carlos Geraldo Langoni - 1972 (ESGOTADO)
5. A EVOLUÇÃO DO ENSINO DE ECONOMIA NO BRASIL - Luiz de Freitas Bueno - 1972
6. POLÍTICA ANTI-INFLACIONÁRIA - A CONTRIBUIÇÃO BRASILEIRA - Mario Henrique Simonsen - 1973 (ESGOTADO)
7. ANÁLISE DE SÉRIES DE TEMPO E MODELO DE FORMAÇÃO DE EXPECTATIVAS - José Luiz Carvalho - 1973 (ESGOTADO)
8. DISTRIBUIÇÃO DA RENDA E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO DO BRASIL: UMA REAFIRMAÇÃO - Carlos Geraldo Langoni - 1973 (ESGOTADO)
9. UMA NOTA SOBRE A POPULAÇÃO ÓTIMA DO BRASIL - Edy Luiz Kogut - 1973
10. ASPECTOS DO PROBLEMA DA ABSORÇÃO DE MÃO-DE-OBRA: SUGESTÕES PARA PESQUISAS - José Luiz Carvalho - 1974 (ESGOTADO)
11. A FORÇA DO TRABALHO NO BRASIL - Mario Henrique Simonsen - 1974 (ESGOTADO)
12. O SISTEMA BRASILEIRO DE INCENTIVOS FISCAIS - Mario Henrique Simonsen - 1974 (ESGOTADO)
13. MOEDA - Antonio Maria da Silveira - 1974 (ESGOTADO)
14. CRESCIMENTO DO PRODUTO REAL BRASILEIRO - 1900/1974 - Claudio Luiz Haddad - 1974 (ESGOTADO)
15. UMA NOTA SOBRE NÚMEROS ÍNDICES - José Luiz Carvalho - 1974 (ESGOTADO)
16. ANÁLISE DE CUSTOS E BENEFÍCIOS SOCIAIS I - Edy Luiz Kogut - 1974 (ESGOTADO)

17. DISTRIBUIÇÃO DE RENDA: RESUMO DA EVIDÊNCIA - Carlos Geraldo Langoni - 1974  
(ESGOTADO)
18. O MODELO ECONOMETRICO DE ST. LOUIS APLICADO NO BRASIL: RESULTADOS PRELIMINARES - Antonio Carlos Lemgruber - 1975
19. OS MODELOS CLASSICOS E NEOCLÁSSICOS DE DALE W. JORGENSON - Eliseu R. de Andra de Alves - 1975
20. DIVID: UM PROGRAMA FLEXÍVEL PARA CONSTRUÇÃO DO QUADRO DE EVOLUÇÃO DO ESTUDO DE UMA DÍVIDA - Clóvis de Faro - 1974
21. ESCOLHA ENTRE OS REGIMES DA TABELA PRICE E DO SISTEMA DE AMORTIZAÇÕES CONSTANTES: PONTO-DE-VISTA DO MUTUÁRIO - Clóvis de Faro - 1975
22. ESCOLARIDADE, EXPERIÊNCIA NO TRABALHO E SALÁRIOS NO BRASIL - José Julio Senna - 1975
23. PESQUISA QUANTITATIVA NA ECONOMIA - Luiz de Freitas Bueno - 1978
24. UMA ANÁLISE EM CROSS-SECTION DOS GASTOS FAMILIARES EM CONEXÃO COM NUTRIÇÃO, SAÚDE, FECUNDIDADE E CAPACIDADE DE GERAR RENDA - José Luiz Carvalho - 1978
25. DETERMINAÇÃO DA TAXA DE JUROS IMPLÍCITA EM ESQUEMAS GENÉRICOS DE FINANCIAMENTO: COMPARAÇÃO ENTRE OS ALGORÍTIMOS DE WILD E DE NEWTON-RAPHSON - Clóvis de Faro - 1978
26. A URBANIZAÇÃO E O CÍRCULO VICIOSO DA POBREZA: O CASO DA CRIANÇA URBANA NO BRASIL - José Luiz Carvalho e Uriel de Magalhães - 1979
27. MICROECONOMIA - Parte I - FUNDAMENTOS DA TEORIA DOS PREÇOS - Mario Henrique Simonsen - 1979
28. ANÁLISE DE CUSTOS E BENEFÍCIOS SOCIAIS II - Edy Luiz Kogut - 1979
29. CONTRADIÇÃO APARENTE - Octávio Gouvêa de Bulhões - 1979
30. MICROECONOMIA - Parte 2 - FUNDAMENTOS DA TEORIA DOS PREÇOS - Mario Henrique Simonsen - 1980
31. A CORREÇÃO MONETÁRIA NA JURISPRUDÊNCIA BRASILEIRA - Arnold Wald - 1980

32. MICROECONOMIA - Parte A - TEORIA DA DETERMINAÇÃO DA RENDA E DO NÍVEL DE PREÇOS  
José Julio Senna - 2 Volumes - 1980
33. ANÁLISE DE CUSTOS E BENEFÍCIOS SOCIAIS III - Edy Luiz Kogut - 1980
34. MEDIDAS DE CONCENTRAÇÃO - Fernando de Holanda Barbosa - 1981
35. CRÉDITO RURAL: PROBLEMAS ECONÔMICOS E SUGESTÕES DE MUDANÇAS - Antonio Salazar
36. DETERMINAÇÃO NUMÉRICA DA TAXA INTERNA DE RETORNO: CONFRONTO ENTRE ALGORÍTIMOS  
DE BOULDING E DE WILD - Clovis de Faro - 1983
37. MODELO DE EQUAÇÕES SIMULTÂNEAS - Fernando de Holanda Barbosa - 1983
38. A EFICIÊNCIA MARGINAL DO CAPITAL COMO CRITÉRIO DE AVALIAÇÃO ECONÔMICA DE PROJE  
TOS DE INVESTIMENTO - Clovis de Faro - 1983 (esgotado)
39. SALÁRIO REAL E INFLAÇÃO (TEORIA E ILUSTRAÇÃO EMPÍRICA) - Raul José Ekerman  
- 1984
40. TAXAS DE JUROS EFETIVAMENTE PAGAS POR TOMADORES DE EMPRÉSTIMOS JUNTO A BANCOS  
COMERCIAIS - Clóvis de Faro - 1984
41. REGULAMENTAÇÃO E DECISÕES DE CAPITAL EM BANCOS COMERCIAIS: REVISÃO DA LITERATURA  
E UM ENFOQUE PARA O BRASIL - Uriel de Magalhães - 1984
42. INDEXAÇÃO E AMBIÊNCIA GERAL DE NEGÓCIOS - Antonio Maria da Silveira - 1984
43. ENSAIOS SOBRE INFLAÇÃO E INDEXAÇÃO - Fernando de Holanda Barbosa - 1984
44. SOBRE O NOVO PLANO DO BNH: "SIMC"\* - Clovis de Faro - 1984
45. SUBSÍDIOS CREDITÍCIOS À EXPORTAÇÃO - Gregório F.L. Stukart - 1984
46. PROCESSO DE DESINFLAÇÃO - Antonio C. Porto Gonçalves - 1984
47. INDEXAÇÃO E REALIMENTAÇÃO INFLACIONÁRIA - Fernando de Holanda Barbosa - 1984

48. SALÁRIOS MÉDIOS E SALÁRIOS INDIVIDUAIS NO SETOR INDUSTRIAL: UM ESTUDO DE DIFEREN  
CIAÇÃO SALARIAL ENTRE FIRMAS E ENTRE INDIVÍDUOS - Raul José Ekerman e Uriel de  
Magalhães - 1984

000035896

