

# Determinação de Salários: Uso de um Modelo Causal (\*)

José Pastore e  
Ana Maria F. Bianchi(\*\*)

## 1. INTRODUÇÃO

A extensa literatura que vem sendo acumulada na área de capital humano apresenta a educação formal, expressa em anos de escolaridade, como uma das principais fontes de desigualdade de salários na sociedade moderna. Entretanto, uma sensível desigualdade persiste, mesmo em grupos mais homogêneos em termos de escolaridade. Impõe-se, assim, a necessidade de estudos que focalizem esta variação residual, isolando fatores que interagem com a educação formal do indivíduo na determinação de seu salário.

Para explicar a variância de salários de uma amostra de 22.587 profissionais especializados da indústria de transformação paulista, recorreremos a um modelo integrado por cinco variáveis individuais: (1) capacitação profissional, (2) importância funcional, (3) idade, (4) tempo de firma e (5) tempo no cargo. O teste do modelo causal foi realizado através da técnica de análise de trajetória, que permite a discriminação dos efeitos totais e líquidos das variáveis independentes.

---

(\*) Trabalho apresentado no Primeiro Encontro Nacional de Economistas, São Paulo, 8-10/11/1973. Os autores agradecem o apoio financeiro da Fundação Ford.

(\*\*) O Prof. José Pastore é Livre-Docente da Universidade de São Paulo no Instituto de Pesquisas Econômicas e Ana Maria F. Bianchi é Pesquisadora no Instituto de Pesquisas Econômicas.

Os dados obtidos para o conjunto da amostra evidenciam claramente que o **status** do profissional na empresa (importância funcional), bem como seu treinamento em cursos profissionalizantes (capacitação), são determinantes parciais poderosos dos níveis de salário vigentes na indústria de transformação paulista. No complexo educação formal + treinamento + experiência, o principal impacto sobre o salário do pessoal especializado ainda cabe à componente treinamento, em detrimento de variáveis que expressam experiência (idade, tempo de firma e tempo no cargo). Na maioria dos ramos industriais classificados como dinâmicos, o efeito de capacitação é mais atenuado do que o de importância funcional. Isto pode ser explicado pelo maior nível de qualificação de seu pessoal especializado, que tende a reduzir o impacto marginal desta variável e deslocar a ênfase para fatores tais como cargo e idade. O fenômeno inverso ocorre nos ramos tradicionais, na medida em que a modernização tecnológica acelerada de algumas empresas impõe investimentos em capital humano, beneficiando os profissionais com treinamento específico, ainda relativamente escassos no Brasil.

## **2. O PAPEL DA EDUCAÇÃO NOS ESTUDOS SOBRE CAPITAL HUMANO**

Nas últimas décadas, um volume expressivo de material teórico e empírico vem sendo acumulado em diversas partes do mundo, apregoando a importância da educação para o aumento da renda individual e para o crescimento econômico. Estudos como os de Schultz (1961), Denison (1966), Becker (1967), Sorkin (1968) e Blaug (1972), dentre muitos outros, focalizam a educação formal como uma das principais fontes de desigualdade de renda na sociedade moderna. No Brasil, um interesse crescente em relação a esta temática vem motivando trabalhos como os de Levy e outros (1970), Langoni (1972a; 1972b; e 1973) e Castro (1971), que mostram a elevada rentabilidade do investimento na educação, bem como sua importância na preparação de recursos humanos para o desenvolvimento.

Um dos pontos de identidade entre os estudos mencionados é o fato de que eles se utilizam de uma medida de educação baseada no tempo de escolaridade formal do indivíduo. Este é expresso em número de anos ou, mais comumente, em níveis:

escolaridade elementar, de nível médio, superior, etc. Outro aspecto em comum é que os autores trabalham com amostras que exibem grandes disparidades de salário e de escolaridade, abrangendo analfabetos ao lado de indivíduos com diploma universitário. Neste contexto, destaca-se o impacto da escolaridade do indivíduo sobre seus ganhos.

O alto poder explicativo da educação formal nas atuais condições do Brasil caracteriza uma etapa bastante específica de nossa história, onde a educação ainda constitui um bem escasso em relação à demanda social, mesmo nos níveis mais elementares do sistema de ensino. Como os salários refletem, em primeira instância, as condições do mercado, nada mais lógico que eles favoreçam a mão-de-obra instruída em uma situação de escassez de oferta. Historicamente, o grau de instrução do indivíduo vem constituindo um dos principais critérios para sua inserção no mercado de trabalho e para a definição de seu “piso” ou “teto” salarial. Entre outras coisas, uma escolaridade mais prolongada abre acesso a ocupações melhor remuneradas e socialmente mais valorizadas.

A contrapartida deste argumento é que uma rápida ampliação das oportunidades educacionais tende a provocar um decréscimo da importância da educação formal como fonte de diferenciais de salário, como vem ocorrendo em diversos países desenvolvidos. Um recente estudo sobre a distribuição de renda nos Estados Unidos estimou que a desigualdade entre indivíduos de sexo masculino com o mesmo nível de escolaridade é atualmente apenas 5 a 10% mais reduzida do que a que prevalece no conjunto da população masculina (Jencks e outros, 1972). Em relação aos países subdesenvolvidos, o estudo de Gunter mostra uma clara tendência à atenuação da desigualdade salarial entre a mão-de-obra especializada e não especializada, à medida em que aumenta o nível de capacitação da força de trabalho (Gunter, 1964). Aliás, um sintoma desta tendência pode ser observado na expansão acelerada de alguns setores do ensino superior brasileiro. A proporção em que cursos como direito, economia e filosofia se “democratizam”, multiplicando suas matrículas e facilitando o acesso de indivíduos de origem sócio-econômica mais humilde, as condições do mercado de trabalho para estes profissionais vão se tornando mais problemáticas, com um progressivo rebaixamento dos padrões salariais dos recém-formados (Pastore e Perosa, 1971; Pastore e Bianchi, 1972).

Mas o aspecto que desejamos destacar neste artigo é que as desigualdades continuam substanciais, no Brasil como em outros países, mesmo em segmentos específicos do mercado de trabalho e dentro de grupos com um nível educacional semelhante. Aliás, o estudo de Langoni sobre o conjunto da população economicamente ativa brasileira revela que a desigualdade de renda tende a crescer quando se passa das regiões menos desenvolvidas para as mais desenvolvidas, da zona rural para a zona urbana, e dos níveis de escolaridade mais baixos para os mais elevados (Langoni, 1972b). Este padrão geral é consistente com os resultados do levantamento realizado pelo IPE em 1970/71, junto a uma amostra de profissionais especializados da indústria de transformação paulista. No grupo de indivíduos com formação universitária empregados neste setor havia profissionais com um salário-hora de Cr\$ 0,93, ao lado de outros com Cr\$ 204,00. A título de ilustração, a tabela 1 apresenta a média de salário-hora dos economistas e administradores pesquisados, todos com 15 anos de escolaridade, bem como os pontos mínimos e máximos relativos a cada faixa etária. Como se pode observar, a dispersão salarial continua grande, mesmo com a introdução destes três controles: tempo de escolaridade, profissão e idade. Para esse grupo de profissionais, cuja média de salário-hora está em torno de Cr\$ 13,00, o desvio-padrão encontrado foi de 7,61, indicando assim alta variabilidade da distribuição.

**TABELA 1**  
**SALÁRIO-HORA DOS ECONOMISTAS/ADMINISTRADORES,**  
**POR FAIXAS ETÁRIAS**

Faixas Etárias	N	Médias (Cr\$)	Mínimo (Cr\$)	Máximo (Cr\$)
20 — 24 anos	32	7,74	2,79	16,10
25 — 29	263	9,82	2,70	31,50
30 — 34	324	12,19	2,88	37,20
35 — 39	168	15,80	3,79	65,93
40 — 44	133	17,06	4,15	53,33
45 — 49	84	17,48	5,00	63,84
50 — 54	32	20,53	4,95	76,00
55 — 59	16	16,27	6,54	31,00
60 e +	17	11,59	4,04	20,31
Total	1.069	13,37	2,70	76,00

Os argumentos até aqui expostos têm o sentido de defender a necessidade de estudos empíricos que focalizem os diferenciais de salário de grupos mais homogêneos do ponto de vista educacional. O intuito da desagregação é facilitar a identificação de fatores que interagem com a educação formal, cujos efeitos permanecem encobertos quando se lida com amostras demasiadamente heterogêneas. Assim, a perda de generalidade que pode decorrer de uma maior especificação da amostra tende a ser compensada pelo ganho de profundidade, na medida em que a análise se atenha a setores mais específicos e definidos da força de trabalho. É neste contexto que se colocam as indagações centrais desta pesquisa (Pastore, 1973):

Que fatores explicam as oscilações salariais que se registram em grupos mais homogêneos em termos de escolaridade, empregados em segmentos específicos do mercado de trabalho?

Quais os efeitos "líquidos" de educação, quando se controlam os efeitos de algumas das outras variáveis que com ela interagem?

Como se comportam estas variáveis nos diversos ramos da indústria de transformação e em diferentes categorias ocupacionais?

### 3. A PERSPECTIVA DESTE ARTIGO

Para fornecer respostas parciais às questões acima propostas, recorreremos a um modelo integrado por cinco variáveis individuais: capacitação profissional, importância funcional, idade, tempo de firma e tempo no cargo. A definição e a operacionalização destes itens envolveram algumas decisões arrojadas do ponto de vista metodológico, a saber:

Em primeiro lugar, procuramos refinar a medida da variável **educação**, considerando simultaneamente: (1) sua componente geral, expressa no tempo de escolaridade formal de cada indivíduo; (2) sua componente específica, avaliada pelo grau de complexidade ou duração do treinamento do indivíduo, adquirido em cursos profissionalizantes, através de

programas de treinamento em serviço ou mesmo na prática. A combinação destas duas dimensões em uma única medida gerou o que convencionamos chamar de “capacitação básica” do profissional especializado. O aspecto importante, nesta decisão metodológica, é que ela nos permitiu visualizar com maior nitidez os fatores que afetam a qualidade da mão-de-obra empregada na indústria, que não se esgotam em sua escolaridade formal.

A variável **importância funcional** expressa, basicamente, o **status** do indivíduo na hierarquia da empresa, que, por sua vez, se traduz em seu cargo. Ela foi incluída no modelo pelo papel estratégico que desempenha nos estudos sobre estratificação social, especialmente no clássico e controvertido artigo de Davis e Moore (1945) e, mais recentemente, no texto de Hage e Aiken (1972). Segundo estes sociólogos, o cargo que o indivíduo ocupa em uma determinada organização pesa muito na determinação de seus ganhos, pois exprime o montante de responsabilidade que lhe é alocado e suas possibilidades de substituição. Os indivíduos com postos mais elevados seriam mais importantes para a sobrevivência da empresa, na justa medida em que sua substituição é mais problemática. A classificação de cargos que adotamos baseou-se em um duplo critério: (1) de acordo com sua maior ou menor vinculação ao processo produtivo, pressupondo-se que os cargos que repercutem diretamente nas atividades-fins da empresa seriam funcionalmente mais relevantes do que os cargos associados a atividades complementares ou de apoio; (2) de acordo com a amplitude de controle inerente ao cargo, isto é, o poder decisório (alto, médio ou baixo) que ele confere a seu ocupante. A combinação destes dois critérios levou à construção de uma **escala de seis pontos em que o menor peso coube ao pessoal auxiliar com pequena amplitude de controle (secretárias, por exemplo) e o maior peso foi atribuído aos diretores e gerentes.**

Incluímos ainda em nosso modelo explicativo variáveis que expressam experiência profissional, que vêm sendo sistematicamente enfatizadas por estudos na área de capital humano. A primeira destas variáveis é a idade do indivíduo, sugerida por Reynolds, 1964; Miller, 1966; Gross, 1969; Reed e Miller, 1970; Campino e outros, 1972; Langoni, 1972, entre outros. A variável tempo de firma exprime a experiência específica do profissional dentro de uma determinada empresa, e foi destacada por Dalton (1951), Rees e Schultz (1970), e ainda por um

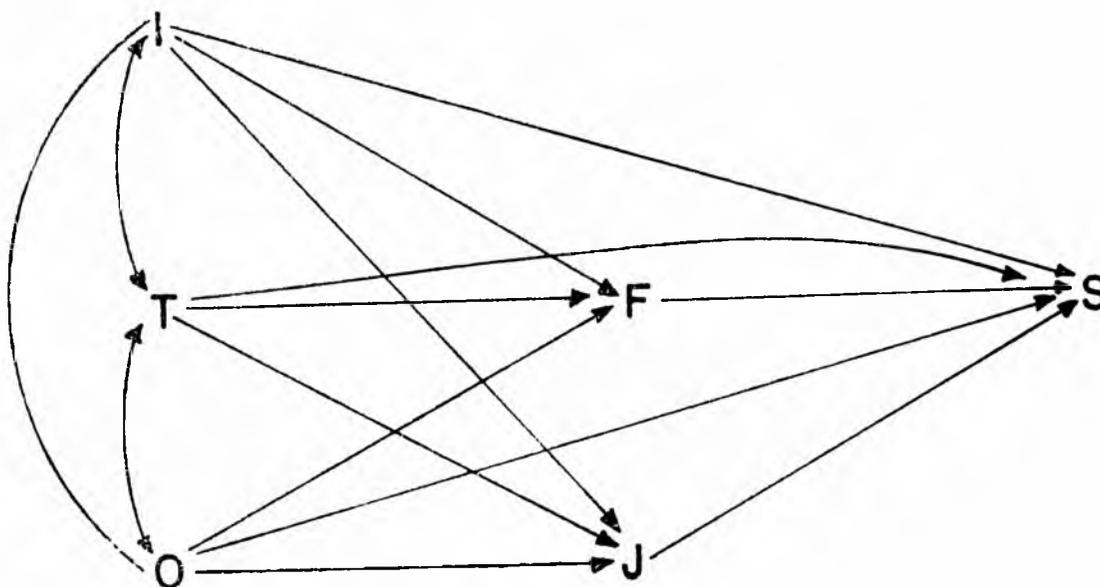
artigo da revista *Conjuntura Econômica* de janeiro de 1967. Finalmente, utilizamos também como medida de experiência a variável tempo no cargo, para detectar a familiaridade do indivíduo com as funções inerentes ao cargo que ocupa na empresa.

O ramo industrial figura neste estudo como variável de controle, para o teste do modelo explicativo proposto. Como se sabe, os vários setores da indústria de transformação brasileira expressam condições diferentes de desenvolvimento, sofisticação tecnológica, nível de mecanização, complexidade organizacional, concentração industrial, capacidade produtiva, intensidade relativa de capital e potencial de absorção de pessoal especializado. O impacto deste conjunto de fatores sobre os padrões salariais da mão-de-obra é destacado por inúmeros pesquisadores brasileiros e estrangeiros, dentre os quais: Rees e Schultz, 1970; Kleiman, 1971; Newhouse, 1971; Haworth e Rasmussen, 1971; Campino e outros, 1972; e Lopes e Pastore, 1973. A constatação de uma grande dispersão de salários intra-ramos levou-nos a evitar a inclusão desta variável como **dummy** na medida em que havia um interesse teórico em analisar o desempenho das variáveis selecionadas em diversas situações de controle<sup>(1)</sup>.

As cinco variáveis individuais acima mencionadas foram incorporadas em um modelo do tipo causal, onde o salário-hora do indivíduo constitui a variável dependente. Este é um outro aspecto pouco rotineiro do caminho metodológico que escolhemos. Na análise do sistema de relações entre as variáveis, estabelecemos alguns pressupostos lógicos, que podem ser apreciados no diagrama que se segue. Antes de mais nada, postulamos relações assimétricas e unidirecionais entre as variáveis independentes, de um lado, e salário, de outro. Portanto, capacitação profissional (T), importância funcional (F), idade (I), tempo de firma (O) e tempo no cargo (J) foram considerados temporalmente antecedentes a salário (S). Esta premissa prende-se aos requisitos mínimos da explicação causal, dentro dos limites da "lógica do possível" que os metodólogos sugerem para os estudos sociológicos (Blalock, 1969).

---

(1) A segunda variável de controle empregada na análise dos dados desta pesquisa é a ocupação ou profissão do indivíduo. O comportamento do modelo explicativo proposto nas categorias ocupacionais mais representativas é examinado nos estudos de J. Pastore (1973) e Pastore e Bianchi (1973).



Importância funcional (F) foi concebida como uma variável interveniente causal na explicação de salário. Ela teria um efeito direto sobre a variável dependente e, além disso, transmitiria os efeitos de capacitação, idade e tempo de firma, pressupondo-se que o status do indivíduo especializado seja determinado pela sua qualificação e experiência de trabalho. Uma posição semelhante coube à variável tempo no cargo, também concebida como interveniente causal, cronologicamente posterior à capacitação, idade e tempo de firma do profissional especializado. Na realidade, quase todas as setas do diagrama são unidirecionais, indicando relações assimétricas entre as variáveis. As três exceções são as setas que ligam idade e capacitação, idade e tempo de firma, e capacitação e tempo de firma: estas exprimem interação de efeitos, na medida em que não foi possível estabelecer prioridades causais.

Para o teste do modelo adotado, recorreremos à técnica de análise de trajetória (**path analysis**), cuja utilidade vem sendo demonstrada para estudos baseados em modelos de causação (Wright, 1921; 1934 e 1960). Embora operacionalmente ela possa se confundir com a análise de regressão múltipla convencional, seu ponto de partida teórico é radicalmente distinto. Os coeficientes de trajetória são calculados a partir dos coeficientes de regressão padronizados ou peso-beta, mas, ao contrário destes, exprimem relações assimétricas entre as variáveis. Por outro lado, enquanto a análise de regressão múltipla pressupõe ausência de interação entre as variáveis inde-

pendentes e aditividade de efeitos, a análise de trajetória visa justamente a quantificar o impacto da intercorrelação entre estas variáveis, mostrando efeitos que, ora se somam, ora se anulam. Assim, o efeito total de cada variável independente, medido pelo coeficiente de correlação de Pearson ( $r$ ), foi decomposto em duas partes principais: (1) seu efeito direto, equivalente ao coeficiente de regressão padronizado ou peso-beta, daqui por diante designado por  $P$ ; (2) seus efeitos indiretos, transmitidos pelas demais variáveis independentes do modelo<sup>(2)</sup>. Na mensuração destes efeitos “líquidos”, foram identificados coeficientes de trajetória negativos, que exercem um impacto supressivo em relação ao efeito total da variável independente.

#### 4. CARACTERÍSTICAS GERAIS DA AMOSTRA

O teste estatístico do modelo foi feito com base em dados coletados em 1970/71, referentes aos 22.587 profissionais especializados de 689 empresas pesquisadas. A amostra de empresas foi sorteada a partir do cadastro do Departamento de Estatística do Estado (DEE), dentre as que possuíam mais de 20 empregados, nos onze ramos responsáveis por cerca de 80% da produção industrial paulista: alimentação, calçado e vestuário, têxtil, vidro e cimento, papel e papelão, material elétrico, mecânico, químico, farmacêutico, de metalurgia e transporte. A seleção das empresas obedeceu a um duplo critério de estratificação, por ramos e por total de empregados, havendo maior representatividade dos estratos mais heterogêneos, onde se localizam as indústrias de maior porte. O procedimento adotado para a coleta de informações sobre o pessoal especializado de cada firma é descrito em detalhes no relatório “Profissionais Especializados no Mercado de Trabalho” (Pastore e cols., 1973).

Um dos aspectos mais distintivos da grande massa de dados com a qual trabalhamos é o fato de termos adotado um conceito amplo de profissional especializado, englobando básica-

---

(2) Apenas para ilustrar, o efeito indireto de capacitação (T) “via” importância funcional (F), foi calculado multiplicando-se o efeito direto de F sobre S ( $P_{SF}$ ) pela intercorrelação entre T e F ( $r_{TF}$ ).

Um procedimento análogo foi adotado no cálculo das demais trajetórias indiretas.

mente: (1) indivíduos de nível superior, com formação universitária e (2) indivíduos que ocupavam posições de nível médio nos vários setores da indústria: produção, manutenção, administração, planejamento e serviços auxiliares.

A principal vantagem da adoção deste conceito amplo é que ela nos permitiu traçar uma imagem mais realista dos inúmeros mecanismos de que o mercado industrial lança mão, a fim de suprir a escassez de técnicos de nível médio no Brasil. Muitos integrantes de nossa amostra haviam adquirido sua qualificação básica em cursos profissionais de curta e média duração, fornecidos por entidades como o SENAI, ou através de programas de treinamento em serviço promovidos pela própria firma, que desempenham um papel extremamente importante na preparação de recursos humanos. Além disso, pudemos constatar que uma parcela expressiva das posições de nível médio da indústria paulista é confiada a "práticos", isto é, indivíduos com uma escolaridade geral elementar (primário, ou, na melhor das hipóteses, ginásio). Tais indivíduos utilizam os conhecimentos rudimentares que adquiriram na escola na execução de determinadas funções dentro da indústria. Graças à prática rotineira destas tarefas, eles gradualmente acumulam habilidades específicas e granjeiam sua posição de profissionais especializados.

## 5. PRINCIPAIS RESULTADOS

### 5.1. Amostra Total

A tabela 2 apresenta os valores obtidos para as cinco variáveis individuais incluídas no modelo, discriminando seus efeitos totais ( $r$  de Pearson), diretos (peso-beta) e indiretos. O primeiro aspecto a ser destacado é que todas estas variáveis exibem uma correlação positiva com salário, significativa ao nível de 5%. O maior efeito total é produzido por importância funcional:  $r_{SF} = 0,486$ . Esta variável explica, sozinha, cerca de 23% da variância de salários do pessoal especializado, sendo que a maior parte de seu efeito é transmitida diretamente:  $P_{SF} = 0,323$ . Em termos de efeito total, o segundo posto cabe a capacitação profissional:  $r_{ST} = 0,403$ . Seu efeito direto, porém, é praticamente equivalente ao de importância fun-

cional:  $P_{ST} = 0,329$ . Em terceiro lugar, coloca-se idade, com um efeito total de  $r_{SI} = 0,271$ , bem mais reduzido do que os acima mencionados. Finalmente, tempo de firma e tempo no cargo têm um impacto bastante pequeno:  $r_{SO} = 0,072$  e  $r_{SJ} = 0,029$ . O efeito direto de tempo no cargo chega a ser negativo  $P_{SJ} = 0,059$ .

Os valores calculados para o conjunto de profissionais especializados constituem uma evidência indiscutível de que o status destes indivíduos na empresa onde trabalham (F), bem como sua capacitação básica (T), são determinantes parciais poderosos dos níveis de salário vigentes na indústria de transformação paulista.

TABELA 2

EFEITOS DE VARIÁVEIS INDIVIDUAIS SOBRE O SALÁRIO DOS PROFISSIONAIS ESPECIALIZADOS

Variáveis		Efeito Total	Efeito Direto	Efeitos Indiretos
Capacitação Profissional	(T)	0,403	0,329	0,074
Importância Funcional	(F)	0,486	0,323	0,163
Idade	(I)	0,271	0,258	0,013
Tempo de Firma	(O)	0,076	0,069	0,007
Tempo no Cargo	(J)	0,029	-0,059	0,088
Efeito Conjunto $R^2 = 0,363$ (n = 22.587)				

No que diz respeito à variável capacitação, é importante repisar que a medida aqui adotada não se restringe à escolaridade formal do indivíduo, mas sim leva em conta o treinamento adquirido em cursos profissionalizantes de duração variada, dentro e fora da rede formal do ensino. Esta dimensão "treinamento" apresenta-se assim como um dos elementos preponderantes na fixação do salário do profissional especializado, e mesmo na definição do cargo que ele exerce na hierarquia funcional da empresa ( $r_{FT} = 0,365$ ). Na caracterização dos profissionais de nível médio, verificou-se que os indivíduos que tiveram acesso a uma formação profissional sistemática au-

ferem salários 15% mais elevados, em média, do que os “práticos”, ou seja, aqueles que têm apenas educação geral (Pastore e cols., 1973, p. 78).

A discriminação detalhada dos efeitos líquidos de capacitação permite ilustrar algumas vantagens da aplicação da análise de trajetória na explicação causal<sup>(3)</sup>. Na realidade, o impacto total desta variável sobre salário é resultante de uma combinação de efeitos que, ora se somam, ora se anulam. O pequeno valor assumido pelos conjuntos de seus efeitos indiretos (0,074) decorre da soma de trajetórias positivas e negativas. O efeito indireto de capacitação “via” importância funcional é relativamente elevado (0,118), e contribui para o acréscimo do efeito total da primeira variável. Paralelamente, porém, os efeitos de capacitação via idade e tempo de firma são negativos (- 0,036 e - 0,017), e seu efeito via tempo no cargo é praticamente desprezível (0,010).

A inspeção do efeito total da variável idade mostra que ela explica apenas 7% da variância de salários observada para o total da amostra, sendo que a maioria de seus efeitos indiretos são negativos. Nesse sentido a eficácia desta variável é bem menor do que a sugerida por estudos que focalizam o conjunto da mão-de-obra industrial, abrangendo a grande massa de trabalhadores não especializados (Lopes e Pastore, 1973). No conjunto de profissionais especializados, verifica-se a presença de muitos indivíduos relativamente jovens ganhando altos salários e ocupando posições de destaque dentro da firma. Em parte, seu status pode ser explicado por um treinamento profissional mais prolongado, em escolas técnicas de 2.º grau, em cursos realizados no exterior, ou mesmo na universidade. Na medida em que a expansão do ensino técnico-profissionalizante é ainda recente no Brasil, ela tende a beneficiar diretamente a força de trabalho situada nas faixas etárias mais jovens, que usufruem de uma oferta de cursos mais ampla e diferenciada. Esta si-

---

(3) A análise de trajetória apresenta também algumas desvantagens. A principal delas diz respeito a um tipo de incompatibilidade que pode surgir em certos casos entre o rigor lógico e os resultados empíricos. Por exemplo, no modelo discutido neste artigo a lógica indica que o único efeito entre F e S é o direto; entretanto, para fins de reconstrução do efeito total, somos obrigados a considerar efeitos indiretos de F exercidos através de outras variáveis independentes.

tuação de escassez, que está sendo progressivamente superada, explica a associação negativa — mas não muito alta — entre capacitação e idade:  $r_{IT} = -0,139$ .

Em princípio, os resultados obtidos mostram que, no complexo educação geral + treinamento + experiência, o principal impacto sobre o salário do pessoal especializado da indústria ainda cabe à componente treinamento. Esta hipótese recebe apoio adicional da constatação de que as variáveis que medem experiência de trabalho específica (O, J) pesam muito pouco na determinação de salário. Nesta medida, os padrões observados contrariam a noção corrente de que critérios de antiguidade (*seniority*) teriam um alto poder discriminatório na sociedade brasileira, tendo em vista que ela seria uma sociedade “tradicional”. As evidências aqui encontradas sugerem, antes, a presença de uma estrutura empresarial moderna na indústria de transformação paulista. Embora seja precipitado estender as conclusões obtidas neste contexto para outros setores do mercado de trabalho, parece que critérios mais específicos de avaliação do desempenho do profissional especializado (T, F) tendem a sobrepujar o impacto da experiência de trabalho acumulada através dos anos (I), e mesmo da propalada “lealdade” do empresário em relação aos empregados mais antigos (O).

É preciso ressaltar, neste aspecto, que capacitação e tempo de firma estão negativamente correlacionados ( $r_{OT} = -0,243$ ), repetindo-se assim o padrão constatado para idade. O profissional mais treinado tem maior flexibilidade para movimentar-se dentro do mercado de trabalho, o que lhe permite maior autonomia na escolha de empregos bem remunerados. A baixa correlação entre tempo de firma e importância funcional ( $r_{OF} = 0,025$ ) mostra que a indústria paulista confia posições estratégicas a indivíduos cuja familiaridade com as rotinas operacionais específicas à empresa é pequena.

## 5.2. Ramos Industriais

A desagregação dos dados ao nível dos onze setores da indústria de transformação estudados evidencia algumas facetas interessantes do comportamento do modelo de variáveis adotado. A tabela 3 resume os resultados obtidos, com exceção

daqueles referentes a tempo no cargo, em virtude da pequena relevância desta variável em todas as situações de controle.

De uma maneira geral, reproduzem-se as tendências constatadas para o total da amostra, destacando-se importância funcional e capacitação como fontes de diferenciais de salário. É interessante observar que em quase todos os ramos dinâmicos, com exceção do de transporte, o efeito total de importância funcional excede o valor obtido para o conjunto da amostra. Por outro lado, nas indústrias alimentícias e de calçado e vestuário, consideradas "tradicionais", o impacto desta variável é mais atenuado e seus efeitos diretos são inferiores aos produzidos por capacitação.

Esta diversidade de padrões pode ser atribuída à qualidade da mão-de-obra especializada de cada ramo e, em última análise, à própria lógica das leis do mercado. Os ramos dinâmicos demonstram um maior potencial de absorção de mão-de-obra especializada e apresentam médias de capacitação sistematicamente mais elevadas do que as que prevalecem para os ramos tradicionais, o que tende a reduzir o impacto "marginal" de capacitação.

Um caso típico é o ramo de produtos farmacêuticos, que apresenta a maior média de capacitação, emprega mais de 3% de indivíduos com formação universitária e exhibe a mais alta participação de pessoal especializado em seu total de empregados. Nas indústrias deste ramo, o efeito direto de importância funcional ( $P_{SF} = 0,457$ ) é substancialmente mais elevado do que o de capacitação ( $P_{ST} = 0,220$ ).

O raciocínio inverso aplica-se às indústrias de alimentação e de calçado e vestuário. Algumas empresas destes setores estão partindo para uma modernização tecnológica acelerada e, conseqüentemente, requisitando uma mão-de-obra altamente qualificada. Esta demanda em rápida expansão não está encontrando sua contrapartida do lado da oferta, em virtude da escassez de cursos destinados à formação de pessoal para estes setores. Entre os técnicos de alimentos e técnicos têxteis, por exemplo, ainda existe uma grande maioria de "práticos", que adquiriram sua capacitação de forma assistemática. Nestas condições, o pequeno grupo de indivíduos que teve acesso a cursos profissionalizantes apresenta salários que são, em média, duas vezes superiores aos dos práticos. Em empresas cujo estoque de capital humano é ainda incipiente, e que se defrontam com

TABELA 3

EFETOS DE VARIÁVEIS INDIVIDUAIS SOBRE SALÁRIOS  
(POR RAMOS INDUSTRIAIS)

Ramos Industriais	Capacitação Profissional			Importância Funcional			Idade			Tempo de Firma		
	r <sub>ST</sub>	P <sub>ST</sub>	Ind.	r <sub>SF</sub>	P <sub>SF</sub>	Ind.	r <sub>SI</sub>	P <sub>SI</sub>	Ind.	r <sub>SO</sub>	P <sub>SO</sub>	Ind.
Alimentação	0,418	0,347	0,071	0,464	0,316	0,148	0,132	0,249	-0,117	-0,044	0,007	-0,051
Calç. e Vestuário	0,525	0,432	0,093	0,456	0,253	0,202	0,137	0,158	-0,021	0,249	0,240	0,009
Têxtil	0,391	0,279	0,112	0,470	0,343	0,127	0,224	0,272	-0,048	-0,035	-0,062	0,027
Químico	0,479	0,369	0,110	0,512	0,311	0,201	0,301	0,221	0,080	0,119	0,048	0,071
Farmacêutico	0,396	0,220	0,176	0,588	0,457	0,131	0,312	0,197	0,115	0,043	-0,042	0,085
Pap. e Papelão	0,318	0,284	0,034	0,441	0,307	0,134	0,224	0,296	-0,072	0,051	0,023	0,028
Vidro e Cimento	0,471	0,368	0,103	0,526	0,381	0,145	0,145	0,195	-0,050	-0,041	-0,003	0,038
Mat. Elétrico	0,463	0,351	0,112	0,569	0,360	0,209	0,365	0,274	0,091	0,147	0,126	0,021
Metalurgia	0,447	0,386	0,061	0,504	0,321	0,183	0,231	0,260	-0,029	0,084	0,113	-0,029
Mecânico	0,393	0,309	0,084	0,558	0,422	0,136	0,301	0,253	0,048	0,069	0,065	0,004
Transporte	0,346	0,297	0,049	0,454	0,301	0,153	0,341	0,274	0,067	0,156	0,078	0,078
Total da Amostra	0,403	0,329	0,074	0,486	0,323	0,163	0,271	0,258	0,013	0,076	0,069	0,007

a contingência de modernizar-se do ponto de vista tecnológico, o acréscimo de produtividade que decorre da introdução de um indivíduo qualificado tende a ser comparativamente maior.

Um outro comentário pertinente refere-se ao comportamento da variável idade nos ramos considerados tradicionais e dinâmicos. Os primeiros (alimentação, calçado e vestuário, têxtil) exibem correlações totais entre idade e salário inferiores às da maioria dos ramos dinâmicos. À primeira vista, este resultado é conflitante com o fato de que os mesmos setores confiam a maioria de suas funções especializadas a indivíduos mais velhos. No outro extremo, os ramos farmacêutico, de transporte, material elétrico e mecânica empregam profissionais mais jovens, mas enfatizam idade na determinação de salário.

Também neste caso, os resultados podem ser atribuídos à interação entre a idade do profissional especializado, de um lado, e seu nível de treinamento e cargo, de outro. A correlação entre idade e capacitação é negativa em quase todos os ramos estudados, mas tende a se acentuar nos ramos tradicionais, sobretudo no de alimentação, o que explica o impacto negativo das trajetórias indiretas. Em contrapartida, o efeito de idade sobre importância funcional é um pouco maior nos ramos dinâmicos, sobretudo no farmacêutico ( $r_{FI} = 0,035$ ), contribuindo para o acréscimo de seu efeito total. A maior dose inicial de capacitação da mão-de-obra empregada nas indústrias farmacêuticas estaria permitindo que estes indivíduos usufríssem de incrementos salariais significativos durante todo o decorrer de sua carreira profissional.

Os efeitos totais e líquidos de tempo de firma são bastante reduzidos na maioria dos ramos estudados, reproduzindo-se a tendência observada para o conjunto da amostra. O maior resultado verifica-se no ramo de calçado e vestuário:  $r_{SO} = 0,249$  e  $P_{SO} = 0,240$ . É interessante mencionar que este é o único grupo onde o efeito de tempo de firma supera inclusive o efeito de idade, ou seja, a qualidade da força de trabalho empregada por indústrias de calçado e vestuário tende a ser mais afetada por sua experiência específica (O), do que por sua experiência de trabalho em um sentido mais amplo (I). Neste ramo, a associação entre tempo de firma e capacitação é positiva, contrariando a tendência observada para todos os outros setores:  $r_{OT} = 0,050$ .

As indústrias de transporte e material elétrico apresentam correlações entre salário e tempo de firma superiores às que prevalecem para a maioria dos demais ramos  $r_{SO} = 0,0156$  e ...  $0,147$ , respectivamente. O efeito indireto de idade "via" importância funcional é equivalente a  $0,075$  no ramo de material elétrico e  $0,065$  no ramo de transporte, excedendo o valor encontrado para quase todos os demais ramos, em virtude de uma associação positiva e relativamente elevada entre as duas variáveis. Além disso, a maior intercorrelação entre tempo de firma e importância funcional verifica-se no ramo de transporte ( $r_{FO} = 0,112$ ), aumentando o efeito indireto da primeira variável. O fato de que os ramos mencionados também enfatizam idade permite levantar a hipótese de que, em termos comparativos, a produtividade de seu pessoal tende a ser mais afetada por fatores que expressam experiência. O grande dinamismo tecnológico de certas indústrias de veículos e material elétrico leva-as à constante renovação de suas técnicas operacionais, em geral baseadas em um **know-how** importado. Assim, estas empresas são obrigadas a requisitar profissionais melhor qualificados, investir somas consideráveis em programas de treinamento em serviço e incentivar a permanência de seu pessoal especializado na empresa através de promoções funcionais e salariais.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Becker, Gary S., **Human Capital and The Personal Distribution of Income**, University of Michigan, Ann Arbor: 1967.
- Blalock, Hubert M., **Theory Construction: From Verbal to Mathematical Formulations**, Prentice Hall, New Jersey: 1969.
- Blaug Mark, **An Introduction to the Economics of Education**, Penguin Books, Londres: 1972.
- Campino, A.C. e Nunes, E.M., "Análise Econômica do Sistema Educacional da Região Centro-Sul", IPE, São Paulo: 1971, mimeografado.
- Castro, Cláudio M., "Investimento em Educação no Brasil: Comparação de Três Estudos", **Pesquisa e Planejamento**, Rio de Janeiro: 1971
- Dalton, Melville, "Informal Factors in Career Achievement", **American Journal of Sociology**, vol. 56, pp. 407-415, 1951.
- Davis, K. e Moore, W.F., "Some Principles of Stratification", **American Sociological Review**, vol. 18, pp. 387-394, 1945.
- Denison, Edward, "Measuring the Contribution of Education to the Economic Growth", in E.A.G. Robinsen e J.E. Vaisey, **The Economics of Education**, Penguin Books, Londres: 1966
- Gross, Andrew C., "Patterns and Determinants of Income of Canadian Engineering Graduates" **Industrial and Labor Relations Review**, vol. 23, pp. 52-64: 1969.
- Gunter, H., "Changes in Occupational Wage Differentials", **International Labor Review**, vol. 89. pp. 136-155, 1964.
- Hage, J. e Aiken, M., **Social Change In Complex Organizations**, Random House, N. York: 1972.
- Haworth, C.T. e Rasmussen, D.W., "Human Capital and Inter-Industry Wages in Manufacturing", **Review of Economics and Statistics**, vol. 53, pp. 376-380, 1971.
- Jencks, C. e Outros, **Inequality: A Reassessment of the Effect of Family and Schooling in America**, Basic Books, N. Yorks: 1972.

- Kleiman, Epharaim, "Wages and Plant Size: A Spillover Effect?", **Industrial and labor Relations Review**, vol. 24, pp. 243-248, 1971.
- Langoni, Carlos G., "A Rentabilidade Social dos Investimentos em Educação no Brasil" separata do livro **Ensaio Econômico**, APEC Editora, Rio de Janeiro: 1972a.
- Langoni, Carlos G., "Distribuição de Renda e Desenvolvimento Econômico no Brasil" **Estudos Econômicos**, vol. 2, pp. 5-38, 1972b.
- Langoni, Carlos G., **Distribuição de Renda e Desenvolvimento Econômico no Brasil**, Expressão e Cultura, Rio de Janeiro: 1973.
- Levy, S., Campino, A.C. e Nunes, E.M., **Análise Econômica do Sistema Educacional de São Paulo**, IPE, São Paulo: 1970, 2 vols. mimeografado.
- Lopes, J.C. e Pastore J., **A Mão-de-Obra Especializada na Indústria Paulista**, IPE, São Paulo: 1973.
- Miller, Herman P., **Income Distribution in the United States**, United States Dept. of Commerce, Washington: 1966.
- Mincer, Jacob, "On-the-Job Training: Costs, Returns and Some Implications" **The Journal of Political Economy**, suplemento, pp. 50-79. 1962
- Newhouse, Joseph P., "A Simple Hypothesis of Income Distribution", **Human Resources**, vol. 6, pp. 51-74, 1971.
- Ober, Harry, "Occupational Wage Differentials 1907-1941", **Monthly Labor Review**, vol. 67, pp. 127-134, 1948.
- Pastore, J. e Perosa, G., **O Estudante Universitário em São Paulo**, IPE, São Paulo: 1971, mimeografado.
- Pastore, J. e Bianchi, A.M., "A Democratização do Ensino Superior em São Paulo" **O Estado de São Paulo**, 12.09.1972.
- Pastore, José, "Determinantes de diferenciais de salário", tese de livre docência, Universidade de São Paulo: 1973, mimeografado.
- Pastore, J. e cols., **Profissionais Especializados no Mercado de Trabalho**, IPE, São Paulo: 1973.
- Pastore, J. e Bianchi, A.M., "Estrutura ocupacional da Indústria e demanda de mão-de-obra especializada", IPE, São Paulo: 1973 mimeografado.
- Reed, R.H. e Miller, H.P., "Some Determinants of the Variations in Earnings for College Men", **Human Resources**, vol. 5, pp. 177-190, 1970.

- Rees, A. e Shultz, G.P., **Workers and Wages in an Urban Labor Market**, University of Chicago Press, Chicago: 1970.
- Reynolds, Lloyd G., **Labor Economics and Labor Relations**, Prentice Hall, New Jersey: 1964.
- Schultz, Theodore W., "Investment in Human Capital", **American Economic Review**, vol. 51, pp. 1-7, 1961.
- Sorkin, Alan L., "Occupational Earnings and Education", **Monthly Labor Review**, vol. 91, pp. 6-8, 1968.
- Wright, Sewal, "Correlation and Causation", **Journal of Agricultural Research**, vol. 20, pp. 557-585, 1921.
- Wright, Sewall, "The Method of Path Coefficients", **Annals of Mathematical Statistics**, vol. 5, pp. 161-215, 1934.
- Wright, Sewal, "Path Coefficients and Path Regressions: Alternative or Complementary Concepts" **Biometrics**, vol. 16, pp. 189-202, 1960.