

LEI DE VERDOORN, CUSTOS UNITÁRIOS E PREÇOS NA INDÚSTRIA TRANSFORMADORA PORTUGUESA: 1959-1974

Armando Marcelino

I — Introdução ⁽¹⁾

Estudos empíricos baseados em dados seccionais e realizados em vários países mostram que no sector industrial existe, no longo prazo, uma forte correlação positiva entre a taxa de crescimento do *output* e a taxa de crescimento da produtividade do trabalho e entre a primeira e a taxa de crescimento do emprego. Estes estudos indicam ainda que as taxas de crescimento do *output* e da produtividade do trabalho estão associadas negativamente com as taxas de crescimento dos custos unitários e dos preços ⁽²⁾. O primeiro objectivo deste artigo é investigar se a associação entre as variáveis mencionadas se observa na indústria transformadora portuguesa. A secção II apresenta essa investigação apoiada no estudo seccional de 12 indústrias, no período 1959-1974, e de 39 indústrias, no período 1964-1974 ⁽³⁾. Os 15 anos analisados correspondem ao período de maior crescimento da indústria transformadora em Portugal.

Mas que hipóteses podem explicar as relações observadas? Por que é que, em geral, as indústrias com maior crescimento do *output* são as que beneficiam de maior crescimento da produtividade do trabalho e do emprego e as indústrias com menor crescimento do *output* são as que têm menor crescimento da produtividade e do emprego? Será que é o crescimento do *output* (bastante dependente do crescimento das componentes exógenas da procura) que estimula o crescimento da produtividade do trabalho e do emprego, ao permitir a realização de economias de escala estáticas e dinâmicas, uma maior divisão e especialização do trabalho e a introdução de novas técnicas de produção? Ou será que é o crescimento da produtividade (devido a alguma forma

(1) Este artigo faz parte de um trabalho mais amplo de explicação das diferentes taxas de crescimento do produto e da produtividade do trabalho na indústria transformadora e na agricultura portuguesa, no período 1950-1980, realizado no Institute of Social Studies, na Haia, sob a orientação dos professores Charles Cooper e Ruud Teekens.

(2) Entre os estudos seccionais mais exaustivos e profundos estão os trabalhos de Salter (1960) e Kendrick (1961). Estes autores utilizam informação estatística relativa ao Reino Unido e aos Estados Unidos. V. ainda Nicholson e Gupta (1960).

(3) A mesma investigação foi feita também para outros períodos e com diferente agregação das indústrias. Embora as fontes estatísticas sejam diferentes, os resultados são concordantes com os que se obtiveram nos períodos 1959-1974 e 1964-1974. A sua publicação será feita posteriormente.

É ainda de referir que as transformações introduzidas na indústria portuguesa pelas nacionalizações, realizadas em 1975, e por outras mudanças sócio-económicas tornariam pouco credível a extensão deste tipo de investigação à segunda metade da década de 70.

de progresso técnico exógeno e a outras variáveis independentes do lado da oferta) que estimula o crescimento do *output*, ao possibilitar a redução relativa dos custos unitários e dos preços?

A resposta a estas questões tem sido alvo de intenso debate. Verdoorn (1949) foi um dos primeiros autores a salientar a relação entre o crescimento do *output* e o crescimento da produtividade do trabalho ⁽⁴⁾. Para ele a causalidade corre do *output* para a produtividade. Kaldor (1966, 1967, 1968 e 1975), para explicar as causas do fraco crescimento económico do Reino Unido, retoma e desenvolve teoricamente a investigação de Verdoorn e torna-se o mais influente defensor da procura como factor autónomo ⁽⁵⁾. Caves (1970) sugere que a produtividade do trabalho é a variável exógena ⁽⁶⁾. Salter (1960) e Kendrick (1961) reconhecem que a causalidade corre nos dois sentidos. Porém, Salter vê no progresso técnico o principal factor autónomo e Kendrick admite que a taxa de crescimento do *output* é o principal factor exógeno ⁽⁷⁾. O segundo objectivo do presente artigo é discutir as questões colocadas no parágrafo anterior, recorrendo para tal a considerações teóricas e aos resultados da análise estatística relativos à indústria transformadora portuguesa. Isto será feito na secção III.

Tem sido afirmado que os modelos econométricos usados por Kaldor, Salter e outros para estimar as relações entre as variáveis indicadas sofrem de erros de especificação e problemas de identificação ⁽⁸⁾. Se assim for, a correcta estimação destes modelos exige a inclusão de variáveis relevantes não consideradas por aqueles autores e o uso do método das equações simultâneas. Uma breve discussão deste tipo de problemas é o último objectivo do artigo. A análise continua a incidir na indústria transformadora portuguesa e será efectuada na secção IV.

A secção V sintetiza as principais conclusões. Em apêndice estão dados estatísticos não apresentados no texto principal. A bibliografia citada está no final do artigo.

⁽⁴⁾ É por isso que a forte correlação entre estas duas variáveis tem sido designada por lei de Verdoorn. Para estabelecer esta relação Verdoorn (1949) usou dados seccionais do total da indústria e de várias indústrias em diferentes países.

⁽⁵⁾ A análise empírica de Kaldor (1966 e 1967) assenta no estudo seccional do total da indústria transformadora de 12 países da OCDE. Kennedy (1971), Cripps e Tarling (1973) e Cornwall (1977) suportam a interpretação kaldoriana. V. ainda Thirlwall (1983).

⁽⁶⁾ Caves apoia-se nos resultados empíricos de Salter (1960) e Nicholson e Gupta (1960). O estudo seccional destes dois últimos autores incide sobre a indústria transformadora do Reino Unido.

⁽⁷⁾ Balassa (1962, caps. 5, 6 e 7) tem uma posição semelhante a Kendrick. Apoiado em argumentos teóricos, afirma que a dimensão do mercado, medida pelo volume do *output*, e a produtividade do trabalho se reforçam mutuamente. Mas Balassa, grande defensor que é da teoria de integração económica, acaba por dar especial realce à dimensão do mercado.

⁽⁸⁾ V. Wolfe (1968), Rowthorn (1975a e 1975b), Parikh (1978) e McCombie (1981).

II — Taxas de crescimento do *output*, do emprego, da produtividade, dos preços e dos custos unitários

O quadro n.º 1 mostra para 12 indústrias, no período 1959-1974, as taxas de crescimento do *output* a preços constantes de 1977, do emprego, da produtividade do trabalho a preços constantes de 1977, dos preços, do custo unitário do trabalho e do custo unitário dos *inputs* intermédios⁽⁹⁾. Neste quadro estão ainda definidas as variáveis com significado menos claro. O quadro n.º 2 apresenta as mesmas variáveis que o quadro n.º 1 para 39 indústrias no período 1964-1974. Em ambos os quadros as indústrias estão ordenadas de acordo com a taxa ascendente de crescimento do *output* e cobrem toda a indústria transformadora portuguesa.

QUADRO N.º 1

Taxa de crescimento média anual do *output*, do emprego, da produtividade do trabalho, dos preços, do custo unitário do trabalho e do custo unitário dos *inputs* intermédios, para 12 indústrias transformadoras, no período 1959-1974

Indústrias ordenadas segundo o crescimento ascendente do <i>output</i>	Output a preços constantes de 1977	Emprego	Produtividade do trabalho a preços constantes de 1977	Preços	Custo unitário do trabalho	Custo unitário dos <i>inputs</i> intermédios
	<i>q</i>	<i>e</i>	<i>p</i>	<i>θ</i>	<i>cue</i>	<i>cui</i>
1	2	3	4	5	6	7
Madeira, cortiça e mobiliário	3,41	— 1,46	4,94	5,00	7,02	4,75
Derivados do petróleo e carvão	4,70	1,42	3,23	7,87	9,61	13,27
Químicas e borracha	5,79	1,64	4,09	4,92	10,28	4,47
Têxteis	5,91	1,30	4,55	3,81	7,90	3,09
Alimentação, bebidas e tabaco	7,50	0,96	6,48	3,59	7,11	4,07
Construção e reparação naval	8,18	4,62	3,40	4,20	7,38	3,74
Transformadoras diversas	8,64	2,10	6,41	4,67	8,92	3,18
Produtos minerais não metálicos	10,25	2,27	7,80	3,64	4,70	4,68
Metalurgia de base	10,40	5,38	4,76	3,96	5,21	3,76
Máquinas e material de transporte	12,87	3,21	9,36	4,39	4,65	2,87
Pasta e papel	14,09	4,26	9,43	3,71	7,54	4,47
Vestuário, calçado e curtumes	15,15	2,50	12,35	2,66	5,32	3,71

Fontes: Estudos Input-Output do Grupo de Estudos Básicos de Economia Industrial (GEBEI); Departamento de Estudos e Planeamento do Ministério do Trabalho e da Segurança Social; Estatísticas Industriais; Estatísticas do Comércio Externo; Inquérito Industrial do Continente de 1957-1959; Recenseamento Industrial de 1972.

⁽⁹⁾ O autor agradece à Dr.ª Maria Manuela Santa Maria, do ex-GEBEI, por ter tornado disponível informação estatística e ter esclarecido dúvidas.

Coluna 2: Para calcular o *output* a preços constantes de 1977, as exportações e a parte restante da produção nacional foram deflacionadas separadamente. Para cada indústria o deflacionador é a média aritmética ponderada dos preços relativos de uma amostra de produtos incluídos na indústria. Os pesos empregues são os valores destes produtos referidos ao período corrente.

Coluna 3: O emprego refere-se à população activa com profissão. Não conseguimos informação estatística que permitisse incluir na taxa de crescimento do emprego mudanças no número de horas de trabalho, na composição da força de trabalho em termos de sexo e idade e no grau de qualificação técnico-profissional dos trabalhadores.

Coluna 4: Foi calculada dividindo o *output*, a preços constantes de 1977, produzido por cada indústria pelo emprego da mesma indústria.

Coluna 5: Os preços referem-se ao índice de preços implícitos do *output*.

Coluna 6: Foi calculada dividindo as remunerações do trabalho (incluem os descontos para a Previdência e para o Fundo de Desemprego) pagas por cada indústria pelo *output* dessa indústria a preços constantes de 1977.

Coluna 7: Foi calculada dividindo os *inputs* intermédios (nacionais e importados) usados por cada indústria pelo *output* dessa indústria a preços constantes de 1977.

QUADRO N.º 2

Taxa de crescimento média anual do *output*, do emprego, da produtividade do trabalho, dos preços, do custo unitário do trabalho e do custo unitário dos *inputs* intermédios, para 39 indústrias transformadoras, no período 1964-1974 (*)

Indústrias ordenadas segundo o crescimento ascendente do <i>output</i>	<i>Output</i> a preços constantes de 1977	Emprego	Produtividade do trabalho a preços constantes de 1977	Preços	Custo unitário do trabalho	Custo unitário dos <i>inputs</i> intermédios
	<i>q</i>	<i>e</i>	<i>p</i>	<i>θ</i>	<i>cue</i>	<i>cui</i>
1	2	3	4	5	6	7
Óleos não alimentares	— 5,31	— 3,97	— 1,39	14,07	16,37	16,64
Curtumes e corte de pêlo . . .	— 3,99	1,04	— 4,97	8,31	18,63	9,14
Madeira	— 1,15	— 4,06	3,61	10,06	17,92	9,70
Outros produtos alimentares . . .	0,56	0,52	0,03	2,33	8,36	3,22
Cortiça	0,92	— 1,77	2,73	6,41	15,68	6,18
Produtos metálicos	1,18	— 1,76	2,99	8,17	15,03	9,94
Indústria de ferro e aço . . .	1,87	2,22	— 0,34	6,19	10,05	8,72
Têxtil de algodão e mistos . . .	1,98	— 0,25	2,23	5,84	13,00	3,58
Mobiliário e colchoaria . . .	2,72	— 0,92	2,82	9,93	14,74	10,12
Têxtil de fibras duras	3,09	0,47	2,60	6,72	13,63	7,87
Produtos químicos de base . . .	3,43	1,90	1,50	6,58	13,59	6,01
Indústria de metais não ferrosos	3,66	5,09	— 1,36	9,27	20,77	11,33
Calçado	4,11	— 1,64	5,84	3,68	12,72	4,57
Borracha e artigos	4,62	— 0,83	5,50	— 1,61	6,17	— 0,02
Cimento	5,05	0,84	4,18	3,25	7,56	10,77
Óleos alimentares	5,11	2,66	2,39	7,90	19,75	9,20
Resinosos	5,48	3,82	1,60	10,44	16,45	12,11
Carne e conservas de carne . . .	5,64	0,50	5,12	6,69	24,29	5,49
Tintas, vernizes e lacas . . .	6,57	0,36	6,19	3,49	16,18	5,73
Tabacos	6,87	3,10	3,66	2,07	14,12	6,90
Papel, cartão e artigos . . .	7,23	2,82	4,29	5,69	8,97	5,25
Produtos químicos diversos . . .	7,65	1,57	5,99	6,83	13,51	7,10
Máquinas, excepto eléctricas . .	8,34	6,47	1,75	8,59	14,17	10,02

Indústrias ordenadas segundo o crescimento ascendente do <i>output</i>	Output a preços constantes de 1977	Emprego	Produtividade do trabalho a preços constantes de 1977	Preços	Custo unitário do trabalho	Custo unitário dos <i>inputs</i> intermédios
	<i>q</i>	<i>e</i>	<i>p</i>	<i>θ</i>	<i>cue</i>	<i>cui</i>
1	2	3	4	5	6	7
Têxtil de lã e mistos	8,53	0,61	7,87	2,70	6,55	2,63
Outros minerais não metáli- cos	8,77	2,34	6,28	5,62	6,54	5,84
Vidro e artigos	9,74	1,82	7,78	4,54	6,15	8,14
Lacticínios	9,97	0,94	8,95	4,14	8,94	5,10
Tipografia e editoriais	10,24	0,96	9,19	5,91	8,62	8,27
Pasta para papel	10,74	2,00	8,58	8,86	17,21	13,46
Conservas de frutos	11,64	4,23	7,11	8,57	11,48	9,14
Derivados de petróleo e car- vão	11,82	4,91	6,58	9,48	7,39	12,42
Construção e reparação na- val	13,18	7,01	5,77	5,01	7,57	12,32
Máquinas e material eléc- trico	13,88	2,55	11,05	4,39	9,67	4,55
Vestuário	14,10	— 0,70	14,90	4,73	— 7,80	17,06
Bebidas	14,51	9,52	4,55	9,16	14,57	15,90
Artigos de matérias plásticas	14,71	1,87	12,61	6,58	14,51	6,80
Transformadoras diversas	14,80	2,83	11,64	3,98	15,61	5,11
Material de transporte	16,99	7,05	9,28	5,00	7,64	0,50
Alimentos para animais . . .	23,32	11,61	10,49	5,30	12,37	6,37

(*) V. notas do quadro n.º 1.

Fontes: *Estudos Input-Output do Grupo de Estudos Básicos de Economia Industrial (GEBEI)*; Departamento de Estudos e Planeamento do Ministério do Trabalho e da Segurança Social; *Estatísticas Industriais*; *Estatísticas do Comércio Externo*; *Inquérito Industrial do Continente de 1964*; *Recenseamento Industrial de 1972*.

Dos quadros n.ºs 1 e 2 ressalta que a maior parte das indústrias com taxas de crescimento do *output* baixas também tiveram taxas de crescimento do emprego e da produtividade do trabalho baixas, e as indústrias com taxas de crescimento do *output* altas beneficiaram igualmente de taxas de crescimento do emprego e da produtividade do trabalho altas. No período 1959-1974 os coeficientes de correlação de Spearman entre a taxa de crescimento do *output* e a taxa de crescimento da produtividade do trabalho e entre a primeira e a taxa de crescimento do emprego foram de 0,762 e 0,748. No período 1964-1974 estes mesmos coeficientes de correlação de Spearman foram respectivamente de 0,846 e 0,633. Todos os coeficientes são significativos ao nível de 1 % (teste de duas abas).

Examinemos mais detalhadamente a relação entre a taxa de crescimento do *output* e a taxa de crescimento da produtividade do trabalho. A correlação tende a ser válida para os diferentes níveis de crescimento do *output*. Entre 1959 e 1974, cinco das seis indústrias com taxas de crescimento do *output*

mais baixas que a mediana (8,41 %) tiveram taxas de crescimento da produtividade do trabalho inferiores à mediana (5,67 %), e cinco das seis indústrias com taxas de crescimento do *output* mais altas que a mediana obtiveram taxas de crescimento da produtividade do trabalho superiores à mediana. Nos extremos, as três indústrias com maior crescimento do *output* usufruíram do maior crescimento da produtividade e duas das três indústrias em que o aumento do *output* foi menor tiveram o menor crescimento da produtividade do trabalho. No período 1964-1974, apesar de a análise incidir sobre um maior número de indústrias, continuou a observar-se um padrão relativamente semelhante.

Um outro ponto importante da correlação entre estas duas variáveis é saber qual é a elasticidade da produtividade do trabalho em relação ao *output*. Segundo Verdoorn (1949, p. 45), o valor médio desta elasticidade é de aproximadamente 0,45, e os limites extremos estão compreendidos entre 0,41 e 0,57. Kaldor (1966, p. 11, e 1967, p. 12) estima que a elasticidade é cerca de 0,50. Para estimar a elasticidade da produtividade-*output* utilizou-se o modelo sugerido por Kaldor, Salter e outros, ou seja:

$$p = \alpha_0 + \alpha_1 q \quad (1)$$

onde p é a taxa de crescimento média anual da produtividade do trabalho, q é a taxa de crescimento média anual do *output* e $0 < \alpha_1 < 1$ ⁽¹⁰⁾.

Os resultados estão na primeira linha do quadro n.º 3. As elasticidades estimadas são estatisticamente significantes ao nível de 1 %. No período 1964-1974 a elasticidade estimada, 0,58, está precisamente sobre o limite máximo postulado por Verdoorn. Entre 1959 e 1974 o coeficiente estimado, 0,65, está fora desse limite ⁽¹¹⁾. Pensamos não haver qualquer justificação teórica para postular, como Verdoorn (1949) o fez, a estabilidade no longo prazo da elasticidade entre as taxas de crescimento da produtividade do trabalho e do *output* ⁽¹²⁾. Na verdade, escreveu Kennedy (1971, p. 237), «it would be remarkable, given the complexity of the relationship between output growth and productivity growth, not to mention the existence of other possible factors apart from output making for productivity differences, if the elasticity were stable».

Mas será que a correlação entre as taxas de crescimento da produtividade do trabalho e do *output*, expressa na equação (1) não é falsa? Dada a identidade:

$$p = q - e \quad (2)$$

⁽¹⁰⁾ Ao longo do texto as variáveis minúsculas expressam taxas de crescimento.

⁽¹¹⁾ Verdoorn utilizou mais de um critério para calcular a elasticidade. Se o modelo (1) for aplicado aos dados de Verdoorn (1949, p. 48), para a produção industrial de 14 países, o limite máximo da elasticidade será 0,61 e não 0,57, como postulou o autor. Neste caso, a elasticidade observada para a indústria transformadora portuguesa, no período 1959-1974, está mais próxima do limite máximo.

⁽¹²⁾ Verdoorn (1980) questiona a hipótese de invariância da elasticidade.

mesmo que e , a taxa de crescimento do emprego, e q fossem variáveis independentes, continuaria a observar-se uma correlação positiva entre p e q , uma vez que o *output* aparece no numerador da produtividade do trabalho. Assim, a resposta à questão levantada passa por saber se a correlação entre as taxas de crescimento do emprego e do *output* é positiva e significativa. É por esta razão que Kaldor (1975) argumenta a favor do modelo:

$$e = \beta_0 + \beta_1 q \quad (3)$$

«[...] as the main test for deciding whether the Verdoorn Law asserts something significant about reality, or whether it is a simple statistical mirage» (1975, p. 891) ⁽¹³⁾.

Os resultados do ajustamento da equação (3) a dados estatísticos referentes à indústria transformadora portuguesa estão expostos na segunda linha do quadro n.º 3 ⁽¹⁴⁾. Os coeficientes estimados são estatisticamente significantes a menos de 1 % para 39 indústrias e a menos de 5 % para 12 indústrias.

⁽¹³⁾ A mesma posição já tinha sido defendida por Salter 15 anos antes. Para este autor, «the analysis of relationships between movements of output, employment and output per head, may be summarised by directly correlating output and employment movements [...] This approach is free of any danger of spurious correlation arising out of errors» (1960, p. 123).

⁽¹⁴⁾ Se o logaritmo do índice de variação de cada uma das variáveis (valor final a dividir pelo valor inicial) tivesse sido usado para estimar os modelos (1) e (3), em vez da taxa de crescimento média anual, a soma dos parâmetros estimados destes modelos seria: $\hat{\alpha}_0 + \hat{\beta}_0 = 0$ e $\hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_1 = 1$. Como não foi esse o caminho seguido, a soma destes parâmetros difere ligeiramente de 0 e 1.

QUADRO N.º 3

**Estimativa dos parâmetros de alguns modelos seccionais para a indústria transformadora portuguesa
nos períodos 1959-1974 e 1964-1974 ⁽¹⁾**

		Período 1959-1974 12 indústrias		Período 1964-1974 39 indústrias	
		Modelo estimado (*)	R ²	Modelo estimado (*)	R ²
1		2	3	4	5
1		$p = 0,634 + 0,647q$ (0,542) (5,305)	0,738	$p = 0,949 + 0,575q$ (1,542) (8,730)	0,673
2	Lei de Verdoorn	$e = -0,482 + 0,318q$ (-0,420) (2,622)	0,415	$e = -0,843 + 0,392q$ (-1,421) (6,183)	0,508
3	Especificação de Rowthorn	$q = 5,841 + 1,305e$ (4,049) (2,622)	0,415	$q = 4,655 + 1,295e$ (5,829) (6,183)	0,508
4	Formação de preços (***)	$\theta = 1,420 + 0,194c_{ue}^{**} + 0,335c_{ui}$ (1,841) (1,676) (4,266)	0,786	$\theta = -0,479 + 0,237c_{ue} + 0,479c_{ui}$ (-0,560) (4,761) (6,946)	0,671

(¹) O ajustamento dos modelos foi efectuado utilizando o método dos mínimos quadrados.

Fontes: Quadros n.ºs 1 e 2.

(*) Entre parêntesis estão as estatísticas —*T*.

(**) O coeficiente não é estatisticamente significativo ao nível de 5%.

(***) A estatística —*F* é de 16,5 no período 1959-1974 e de 36,7 no período 1964-1974.

Na terceira linha do quadro n.º 3 é apresentada novamente a relação entre q e e mas, desta vez, com a última variável como variável independente. Os resultados mostram que os acréscimos do emprego estão associados com acréscimos mais do que proporcionais do *output*. O modelo estimado foi sugerido por Kaldor (1967, p. 82). Mais tarde, num comentário a um artigo de Rowthorn, Kaldor rejeita esta especificação com base na hipótese de que a variável exógena é q e não e ⁽¹⁵⁾. Voltaremos a este problema.

É agora o momento de introduzir na análise os custos unitários e os preços. Começamos com os primeiros. Os custos são formados por três componentes fundamentais: o custo do trabalho (salários, ordenados e descontos para a Segurança Social), o custo dos *inputs* intermédios (nacionais e importados) e o custo do capital (juros, amortizações e lucros). Para este último não há informação estatística e, por isso, os quadros n.ºs 1 e 2 só apresentam os custos unitários das duas primeiras componentes.

A taxa de crescimento média anual do custo unitário do trabalho, *cue*, está correlacionada negativamente com as taxas de crescimento do *output* e da produtividade do trabalho. No período 1959-1974 o coeficiente de correlação simples, r , entre a primeira e a segunda variável foi de $-0,612$ e entre a primeira e a última foi de $-0,583$. No período 1964-1974 os coeficientes de correlação simples entre as mesmas variáveis foram respectivamente de $-0,375$ e $-0,498$. Os três primeiros coeficientes são significantes ao nível de 5% e o último ao nível de 1%.

Os coeficientes de correlação simples entre as taxas de crescimento média anual do custo unitário dos *inputs* intermédios, *cui*, do *output* e da produtividade também foram negativos. No período mais longo o r entre *cui* e q foi de $-0,391$ e o r entre *cui* e p foi de $-0,363$. No período 1964-1974 estes mesmos coeficientes foram de $-0,059$ e $-0,138$. Todos estes coeficientes são não significativos. Todavia, melhoram bastante se utilizarmos o custo unitário dos *inputs* intermédios importados, em vez do custo unitário dos *inputs* intermédios nacionais e importados, suprimindo, desta forma, possíveis duplas contagens nas transacções entre indústrias. Os coeficientes de correlação simples entre as taxas de crescimento média anual do custo unitário dos *inputs* intermédios importados, *cum*, do *output* e da produtividade do trabalho foram, nos dois períodos, $-0,731$, $-0,606$, $-0,254$ e $-0,282$, respectivamente ⁽¹⁶⁾.

⁽¹⁵⁾ V. Kaldor (1975) e Rowthorn (1975a). O modelo da terceira linha do quadro n.º 3, ou seja:

$$q = b_0 + b_1 e \quad (4)$$

é vulgarmente designado por especificação de Rowthorn.

⁽¹⁶⁾ Os dois primeiros coeficientes de correlação simples são significantes ao nível de 5% e o último ao nível de 8%. A taxa de crescimento do custo unitário dos *inputs* intermédios importados está exposta nos quadros n.ºs 1-A e 2-A em apêndice.

A variável preços refere-se ao índice de preços implícitos do *output*. Este índice de preços é a soma dos custos unitários do trabalho, dos *inputs* intermédios e do capital. Atendendo a que as duas primeiras componentes têm um peso elevado na formação dos preços e que as suas taxas de crescimento estão correlacionadas negativamente com as taxas de crescimento do *output* e da produtividade do trabalho, é de esperar que o mesmo aconteça com os preços⁽¹⁷⁾. De facto, os coeficientes de correlação simples entre as taxas de crescimento média anual dos preços, do *output* e da produtividade foram de —0,619 e —0,609, no período 1959-1974, e de —0,261 e —0,376, no período 1964-1974. Apenas o terceiro coeficiente não é estatisticamente significativo a menos de 5 %.

Se os preços são a soma dos custos unitários, é natural que as variações destes tenham repercussões no movimento dos primeiros. Em ambos os períodos estudados a taxa de crescimento dos preços está correlacionada positivamente e de forma significativa com as taxas de crescimento do custo unitário do trabalho e dos *inputs* intermédios⁽¹⁸⁾. Mas que percentagem da variância dos preços pode ser explicada pela acção conjunta destas duas componentes dos custos? Para responder a esta questão adoptamos à análise seccional o modelo sugerido por Sylos-Labini (1979) e que se baseia no princípio do custo completo de Hall e Hitch (1939). Assim:

$$\theta = a_0 + a_1 cue + a_2 cui \quad (5)$$

onde θ é a taxa de crescimento média anual dos preços, *cue* é a taxa de crescimento média anual do custo unitário do trabalho e *cui* é a taxa de crescimento média anual do custo unitário dos *inputs* intermédios⁽¹⁹⁾.

Os resultados do ajustamento da equação (5), nos períodos 1959-1974 e 1964-1974, estão na quarta linha do quadro n.º 3⁽²⁰⁾. No primeiro período os custos unitários explicam mais de 75 % da variância na mudança relativa dos

(17) O peso da massa salarial e dos *inputs* intermédios no *output* total, a preços correntes, foi, para a média de quatro anos (1959/1964/1970/1974), respectivamente de 16,1 % e 64,1 %.

(18) Os coeficientes de correlação simples entre a taxa de crescimento dos preços e a taxa de crescimento do custo unitário do trabalho e entre a primeira e a taxa de crescimento do custo unitário dos *inputs* intermédios foram, no período 1959-1974, de 0,593 e 0,848. Entre 1964-1974 estes mesmos coeficientes foram de 0,478 e 0,681. O primeiro coeficiente é significativo ao nível de 5 % e todos os outros ao nível de 1 %.

(19) A equação que incorpora o princípio do custo completo pode ser escrita da seguinte forma:

$$\Theta = \Psi(CUE + CUI) \quad (6)$$

onde Ψ é o *markup* (um mais a percentagem destinada a cobrir os lucros, os juros e as amortizações). Sylos-Labini (1979, pp. 10-11) demonstra que a equação (6) pode escrever-se da seguinte maneira:

$$\theta = a_1 cue + a_2 cui \quad (7)$$

onde $a_1 = [CUE/(CUE + CUI)] (1 + \psi/cue)$ e $a_2 = [CUI/(CUE + CUI)] (1 + \psi/cui)$.

(20) O coeficiente estimado da variável *cue*, no período 1959-1974, não é estatisticamente significativo ao nível de 5 %.

preços e no segundo período cerca de dois terços. É ainda de salientar que, mesmo no longo prazo, as mudanças nos custos unitários só parcialmente são transferidas para os preços. Este resultado deve estar associado às enormes diferenças observadas no crescimento do *output* e da produtividade do trabalho e aos efeitos da concorrência externa tanto em termos de exportações como de importações.

Em resumo, os resultados sobre o movimento dos custos unitários e dos preços, apresentados nos parágrafos anteriores, mostram que as indústrias com maior crescimento do *output* e da produtividade do trabalho têm tendência para usufruir aumentos mais pequenos nos custos unitários e nos preços. Por outro lado, as indústrias em que o crescimento do *output* e da produtividade foi menor tendem a ter maiores acréscimos nos custos unitários e nos preços. Os coeficientes de correlação entre estas variáveis são, no entanto, mais baixos do que os observados entre as taxas de crescimento do *output* e da produtividade do trabalho e entre a primeira e a taxa de crescimento do emprego ⁽²¹⁾. Na próxima secção discutiremos hipóteses explicativas para as relações aqui observadas.

III — O que é que determina o quê?

Como se disse na introdução, não há qualquer consenso sobre o processo causal subjacente à forte correlação entre as taxas de crescimento da produtividade do trabalho e do *output*. Os autores que vêem no progresso técnico o principal factor autónomo argumentam que as indústrias com crescimento da produtividade acima da média beneficiam de custos unitários do trabalho, dos *inputs* intermédios e do capital abaixo da média. Esta poupança relativa de todos os *inputs* está associada à redução relativa dos preços, que, por sua vez, provoca o crescimento relativo do *output* ⁽²²⁾. Para testar a validade deste argumento Caves (1970) sugere que se analise a correlação entre as taxas de crescimento do *output* e dos preços.

No período 1964-1974, para 39 indústrias, o coeficiente de correlação simples entre as taxas de crescimento do *output* e dos preços não é estatisticamente significativo ao nível de 5 %. Só 7 % da variância da taxa de crescimento do *output* pode ser explicada pela variação relativa dos preços. Entre 1959 e 1974, para 12 indústrias, embora o coeficiente de correlação entre estas duas variáveis seja significativo ao nível de 5 %, a percentagem da variância da taxa de crescimento do *output* explicada pela variação relativa dos preços queda-se nos 38 %. Com base no teste sugerido por Caves dificilmente se poderá afirmar que na indústria transformadora portuguesa o principal canal

⁽²¹⁾ A correlação entre as taxas de crescimento da produtividade do trabalho e do emprego, embora positiva nos dois períodos, era muito fraca.

⁽²²⁾ V. Salter (1960) e Caves (1970).

de causalidade corre da produtividade para o *output*. O coeficiente de correlação entre as taxas de crescimento do *output* e da produtividade, que em 1964-1974 foi de 0,821 e em 1959-1974 foi de 0,859, é muito maior do que se pode deduzir da correlação entre o *output* e os preços.

A fraca correlação entre estas duas variáveis, em particular no período 1964-1974, pode estar associada a mudanças bastante rápidas na estrutura da procura ⁽²³⁾. A estrutura do consumo interno de produtos já comercializados foi alterada, foram introduzidos novos produtos, foi melhorada a qualidade dos produtos existentes e, naturalmente, a composição das exportações/importações foi modificada ⁽²⁴⁾. Por exemplo, de 1964 a 1974 as 11 indústrias com maior crescimento do *output* (isto é, as 11 últimas indústrias do quadro n.º 2) aumentaram a sua contribuição para o consumo privado de 21 % para 50 %, para as exportações de 22 % para 52 % e para as importações de 37 % para 30 % (devido ao processo de substituição de importações) ⁽²⁵⁾. A variação relativa do *output* pode ser explicada por outras variáveis que não a variação relativa dos preços. Entre estas variáveis estão, certamente, a maior abertura ao exterior (adesão à EFTA em 1960 e liberalização de capitais estrangeiros em 1965), o aumento do rendimento *per capita*, a mudança na repartição de rendimentos e nas preferências dos consumidores, a urbanização, a emigração, o turismo, etc.

Mas o teste proposto por Caves também pode ofuscar a direcção de causalidade. O progresso técnico exógeno, expresso no aumento da produtividade, pode aumentar o rendimento *per capita* e este, por sua vez, pode gerar mudanças nos padrões de consumo. Se este mecanismo funcionar, a correlação entre a produtividade e o *output* é estabelecida por via directa e não através dos preços. É impossível medir a relevância deste mecanismo na indústria transformadora portuguesa. Pensamos, todavia, que não é, por si só, suficientemente importante para explicar a alta correlação entre as taxas de crescimento do *output* e da produtividade. Para explicar esta correlação é necessário trazer à discussão os argumentos de autores, como Kaldor (1967, 1968, 1972 e 1975), Kennedy (1971), Kendrick (1961) e Balassa (1962), que realçam o papel do *output* como factor autónomo.

O crescimento do *output* contribui para o aumento da produtividade do trabalho de várias maneiras. Referimos seguidamente algumas delas. Se compararmos duas indústrias que enfrentam semelhante potencial tecnológico e

⁽²³⁾ É interessante notar que na década de 50, período em que as mudanças na estrutura da procura foram mais lentas, o papel da variação relativa dos preços no movimento relativo do *output* foi bastante maior. Entre 1953-1959, para 24 indústrias, o coeficiente de correlação simples entre estas duas variáveis foi de -0,750. Este coeficiente é estatisticamente significativo ao nível de 1 %. V. nota 3.

⁽²⁴⁾ A informação estatística utilizada capta de forma incompleta a melhoria da qualidade dos produtos existentes e a introdução de novos produtos. Esta fraqueza dos números índices é bem conhecida. V., por exemplo, Allen (1975).

⁽²⁵⁾ A fonte é Marcelino (1986a). Todas as variáveis estão definidas a preços constantes de 1977.

a mesma variação dos preços mas diferentes taxas de crescimento do *output*, a indústria que tem o crescimento do *output* mais rápido e duradouro tende a ter uma maior percentagem do seu *stock* de capital bruto constituído por bens de capital que incorporam técnicas de produção mais modernas⁽²⁶⁾. A necessidade de aumentar a capacidade produtiva, para responder ao crescimento da procura, leva à criação de novas unidades fabris e ou à melhoria e ampliação da capacidade dos estabelecimentos existentes. A realização deste investimento bruto serve de veículo para a introdução de novas técnicas de produção e, quando há substituição de capital, reduz a diferença entre o progresso técnico potencial e actual. As expectativas geradas na indústria com maior crescimento do *output* diminuem a incerteza e o risco associado à introdução de novas tecnologias e, desta maneira, contribuem para que a sua difusão e adopção se faça mais rapidamente. Tudo isto concorre para que uma percentagem significativa do *output* desta indústria se concentre em unidades que empregam métodos de produção mais modernos e, por via disso, a sua produtividade média do trabalho seja superior à observada na indústria com menor crescimento do *output*.

Em Portugal, no período estudado, as indústrias que usufruíram de maior expansão do *output* concentravam uma grande parte da sua produção em unidades fabris construídas na década de 60⁽²⁷⁾. É por esta razão que, entre 1964 e 1974, a contribuição das 11 indústrias com maior crescimento do *output* para o *output* total da indústria transformadora, a preços constantes de 1977, passou de 23 % em 1964 para 45 % em 1974. Nestes 10 anos estas 11 indústrias foram responsáveis por dois terços do crescimento total da indústria transformadora, a preços constantes de 1977⁽²⁸⁾. Dada a pequena dimensão do mercado interno, em termos de população e, particularmente, em ter-

(26) A indústria que tem o crescimento do *output* mais rápido também pode atrair gestores, empregados e operários mais qualificados. Evidência empírica parece mostrar que a melhoria na qualidade do trabalho não é um factor dominante na explicação das diferentes taxas de crescimento da produtividade do trabalho entre indústrias. (Por exemplo, na indústria transformadora portuguesa os coeficientes de variação das taxas de crescimento da produtividade do trabalho e do *output* foram, nos dois períodos estudados, cerca de duas vezes e meia mais altos que o coeficiente de variação da taxa de crescimento do salário nominal médio anual; como se viu, os coeficientes de correlação simples entre as taxas de crescimento da produtividade do trabalho e dos preços foram negativos e significativos, apesar de a massa salarial representar em média menos de um sexto do *output* total, etc.). Todavia, como salientou Salter (1960, p. 144), o aumento na eficiência pessoal do trabalho pode «[...] be extremely important in making effective increases in productivity directly attributable to other causes».

(27) Foram construídas quatro fábricas de pasta de papel que aumentaram a capacidade produtiva da indústria em quase 65 %, foram instalados os dois principais estaleiros de construção e reparação naval, entrou em funcionamento a segunda refinaria de petróleo, foram construídas as principais fábricas de conservas de frutos, entraram em actividade nas indústrias de cerveja e refrigerantes, de alimentos compostos para animais, de vestuário, de artigos de matérias plásticas e de máquinas e material eléctrico várias unidades fabris, de dimensão relativamente grande, que passaram a dominar a produção destes ramos, etc.

(28) V. Marcelino (1986a).

mos de rendimento *per capita*, a expansão de algumas destas indústrias fez-se com recurso à exportação⁽²⁹⁾. Entre as 11 indústrias com maior taxa de crescimento das exportações estão nove das que tiveram o crescimento do *output* mais rápido⁽³⁰⁾. A maior procura externa e interna e a necessidade de produzir produtos com melhor qualidade e com preços mais concorrenciais contribuíram para que a idade média do *stock* de capital bruto das indústrias com maior crescimento do *output* fosse rejuvenescida.

Na verdade, as expectativas geradas nas indústrias com maior expansão do *output* estimularam a compra de novos bens de capital e a substituição mais rápida do equipamento já instalado. Novas técnicas de produção que anteriormente não estavam disponíveis, ou que por outros motivos não tinham sido aplicadas, puderam ser incorporadas na nova capacidade produtiva destas indústrias⁽³¹⁾. Se o índice que mede o *stock* de capital bruto incorporar a melhoria da qualidade, isto é, os novos avanços no progresso técnico, é de esperar uma correlação positiva e significativa entre as taxas de crescimento da produtividade do trabalho e do coeficiente capital por trabalhador⁽³²⁾.

(29) Estão neste caso a pasta para papel (em que o crescimento das exportações, a preços correntes, contribuiu com 62 % do crescimento do *output* da indústria, a preços correntes), as conservas de frutos (67 %), a construção e a reparação naval (76 %), as máquinas e material eléctrico (29 %), o vestuário (41 %), as bebidas (35 %) e as transformadoras diversas (23 %). Para estimar estas percentagens usamos o método que Chenery (1979) designou por decomposição directa. V. Marcelino (1986a).

É ainda curioso notar que as empresas com capitais estrangeiros tiveram um peso elevado nas exportações daquelas indústrias. Com base numa amostra de 1973, trabalhada por Rodrigues, Ribeiro e Fernandes (1977), verifica-se que estas empresas exportaram (excluídas as exportações para as ex-colónias) 49 % da pasta para papel, 22 % das conservas de frutos, 40 % da construção e reparação naval, 100 % das máquinas e material eléctrico, 55 % do vestuário, 56 % das bebidas e 95 % das transformadoras diversas. As empresas com capitais estrangeiros foram responsáveis por 51 % do total das exportações das 11 indústrias com maior crescimento do *output*. Estes resultados mostram que parte do sucesso destas indústrias no mercado externo está associado à actividade de empresas com capitais estrangeiros que se instalaram em Portugal na segunda metade da década de 60.

(30) Para 39 indústrias, no período 1964-1974, o coeficiente de correlação de Spearman entre as taxas de crescimento do *output* e das exportações, a preços constantes de 1977, foi de 0,659, e para 12 indústrias, no período 1959-1974, este coeficiente foi de 0,713. Ambos os coeficientes são significantes ao nível de 1 %. O coeficiente de correlação de Spearman entre as taxas de crescimento da produtividade do trabalho e das exportações foi mais fraco. No primeiro período foi de 0,474 e no segundo foi de 0,469. O primeiro coeficiente é significativo ao nível de 1 % e o último não é significativo ao nível de 5 %. As taxas de crescimento das exportações, nos dois períodos, estão expostas nos quadros n.ºs 1-A e 2-A em apêndice.

(31) O investimento bruto realizado e a utilização de novos *inputs* intermédios, em particular bens de capital e produtos intermédios importados, foram os principais canais para a difusão do progresso técnico na indústria transformadora portuguesa. No entanto, há inovações cuja difusão na indústria pode não requerer a realização de investimento bruto ou o emprego de novos *inputs* intermédios. Estão neste caso a melhoria dos métodos de organização de trabalho e de gestão.

(32) A relação entre estas duas variáveis não é mais do que a função do progresso técnico proposta por Kaldor nos seus primeiros modelos teóricos de crescimento económico. V. Kaldor (1961).

Apenas para 12 indústrias, no período 1959-1974, foi possível estimar o *stock* de capital bruto, a preços constantes de 1963⁽³³⁾. O método utilizado foi o método do inventário permanente⁽³⁴⁾. Para permitir agregar diferentes bens de capital este método utiliza como denominador comum o custo de produção desses bens no período de base e não a sua capacidade para contribuir para a produção⁽³⁵⁾. Significa isto que o método usado não é sensível à maior eficiência dos bens de capital, a não ser que esta implique a utilização de mais recursos⁽³⁶⁾. Assim, a melhoria da qualidade do capital, resultante do progresso técnico incorporado nos novos bens de capital, é, geralmente, medida não como um aumento do *stock* de capital bruto (a preços constantes), mas sim como um aumento da produtividade do trabalho nas indústrias que utilizam esses bens de capital⁽³⁷⁾. Não é, pois, de admirar que o coeficiente de correlação de Spearman entre as taxas de crescimento da produtividade do trabalho e do rácio capital-trabalho fosse, no período indicado, somente de 0,105⁽³⁸⁾.

Mas não será este resultado diferente se for usada a produtividade total dos factores (trabalho e capital), como indicador do progresso técnico, em vez da produtividade do trabalho? O coeficiente de correlação de Spearman entre as taxas de crescimento da produtividade total dos factores e do grau de mecanização foi de -0,161⁽³⁹⁾. Este coeficiente continua a ser não significativo e tem o sinal oposto àquilo que seria de esperar se o crescimento do *stock* de capital bruto, amputado da melhoria da qualidade do capital, explicasse as diferenças da produtividade total entre indústrias. Assinale-se ainda que, no período 1959-1974, se observou uma alta correlação entre as taxas de crescimento da produtividade total dos factores e da produtividade do trabalho. O coefi-

(33) Nos dois anos limites o índice de utilização da capacidade produtiva na indústria transformadora era relativamente semelhante: 94 em 1959 e 96 em 1974. Para medir a utilização da capacidade produtiva usamos o método avançado por Panic (1978).

(34) A principal fonte de informação estatística foi o trabalho de Oliveira e Santos (1977). Para compatibilizar a classificação das indústrias transformadoras usada por estes autores com a classificação seguida neste artigo usamos a informação estatística dos *Inquéritos Industriais de 1957-1959 e 1964* e do *Recenseamento Industrial de 1972*. A taxa de crescimento do *stock* de capital bruto, a preços constantes de 1963, está no quadro n.º 1-A.

(35) É importante referir que a dificuldade em medir empiricamente o *stock* de capital é distinta da controvérsia sobre a medida teórica do capital. Mesmo que o problema da medida empírica tivesse sido resolvido, isto é, se tivesse sido construído um índice do volume do *stock* de capital expresso em alguma unidade de eficiência, continuava a colocar-se o problema da medida teórica, ou seja, obter uma unidade de medida para o capital insensível a variações nos preços e na distribuição de rendimentos. A primeira medida não passa de uma aproximação da segunda.

(36) Com a informação estatística disponível para as diferentes indústrias transformadoras seria muito difícil, se não impossível, seguir as sugestões de Nelson (1964) para incorporar o progresso técnico no *stock* de capital.

(37) Denison (1957) e Kennedy (1971).

(38) Este coeficiente não é estatisticamente significativo ao nível de 5%. O mesmo sucede com o coeficiente de correlação de Spearman entre as taxas de crescimento do *output* e do rácio capital-trabalho, que, no mesmo período, foi de 0,098.

(39) A produtividade total do trabalho e do capital foi medida geometricamente e as ponderações usadas (as elasticidades do *output* em relação a cada um destes factores) foram estimadas com base na média aritmética de quatro anos (1959/1964/1970/1974).

ciente de correlação de Spearman entre estas taxas foi de 0,832⁽⁴⁰⁾. Estes resultados parecem mostrar que as principais conclusões deste artigo não sofreriam alterações significativas se a produtividade do trabalho tivesse sido substituída pela produtividade total dos factores.

Uma outra maneira de o crescimento do *output* contribuir para o aumento da produtividade do trabalho passa pela realização de economias de escala estáticas internas à unidade fabril e à empresa⁽⁴¹⁾. Num determinado momento e dado um certo conhecimento técnico, o crescimento da unidade fabril e da empresa pode tornar praticável e económica a introdução de novos processos e novos produtos, permitir uma maior especialização do equipamento, dos operários, dos empregados e gestores, proporcionar formas de integração vertical e horizontal da produção entre unidades fabris da mesma empresa, etc.⁽⁴²⁾. Mesmo que este tipo de economias de escala existam potencialmente em fábricas e empresas de diferentes indústrias, a sua realização pode ser mais fácil nas indústrias com o crescimento do *output* mais rápido. Como salientou Salter (1960, p. 141), «progressive firms can realise economies by expanding as the market expands, rather than by relying solely on forcing under-sized firms out of business, their only alternative if output is constant or declining».

A realização de economias de escala estáticas internas tem, na nossa opinião, a sua quota-parte na explicação da variação relativa da produtividade do trabalho, dos custos unitários e dos preços observada na indústria transformadora portuguesa. O problema está em obter informação estatística para sustentar esta opinião⁽⁴³⁾.

Os únicos dados disponíveis sobre a dimensão das empresas são fornecidos pelo *Inquérito Industrial de 1964* e pelo *Recenseamento Industrial de 1972*⁽⁴⁴⁾. Ambos os censos permitem estimar, para 20 indústrias, a produtividade do trabalho por classes de dimensão (oito classes para a maioria das indústrias). A produtividade do trabalho pode ser usada como uma aproximação dos custos unitários e é possível admitir que as diferenças de produtivi-

⁽⁴⁰⁾ Este coeficiente é significativo ao nível de 1 %. A elevada correlação entre as taxas de crescimento da produtividade total dos factores e do trabalho foi observada em muitos outros estudos empíricos. V., por exemplo, Reddaway e Smith (1960), Kendrick (1961) e Kendrick e Grossman (1980).

⁽⁴¹⁾ V. Robinson (1958, cap. II), Balassa (1962, caps. 5 e 6), Pratten (1971, caps. 1 e 2) e Kennedy (1971, cap. 6).

⁽⁴²⁾ O crescimento do *output* da fábrica e da empresa também pode levar à desintegração vertical e horizontal da produção, gerando novas unidades fabris (dentro ou fora da mesma empresa). A concentração da produção num número reduzido de produtos pode fazer com que as novas unidades sejam mais pequenas que as unidades de origem e tirem vantagem de economias de especialização. V. Stigler (1951).

⁽⁴³⁾ Moura e outros (1957), num estudo realizado no âmbito do II Congresso da Indústria Portuguesa e apoiados num inquérito industrial e em elementos dispersos, referem, para várias indústrias, a importância atribuída pelas empresas inquiridas a este tipo de economias de escala.

⁽⁴⁴⁾ Mais concretamente, os dados estatísticos são apresentados segundo a dimensão dos estabelecimentos em 1964 e das empresas em 1971.

dade entre empresas de diferente dimensão, dentro da mesma indústria, revelam diferenças em economias de escala. A dimensão é medida pelo número de pessoas ao serviço, sendo este o único indicador de escala disponível ⁽⁴⁵⁾. Uma análise detalhada da informação dos censos foi feita pelo autor em trabalho anterior ⁽⁴⁶⁾. Aqui sintetizamos alguns dos resultados.

Tanto em 1964 como em 1971, em 17 das 18 indústrias estudadas (eliminamos as indústrias do tabaco e dos derivados do petróleo e do carvão devido à produção nestas indústrias estar concentrada respectivamente em dois e quatro estabelecimentos) o coeficiente de correlação de Spearman entre a produtividade do trabalho e a dimensão era positivo. Mas enquanto em 1964 apenas em sete indústrias este coeficiente era estatisticamente significativo ao nível de 5 %, em 1971 isso acontecia em 14 indústrias ⁽⁴⁷⁾.

Verificámos ainda que as indústrias que em 1964 beneficiaram de maiores economias de escala tiveram, em geral, no período 1964-1971, o maior crescimento do valor acrescentado e, conseqüentemente, da produtividade do trabalho, a preços constantes de 1963 ⁽⁴⁸⁾. Neste período, entre as 10 indústrias com o crescimento do valor acrescentado mais rápido estão oito das que usufruíam maiores economias de escala em 1964. Na prática, a completa realização de economias de escala internas exige tempo (o período necessário para o pessoal ao serviço adquirir suficiente experiência e destreza) e, neste espaço de tempo, o crescimento do produto pode criar novas economias de escala ⁽⁴⁹⁾.

Embora estes resultados abonem a favor de economias de escala estáticas internas à unidade fabril e à empresa, o seu alcance pode ser limitado por diferentes motivos. Admitimos que a idade dos estabelecimentos e das empresas, e logo dos bens de capital utilizados, se distribuía aleatoriamente entre unidades de diferente dimensão. Se isto não suceder, a produtividade do trabalho pode sobre ou subavaliar as economias de escala. Os dados do *Inquérito Industrial de 1964* parecem mostrar que os estabelecimentos de maior dimensão, dentro da mesma indústria, tendem a empregar métodos de produção com maior grau de mecanização ⁽⁵⁰⁾. Será que isto é motivado pelo facto

⁽⁴⁵⁾ Só para o total da indústria transformadora é que a dimensão é igualmente apresentada por escalões de valor acrescentado. Johnston (1960, secção 4.7) mostra que «if, however, only a single basis of classification is possible, then it seems preferable to classify by number of wage earners [...]» (p. 131).

⁽⁴⁶⁾ Marcelino (1986b). A produtividade do trabalho dentro de cada classe de dimensão foi calculada dividindo o valor acrescentado pelo número de pessoas ao serviço.

⁽⁴⁷⁾ A relação entre a produtividade do trabalho e a dimensão também pode ser analisada através da contagem do número de subidas e descidas da produtividade entre as sucessivas classes dentro de cada indústria. A percentagem de subidas em 1964 e em 1971 foi, respectivamente, de 64 % e 74 %.

⁽⁴⁸⁾ As economias de escala em cada indústria foram estimadas dividindo a produtividade média dos estabelecimentos de grande dimensão (mais de 200 pessoas ao serviço) pela produtividade média dos estabelecimentos de pequena dimensão (de 3 a 50 pessoas ao serviço).

⁽⁴⁹⁾ Neste caso já estamos em presença da componente dinâmica de economias de escala.

⁽⁵⁰⁾ V. Marcelino (1986b).

de estabelecimentos com diferente dimensão produzirem produtos diferentes? Ou será que a realização de economias de escala pressupõe, pelo menos em algumas indústrias, um maior rácio capital-trabalho? Em ambos os casos pode haver uma sobreavaliação das economias de escala. O mesmo sucede se os estabelecimentos de maior dimensão, como também indica o *Inquérito de 1964*, empregarem trabalhadores mais qualificados. Johnston (1960, secção 4.7), por sua vez, demonstra que a dimensão dos estabelecimentos e empresas medida pelo número de pessoas ao serviço pode levar à subavaliação das economias de escala. É impossível estimar o efeito total destes diferentes enviesamentos.

Finalmente, o crescimento do *output* pode contribuir para o crescimento da produtividade do trabalho ao possibilitar a realização de economias de escala dinâmicas internas à unidade fabril e à empresa e externas⁽⁵¹⁾. Ao longo do tempo, o maior crescimento do *output* da unidade fabril e da empresa concorre para uma maior divisão e especialização do trabalho, o que faz com que um conjunto de processos complexos se transforme «[...] into a succession of simpler processes some of which, at least, lend themselves to the use of machinery»⁽⁵²⁾. O maior crescimento do *output* pode ainda aumentar a eficiência dos operários, quadros técnicos e gestores, ao ampliar a sua experiência acumulada na execução de determinadas tarefas dentro da unidade fabril e da empresa. Este processo de «learning by doing» tende a ser particularmente importante nas unidades fabris e empresas que produzem bens de equipamento e nas unidades em que são instaladas novas técnicas de produção⁽⁵³⁾.

A interdependência existente entre fábricas e empresas de diferentes indústrias leva a que o *output* de algumas indústrias seja o *input* de outras. O maior crescimento do *output* de uma indústria pode estimular as indústrias que lhe fornecem bens de capital a desenvolver novos bens de equipamento. Schmookler (1966) mostrou que a dimensão do mercado desempenha um papel

(51) Além da bibliografia citada acerca de economias de escala estáticas, v. ainda Young (1928), Scitovsky (1954), Arrow (1962), Balassa (1962, cap. 7) e Kaldor [1967 (pp. 3-23) e 1972]. As economias de escala estáticas externas, como escreveu Balassa (1962, p. 146), «[...] are favored examples of textbooks but have little importance in the real world».

(52) Young (1928, p. 230). Semelhante posição tem Verdoorn (1949). Para este autor «[...] una maggiore subdivisione del lavoro avviene solo con l'aumento del volume della produzione: perciò l'espansione della produzione crea la possibilità di una ulteriore razionalizzazione con gli stessi effetti della meccanizzazione» (p. 46).

(53) Hirsch (1952) e Arrow (1962). O primeiro autor, com dados estatísticos de um dos maiores construtores de máquinas dos Estados Unidos, referentes ao período 1946-1950, mostrou que a elasticidade da produtividade do trabalho em relação ao *output* acumulado («the progress elasticity») era menor nas operações de fabricação das diferentes partes das máquinas do que nas operações de montagem destas partes. Se estes resultados puderem ser generalizados, «the progress elasticity» pode, tudo o resto igual, ser maior em Portugal do que noutros países mais industrializados, uma vez que a indústria portuguesa de bens de equipamento assenta bastante na montagem de partes de equipamentos importados. Será por isso que as elasticidades da taxa de crescimento da produtividade do trabalho em relação à taxa de crescimento do *output*, estimadas na secção anterior para os períodos 1959-1974 e 1964-1974, estão sobre e acima do limite máximo postulado por Verdoorn?

chave na determinação da magnitude e direcção da actividade inventiva na indústria produtora de bens de capital ⁽⁵⁴⁾. Por outro lado, a aplicação de uma inovação numa indústria, induzida pelo crescimento do *output*, pode provocar uma redução relativa dos seus custos unitários e a melhoria da qualidade do seu *output*. Se esta indústria transferir parte da redução dos custos unitários para as indústrias a jusante, através da redução relativa do preço do *output*, estas beneficiam de economias de escala dinâmicas externas ⁽⁵⁵⁾ ⁽⁵⁶⁾.

Pensamos que as economias de escala dinâmicas internas e externas têm um papel relevante na explicação dos resultados empíricos apresentados na secção anterior. Podem explicar a forte associação positiva entre as taxas de crescimento da produtividade do trabalho e do *output* e a tendência para as taxas de crescimento dos custos unitários do trabalho e dos *inputs* intermédios, em particular dos *inputs* importados, estarem correlacionados negativamente com a taxa de crescimento da produtividade. Para verificação estatística da existência de economias de escala estáticas e dinâmicas Kaldor (1975) sugere a utilização da equação (3). Este autor argumenta «[...] that a *sufficient* condition for the presence of static or dynamic economies of scale is the existence of a statistically significant relationship between e [employment growth] and q [output growth], with a regression coefficient which is significantly less than 1» (p. 893). O parâmetro β_1 da equação (3), estimado para 12 indústrias, no período 1959-1974, e para 39 indústrias, no período 1964-1974, e exposto na linha 2 do quadro n.º 3, satisfaz, em ambos os períodos, os requisitos impostos por Kaldor. Está compreendido entre 0,3 e 0,4 e é estatisticamente significativo a menos de 3 %. Porém, como se irá ver na próxima secção, há quem questione a utilização da equação (3) para testar a existência de rendimentos de escala crescentes.

Resumindo, os resultados empíricos e os argumentos avançados nesta secção sugerem que, no período considerado, a contribuição do crescimento do

⁽⁵⁴⁾ Em Portugal, no período estudado, cerca de 55 % dos bens de capital eram importados. O nosso mercado interno não é suficientemente grande para que o maior crescimento do *output* de uma indústria proporcione estímulos para novas inovações nas indústrias estrangeiras que lhe fornecem os equipamentos. Todavia, algumas indústrias que em Portugal tiveram o crescimento do *output* mais rápido também cresceram relativamente mais noutros países. São exemplo o material de transporte, as máquinas e material eléctrico, os derivados de petróleo, os minerais não metálicos, o papel e a pasta para papel, as matérias plásticas, as bebidas e as transformadoras diversas.

⁽⁵⁵⁾ A interdependência entre indústrias pode contribuir para enfraquecer a correlação entre a variação relativa dos preços e a variação relativa da produtividade do trabalho e do *output*, analisada anteriormente.

⁽⁵⁶⁾ Esta categoria de economias de escala dinâmicas opera através do mercado. Há uma segunda categoria de economias de escala dinâmicas externas que opera fora do mecanismo do mercado. Segundo Balassa (1962, p. 146), «it comprises the spreading of technological and organizational know-how and the development of a managerial class and a skilled labor-force». Estas economias de escala dependem da existência de um ambiente geral propício ao desenvolvimento industrial e podem beneficiar todas as indústrias localizadas numa determinada área. V. também Scitovsky (1954).

output para o crescimento da produtividade do trabalho foi bastante maior do que a contribuição inversa realizada via variação relativa dos preços. Partilhemos, assim, a opinião dos autores que assumem que a taxa de crescimento do *output* é a principal variável exógena, embora se reconheça que a causalidade corre nos dois sentidos.

IV — Erros de especificação e problemas de identificação

Wolfe (1968) foi o primeiro autor a criticar Kaldor (1966) por utilizar as equações (3) ou (4) para verificar empiricamente a existência de economias de escala estáticas e dinâmicas na indústria transformadora. Wolfe argumenta, dando particular realce à equação (4): $q = b_0 + b_1 e$, que o valor do coeficiente b_1 exagera a importância dos rendimentos de escala em resultado da taxa de crescimento do *stock* de capital não ter sido incluída no modelo. Kaldor usou uma equação incompleta que, continua o autor, deve ser substituída pela equação obtida a partir da função de Cobb-Douglas, isto é:

$$q = b_2 + b_3 e + b_4 k \quad (8)$$

onde q , e e k são, respectivamente, as taxas de crescimento do *output*, do emprego e do *stock* de capital.

Não há dúvida de que, se o parâmetro b_4 for positivo e e e k estiverem correlacionados de forma positiva, via princípio de aceleração, o coeficiente b_1 , estimado a partir da equação (4), está enviesado positivamente devido à omissão da taxa de crescimento do *stock* de capital⁽⁵⁷⁾. Neste caso, atendendo a que o verdadeiro coeficiente é menor do que o valor de b_1 estimado com o modelo incompleto, a elasticidade de escala do factor trabalho está sobreavaliada⁽⁵⁸⁾. Mas esta conclusão não impede, como salientou Kaldor (1968) em resposta a Wolfe, que a soma das elasticidades do trabalho e do capital, b_3 mais b_4 , não possa ser igual ou maior do que b_1 . Kaldor manifestou-se ainda a favor da utilização do rácio investimento-*output* em substituição de k , uma vez que «[d]irect measurement of the rate of growth of the capital stock would have been impossible statistically and pretty meaningless theoretically»⁽⁵⁹⁾.

Já vimos que a taxa de crescimento do *stock* de capital, disponível para 12 ramos da indústria transformadora portuguesa, no período de 1959-1974, está, em geral, amputada da melhoria de qualidade resultante do progresso técnico incorporado nos novos bens de capital. Para além da dificuldade de

⁽⁵⁷⁾ V. Johnston (1972, pp. 168-169).

⁽⁵⁸⁾ Semelhante raciocínio poderia ser feito para a equação (3).

⁽⁵⁹⁾ Kaldor (1968, p. 390). Este autor também defende que uma alta taxa de acumulação de capital é mais um sintoma do rápido crescimento do *output* do que a sua causa.

medir empiricamente o *stock* de capital, as duas variáveis exógenas do modelo (8) estão altamente correlacionadas. O coeficiente de correlação simples entre a taxa de crescimento do emprego e a taxa de crescimento do *stock* de capital foi, no período indicado, de 0,847. Este coeficiente confirma a presença de um elevado grau de multicolinearidade⁽⁶⁰⁾. Assim, é de esperar altos valores para as variâncias dos estimadores e erros, em sentido oposto, na estimação de b_3 e b_4 .

O ajustamento do modelo (8), para 12 indústrias no período 1959-1974, proporcionou os seguintes resultados:

$$q = 6,240 + 1,362e - 0,045k \quad R^2 = 0,415, F = 3,194$$

$$(1,055) \quad (1,402) \quad (-0,070)$$

A inclusão da taxa de crescimento do *stock* de capital não deu qualquer contribuição adicional na explicação do andamento de q . Ambos os coeficientes são estatisticamente não significantes e $\hat{b}_4$ tem sinal contrário ao que seria de esperar⁽⁶¹⁾. Curiosamente, a soma das elasticidades de escala dos factores trabalho e capital, que é igual a 1,32, quase coincide com a elasticidade de escala do primeiro factor estimado com o modelo incompleto, 1,31⁽⁶²⁾. Com a informação estatística disponível não foi possível integrar a equação (8) num sistema de equações simultâneas, uma vez que havia equações não identificadas.

O método dos mínimos quadrados quando aplicado na estimação dos modelos (1) e (3) pode proporcionar estimativas enviesadas dos parâmetros se a suposta variável exógena não é independente da variável aleatória (residual). Se isto suceder, é possível aceitar, com base em estimativas enviesadas, a hipótese de rendimentos de escala crescentes. A estimativa dos coeficientes $\hat{\alpha}_1$ e $\hat{\beta}_1$ pode estar enviesada por três motivos. Haver erros de medição das variáveis (McCombie, 1981), a variável exógena ser e e não q (Rowthorn, 1975a) e q , p e e serem interdependentes (Rowthorn, 1975b). Neste último caso a estimação dos parâmetros só pode ser feita através de um sistema de equações simultâneas⁽⁶³⁾.

⁽⁶⁰⁾ O Teste do Qui Quadrado de Farrar-Glauber mostra que o valor observado do $*X^2 (= 11,59)$ é bastante maior do que o valor teórico do $X^2 (= 7,81)$ com 3 graus de liberdade e 5 % de probabilidade.

⁽⁶¹⁾ Entre parêntesis estão as estatísticas $-T$.

⁽⁶²⁾ Tendo em consideração o método usado para medir o *stock* de capital, é provável que a contribuição adicional de k para explicar o andamento de q seja pequena mesmo se o grau de multicolinearidade for reduzido. Por exemplo, no período 1953-1973, para 13 indústrias, o coeficiente de correlação simples entre as taxas de crescimento do *stock* de capital e do emprego foi de 0,256. Os resultados da estimação do modelo (8), para este período, mostram que a estatística $-F$ é elevada, o coeficiente $\hat{b}_3$ é claramente significativo e o coeficiente $\hat{b}_4$ continua a ser não significativo e a ter sinal errado. Uma vez mais a soma das elasticidades de escala dos dois factores de produção está muito próxima da elasticidade do factor trabalho estimada com o modelo incompleto. Estes resultados podem ser cedidos por pedido ao autor.

⁽⁶³⁾ V. também Parikh (1978).

É muito provável que os dados estatísticos referentes às taxas de crescimento do *output*, da produtividade do trabalho e do emprego contenham erros de medição resultantes de alterações na classificação das indústrias, da melhoria da qualidade dos produtos, da mudança do número de horas de trabalho, etc. Admitindo que os erros de medição são aleatórios e possuem determinadas características probabilísticas, é possível utilizar o método das variáveis instrumentais para reestimar os coeficientes α_1 e β_1 . Este método permite assegurar a consistência dos estimadores mas não garante que estes sejam assintoticamente eficientes⁽⁶⁴⁾.

Supondo que as variáveis q , p e e contêm erros de medição, os modelos (1) e (3) podem escrever-se na seguinte forma:

$$p^* = \alpha_0 + \alpha_1 q^* \quad (1')$$

$$e^* = \beta_0 + \beta_1 q^* \quad (3')$$

onde $p^* = p + \epsilon_1$, $q^* = q + \epsilon_2$ e $e^* = e + \epsilon_3$, e onde ϵ_1 , ϵ_2 e ϵ_3 representam erros de medição de p , q e e . Recorrendo ao método de Durbin, definimos a variável instrumental. Os resultados da estimação dos modelos (1') e (3'), para os períodos 1959-1974 e 1964-1974, através do método das variáveis instrumentais, estão expostos nas linhas 1 e 2 do quadro n.º 4. Os coeficientes estimados são estatisticamente significantes a menos de 2 % e não diferem muito dos que foram obtidos pelo método dos mínimos quadrados. Apenas é de registar que diminuiu a diferença entre os coeficientes estimados nos dois períodos.

Dada a identidade $q = p + e$, mostra-se facilmente que na equação (1) a variável residual e a taxa de crescimento do *output* estão correlacionadas se a variável exógena for e e não q ⁽⁶⁵⁾. Neste caso, a aplicação do método dos mínimos quadrados na estimação da equação (1) conduzirá a estimativas enviesadas dos coeficientes. Para solucionar este problema Rowthorn (1975a) sugeriu a substituição de (1) pelo seguinte modelo:

$$p = \alpha_2 + \alpha_3 e \quad (9)$$

⁽⁶⁴⁾ V. Johnston (1972, pp. 278-291).

⁽⁶⁵⁾ V. Johnston (1972, pp. 341-346).

Estimativa dos parâmetros de alguns modelos seccionais para a indústria transformadora portuguesa nos períodos 1959-1974 e 1964-1974

			Período 1959-1974 — 12 indústrias	Período 1964-1974 — 39 indústrias
			Modelo estimado (**)	Modelo estimado (**)
1			2	3
1	Métodos das variáveis instrumentais	Lei de Verdoorn	$p^* = 0,887 + 0,619q^*$ (0,748) (5,005)	$p^* = 0,791 + 0,597q^*$ (1,261) (8,795)
2			$e^* = 0,733 + 0,346q^*$ (— 0,631) (2,859)	$e^* = 0,703 + 0,373q^*$ (— 1,164) (5,706)
3	Método dos mínimos quadrados em três etapas.	Variáveis exógenas: x, I e <i>constante</i>	$q = 2,779 + 0,257x + 0,394I$ (1,709) (3,239) (2,222) $p = 1,702 + 0,523q$ (1,193) (3,411)	$q = 4,989 + 0,090x$ (6,599) (2,596) $q = 1,936 + 0,450q$ (1,810) (3,290)
4		Variáveis endógenas: q, p e e	$q = 2,774 + 0,257x + 0,396I$ (1,707) (3,237) (2,234) $e = -1,546 + 0,442q$ (— 1,106) (2,947)	$q = 4,990 + 0,090x$ (6,540) (2,596) $e = -1,815 + 0,520q$ (— 1,761) (3,944)

(**) Entre parêntesis estão as estatísticas — T .

Fontes: Quadros n.ºs 1, 1-A, 2 e 2-A.

onde p e e são as taxas de crescimento da produtividade do trabalho e do emprego.

Kaldor (1975) e Cornwall (1977) argumentam que esta solução é menos satisfatória que a primeira especificação uma vez que, na maior parte dos países desenvolvidos, a taxa de crescimento do emprego foi determinada pela taxa de crescimento do *output*. Isto é, no período que decorre entre a 2.ª Grande Guerra e o princípio da década de 70, o aumento da procura de trabalho no sector industrial encontrou mão-de-obra disponível no sector não industrial, em particular no sector primário, sem que isso tivesse provocado mudanças significativas nas diferenças salariais entre os dois sectores⁽⁶⁶⁾. Os salários no sector industrial não aumentaram para atrair trabalhadores de outros ramos de actividade, embora possam ter aumentado por outras razões, tais como maior poder reivindicativo dos trabalhadores e das suas organizações sindicais, política governamental, etc.

Em Portugal, apesar do elevado fluxo emigratório, o sector agrícola nunca deixou de ser uma fonte potencial de mão-de-obra para o sector industrial. Este sector pôde retirar da agricultura a mão-de-obra que foi necessária sem que a diferença salarial entre os dois sectores, que era bastante grande, tivesse de aumentar. Pelo contrário, o rácio do salário nominal na agricultura-salário nominal na indústria transformadora manteve, nos períodos em estudo, uma tendência crescente⁽⁶⁷⁾. O facto de o emprego na indústria ser permanente, dar acesso à Segurança Social, não estar sujeito às intempéries e ser compatível, em muitas situações, com uma agricultura a tempo parcial era mais do que suficiente para que a reserva de mão-de-obra agrícola estivesse disponível para responder ao crescimento da procura⁽⁶⁸⁾. Por conseguinte, considerar a taxa de crescimento do emprego como variável exógena não parece ser a melhor solução.

Mas, mesmo que a oferta de trabalho tenda a responder passivamente ao crescimento da procura de trabalho na indústria transformadora e a contribuição da expansão do *output* para o crescimento da produtividade do trabalho seja maior do que a relação inversa, há sempre estímulos mútuos entre q , p e e . É esta reciprocidade de estímulos que dá suporte ao processo de crescimento acumulativo e circular apresentado por Myrdal (1957) e retomado por Kaldor (1970). Sendo assim, vários autores defendem que a estimativa das

⁽⁶⁶⁾ Sempre que a oferta interna de mão-de-obra não foi suficiente esses países recorreram à imigração.

⁽⁶⁷⁾ Note-se que coeficiente de correlação simples entre a taxa de crescimento do salário nominal e a taxa de crescimento do emprego foi, para 12 indústrias no período 1959-1974 e 39 indústrias no período 1964-1974, de $-0,054$ e $0,124$. Estes coeficientes não são estatisticamente significantes. Se tivéssemos usado o salário real, os resultados seriam semelhantes.

⁽⁶⁸⁾ Algumas indústrias, em certos períodos, podem ter tido falta de trabalhadores com uma determinada qualificação técnico-profissional, não obstante a reserva de mão-de-obra latente no sector agrícola (à qual se devem juntar todos aqueles que desejavam entrar, pela primeira vez, no mercado de trabalho).

elasticidades, da produtividade e do emprego em relação ao *output* tem de ser feita através da utilização de um sistema de equações simultâneas, onde q , p e e são variáveis endógenas ⁽⁶⁹⁾. A questão está em saber quais as variáveis que devem ser consideradas como variáveis independentes.

Admitimos como variáveis exógenas duas das principais componentes da procura: as exportações e o investimento bruto. O crescimento das exportações pode encorajar a expansão do *output* tanto directa como indirectamente ⁽⁷⁰⁾. Directamente porque as exportações representam, numa economia aberta, uma percentagem significativa do *output* total. Indirectamente porque o crescimento das exportações, ao contribuir para financiar parte das importações, pode permitir ao governo implementar uma política económica expansionista. O crescimento do investimento bruto também afecta directa e indirectamente a expansão da procura, via multiplicador, e, como se viu, serve de veículo à introdução de novas técnicas de produção.

É certo que qualquer destas variáveis só parcialmente é exógena. Uma parte substancial do investimento é induzido pelas expectativas geradas pelo crescimento do *output* e as exportações são influenciadas, entre outras variáveis, pelos termos de troca externos. O preço das exportações, que é um dos elementos dos termos de troca, sofre a influência do crescimento da produtividade ⁽⁷¹⁾. Além disso, por razões já apontadas anteriormente, o investimento bruto só parcialmente capta a introdução de técnicas de produção mais modernas. Apesar destas limitações, parece ser mais consensual considerar estas variáveis como independentes do que q . Nos modelos que se apresentam em seguida o investimento é medido pelo rácio investimento bruto-*output*, em percentagem ⁽⁷²⁾.

Com base no que se disse acima foram definidos os seguintes sistemas de equações simultâneas:

$$(10) \begin{cases} q = c_0 + c_1x + c_2I \\ p = c_3 + c_4q \\ e = q - p \end{cases}$$

$$(11) \begin{cases} q = d_0 + d_1x + d_2I \\ e = d_3 + d_4q \\ p = q - e \end{cases}$$

onde q , p , e e x são, respectivamente, as taxas de crescimento do *output*, da produtividade do trabalho, do emprego e das exportações; I é o rácio investimento bruto-*output*. As três primeiras variáveis são endógenas enquanto x e I são exógenas. Em cada um dos sistemas a primeira equação é justamente identificada enquanto as outras duas são sobreidentificadas. Tanto um sistema de equações como o outro foram estimados simultaneamente pelo método dos mínimos quadrados em três etapas.

⁽⁶⁹⁾ V. Rowthorn (1975b) e Parikh (1978).

⁽⁷⁰⁾ Lamfalussy (1961, p. 3).

⁽⁷¹⁾ O coeficiente de correlação simples entre as taxas de crescimento da produtividade do trabalho e do preço das exportações foi de $-0,595$, no período 1959-1974, e de $-0,260$, no período 1964-1974. Só o primeiro coeficiente é estatisticamente significativo a menos de 5 %.

⁽⁷²⁾ Este rácio, que só foi possível calcular para 12 indústrias, baseia-se na média de três anos (1959/1964/1970) e está exposto no quadro n.º 1-A em apêndice.

Os resultados, para o período 1959-1974, podem observar-se nas linhas 3 e 4 do quadro n.º 4. Todos os coeficientes estimados têm o sinal esperado e são estatisticamente significantes a menos de 5 %. Para 39 indústrias, período 1964-1974, só se dispunha de 1 para um ano, e, por isso, apenas se considerou x como variável exógena. Os resultados da estimação dos modelos encontram-se no quadro n.º 4. Os coeficientes estimados também são significantes a menos de 5 %. Nos dois períodos, as elasticidades da produtividade do trabalho em relação ao *output*, embora tenham diminuído, estão dentro do intervalo postulado por Verdoorn. As elasticidades do emprego em relação ao *output* continuam a satisfazer a condição suficiente, imposta por Kaldor, para a existência de economias de escala estáticas e dinâmicas.

Em resumo, a diferente especificação dos modelos e a utilização de novos métodos de estimação, discutidos nesta secção, não alterou, de forma significativa, os resultados obtidos nas secções II e III.

V — Conclusões

A análise empírica neste artigo, apoiada em dados seccionais para 12 e 39 indústrias, mostra que a dinâmica de crescimento da indústria transformadora portuguesa, nos períodos 1959-1974 e 1964-1974, se enquadra dentro dos padrões observados, por diversos autores, noutros países. O crescimento do *output* foi bastante desigual e as indústrias com maior (menor) crescimento do *output* tiveram igualmente maiores (menores) aumentos da produtividade do trabalho e do emprego. As indústrias com maior (menor) dinamismo, em termos de *output* e de produtividade, tendem a usufruir de aumentos mais pequenos (maiores) nos custos unitários e nos preços. As variações relativas dos custos unitários explicam, por sua vez, uma elevada percentagem de variância da taxa de crescimento dos preços.

Na procura de hipóteses explicativas para este padrão de mudanças estruturais, concluímos que a contribuição do crescimento do *output* para o crescimento da produtividade do trabalho foi maior do que a contribuição inversa, efectuada via variação relativa dos preços. Por um lado, o coeficiente de correlação simples entre as duas primeiras variáveis foi muito maior (a designada «lei de Verdoorn») do que se pode deduzir da correlação entre as taxas de crescimento do *output* e dos preços. A variação relativa do *output* pode ser explicada por outras variáveis que não a variação relativa dos preços, por exemplo, por mudanças na estrutura da procura interna e externa.

Por outro lado, foram avançadas diferentes maneiras de o crescimento do *output* contribuir para o crescimento da produtividade. Mesmo que parte do progresso técnico seja exógeno, as indústrias com crescimento do *output* mais rápido têm tendência a concentrar uma maior percentagem do seu *output* em unidades fabris que empregam métodos de produção mais modernos. A maior expansão do *output*, ao mesmo tempo que torna possível a aplicação

de novos conhecimentos técnicos, incorporados no investimento bruto, permite a realização de economias de escala estáticas e dinâmicas, internas e externas. Ainda que estas categorias de economias de escala existam potencialmente em diferentes indústrias, a sua realização pode ser mais rápida nas indústrias com maior crescimento do *output*. Mais, a rápida expansão do *output* também pode estimular o desenvolvimento tecnológico através do processo de «learning by doing» (ampliando a experiência acumulada dos vários intervenientes na execução de determinadas tarefas) e do estímulo à actividade inventiva na indústria produtora de bens de equipamento.

Para testar se as regularidades observadas, ao estudar a relação entre as taxas de crescimento do *output*, da produtividade e do emprego, não resultaram de erros de especificação e de problemas de identificação foram introduzidas na análise novas variáveis e empregues diferentes métodos de estimação. A lei de Verdoorn, nas suas formulações alternativas, continuou a verificar-se mesmo quando se permitiu a reciprocidade de estímulos entre aquelas três variáveis.

Apêndice

QUADRO N.º 1-A

Taxa de crescimento média anual do custo unitário dos *inputs* intermédios importados, das exportações e do *stock* de capital bruto, rácio investimento bruto-*output* (em percentagem), para 12 indústrias transformadoras, no período 1959-1974.

Indústrias ordenadas segundo o crescimento ascendente do <i>output</i>	Custo unitário dos <i>inputs</i> intermédios importados	Exportações a preços constantes de 1977	<i>Stock</i> de capital bruto a preços constantes de 1963	Rácio investimento bruto- <i>output</i> (percentagem)
	<i>cum</i>	<i>x</i>	<i>k</i>	<i>l</i>
1	2	3	4	5
Madeira, cortiça e mobiliário . . .	12,86	4,13	8,46	3,61
Derivados do petróleo e carvão . .	12,72	5,50	10,03	1,67
Químicas e borracha	6,48	6,55	7,71	3,44
Têxteis	2,17	9,07	10,55	7,06
Alimentação, bebidas e tabaco . .	7,60	5,61	11,41	2,74
Construção e reparação naval . .	1,88	23,83	16,44	8,09
Transformadoras diversas	4,55	13,47	9,90	6,58
Produtos minerais não metálicos	— 1,95	7,00	12,99	12,03
Metalurgia de base	7,68	5,57	15,44	10,38
Máquinas e material de transporte	1,57	15,65	12,79	6,79
Pasta e papel	0,08	18,88	14,99	7,37
Vestuário, calçado e curtumes . .	0,32	28,39	10,82	1,95

Fontes: As mesmas fontes do quadro n.º 1 e ainda o *Inquérito Industrial do Continente de 1964* e Oliveira e Santos (1977).

Coluna 2: Foi calculada dividindo os *inputs* intermédios importados usados por cada indústria pelo *output* dessa indústria a preços constantes de 1977.

Coluna 3: O deflacionador utilizado, para calcular para cada indústria as exportações a preços constantes de 1977, é a média aritmética ponderada dos preços relativos (preço do produto *i* no ano corrente a dividir pelo preço do mesmo produto no ano de base) de uma amostra de produtos representativos das exportações da indústria. Os pesos empregues são os valores destes produtos referidos ao período corrente.

Colunas 4 e 5: V. texto principal.

QUADRO N.º 2-A

Taxa de crescimento média anual do custo unitário dos *inputs* intermédios importados e das exportações, para 39 indústrias transformadoras, no período 1964-1974 (*)

Indústrias ordenadas segundo o crescimento ascendente do <i>output</i>	Custo unitário dos <i>inputs</i> intermédios importados	Exportações a preços constantes de 1977
	<i>cum</i>	<i>x</i>
1	2	3
Óleos não alimentares	18,62	— 6,79
Curtumes e corte de pêlo	11,01	— 1,76
Madeira	20,26	2,80
Outros produtos alimentares	16,01	4,19
Cortiça	38,16	3,03
Produtos metálicos	11,52	4,85
Indústria de ferro e aço	23,68	— 15,60
Têxtil de algodão e mistos	4,44	7,37
Mobiliário e colchoaria	16,32	5,32
Têxtil de fibras duras	5,64	5,02
Produtos químicos de base	16,15	7,92
Indústria de metais não ferrosos	10,36	9,84
Calçado	37,05	18,50
Borracha e artigos	5,70	8,00
Cimento	— 21,06	— 16,61
Óleos alimentares	17,02	— 17,33
Resinosos	61,59	5,12
Carne e conservas de carne	0,84	9,62
Tintas, vernizes e lacas	2,84	— 1,69
Tabacos	8,07	12,71
Papel, cartão e artigos	5,59	14,72
Produtos químicos diversos	8,30	1,83
Máquinas, excepto eléctricas	22,03	16,39
Têxtil de lã e mistos	— 0,02	— 6,77
Outros minerais não metálicos	3,71	3,88
Vidro e artigos	6,56	11,23
Lacticínios	6,78	— 3,93
Tipografia e editoriais	11,90	9,48
Pasta para papel	3,00	11,23
Conservas de frutos	— 1,60	14,37
Derivados de petróleo e carvão	12,16	13,61
Construção e reparação naval	10,14	107,32
Máquinas e material eléctrico	3,08	32,57
Vestuário	13,43	16,78
Bebidas	2,35	27,44
Artigos de matérias plásticas	9,79	10,49
Transformadoras diversas	3,84	23,42
Material de transporte	— 6,09	16,02
Alimentos para animais	22,12	32,44

(*) V. notas do quadro n.º 1-A.

Fontes: As mesmas do quadro n.º 2.

BIBLIOGRAFIA

- ARROW, K. J., «The economic implications of learning by doing», *Review of Economic Studies*, vol. 29, 1962, pp. 155-173.
- ALLEN, R. G. D., *Index Numbers in Theory and Practice*, MacMillan Press, Londres, 1975.
- BALASSA, B., *The Theory of Economic Integration*, Allen and Unwin, Londres, 1962.
- CAVES, R. E., «Export-led growth: the post-war industrial setting», in *Induction, Growth and Trade-Essays in Honour of Sir R. Harrod*, edited by W. A. Eltis, M. F. Scott and J. N. Wolfe, Clarendon Press, Oxford, 1970.
- CHENERY, H., *Structural Change and Development Policy*, Oxford University Press, Nova Iorque, 1979.
- CORNWALL, J., *Modern Capitalism: Its Growth and Transformation*, Martin Robertson, Oxford, 1977.
- CRIPPS, T. F., e TARLING, R. J., *Growth in Advanced Capitalist Economies 1950-1970*, Cambridge University Press, Department of Applied Economics, Occasional Paper 40, 1973.
- DENISON, E., «Theoretical aspects of quality change, capital consumption, and net capital formation», in *Problems of Capital Formation, Studies in Income and Wealth*, vol. 19, Princeton University Press, Princeton, 1957.
- GEBEI (Grupo de Estudos Básicos de Economia Industrial), *Sistema de Matrizes para Vários Anos*, Edições do GEBEI, Lisboa.
- HALL, R. L., e HITCH, C. J., «Price theory and business behaviour», *Oxford Economic Papers*, vol. 2, 1939, pp. 12-45.
- HIRSCH, W. Z., «Manufacturing progress functions», *Review of Economics and Statistics*, vol. 34, 1952, pp. 143-155.
- INE (Instituto Nacional de Estatística), *Estatísticas Industriais*, vários anos; *Estatísticas do Comércio Externo*, vários anos; *Inquérito Industrial do Continente de 1957-1959; Inquérito Industrial do Continente de 1964; Recenseamento Industrial de 1972*.
- JOHNSTON, J., *Statistical Cost Analysis*, McGraw-Hill, Nova Iorque, 1960.
- JOHNSTON, J., *Econometric Methods*, McGraw-Hill, Tóquio, 1972.
- KALDOR, N., «Capital accumulation and economic growth», in *The Theory of Capital*, edited by F. A. Lutz and D. C. Hague, MacMillan, Londres, 1961.
- KALDOR, N., *Causes of the Slow Rate of Economic Growth of the United Kingdom: An Inaugural Lecture*, Cambridge University Press, Cambridge, 1966.
- KALDOR, N., *Strategic Factors in Economic Development*, Cornell University, Ítaca, 1967.
- KALDOR, N., «Productivity and growth in manufacturing industry: a reply», *Economica*, vol. 35, 1968, pp. 385-391.
- KALDOR, N., «The case for regional policies», in *Further Essays on Economic Theory*, N. Kaldor, Duckworth, Londres, 1978. Edição original in *Scottish Journal of Political Economy*, 1970.
- KALDOR, N., «The irrelevance of equilibrium economics», in *Further Essays on Economic Theory*, N. Kaldor, Duckworth, Londres, 1978. Edição original in *Economic Journal*, 1972.
- KALDOR, N., «Economic growth and the Verdoorn law — a comment on Mr. Rowthorn's article», *Economic Journal*, vol. 85, 1975, pp. 891-896.
- KENDRICK, J. W., *Productivity Trends in the United States*, Princeton University Press, Princeton, 1961.
- KENDRICK, J. W., e GROSSMAN, E. S., *Productivity in the United States: Trends and Cycles*, John Hopkin University Press, Baltimore, 1980.
- KENNEDY, K. A., *Productivity and Industrial Growth-The Irish Experience*, Clarendon Press, Oxford, 1971.
- LAMFALUSSY, A., «Europe's progress: due to Common Market?», *Lloyds Bank Review*, n.º 62, 1961, pp. 1-16.
- MARCELINO, A., «Output growth and structural change», *Institute of Social Studies*, The Hague, 1986a.
- MARCELINO, A., «Firms size and growth: a study of 20 individual industries», *Institute of Social Studies*, The Hague, 1986b.

- McCOMBIE, J. S., «What still remains of Kaldor's laws?», *Economic Journal*, vol. 91, 1981, pp. 206-216.
- MTSS (Ministério do Trabalho e Segurança Social), *Informação Estatística do Departamento de Estudos e Planeamento*, Lisboa.
- MOURA, F. P., e outros, *Estudo sobre a Indústria Portuguesa*, II Congresso da Indústria Portuguesa, Lisboa, 1957.
- MYRDAL, G., *Economic Theory and Under-Developed Regions*, Duckworth, Londres, 1957.
- NELSON, R. R., «Aggregate production functions and medium-range growth projections», *American Economic Review*, vol. 54, 1964, pp. 575-606.
- NICHOLSON, R. J., e GUPTA, S., «Output and productivity changes in British manufacturing industry, 1948-1954», *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 123, série A, 1960, pp. 427-459.
- OLIVEIRA, V., e SANTOS, A., *O Capital Fixo na Indústria Transformadora Portuguesa, 1947-1974*, GEBEI, Lisboa, 1977.
- PANIC, M., *Capacity Utilization in UK Manufacturing Industry*, Discussion Paper n.º 5, NEDO, 1978.
- PRATTEN, C. F., *Economies of Scale in Manufacturing Industry*, Cambridge University Press, Cambridge, 1971.
- PARIKH, A., «Differences in growth rates and Kaldor's laws», *Economica*, vol. 45, 1978, pp. 83-91.
- REDDAWAY, W. B., e SMITH, A. D., «Progress in British manufacturing industries in the period 1948-1951», *Economic Journal*, vol. 70, 1960, pp. 17-37.
- ROBINSON, E. A. G., *The Structure of Competitive Industry*, Cambridge University Press, Cambridge, first published 1931, 1958.
- RODRIGUES, E. F., RIBEIRO, J. F., e FERNANDES, L. G., *O Sector Exportador Português e a Internacionalização da Produção*, GEBEI, Lisboa, 1977.
- ROWTHORN, R. E., «What remains of Kaldor's law?», *Economic Journal*, vol. 85, 1975a, pp. 10-19.
- ROWTHORN, R. E., «A reply to Lord Kaldor's comment», *Economic Journal*, vol. 85, 1975b, pp. 897-901.
- SALTER, W. E. G., *Productivity and Technical Change*, Cambridge University Press, Cambridge, 1960.
- SCHMOOKLER, J., *Invention and Economic Growth*, Harvard University Press, Cambridge (Massachusetts), 1966.
- SCITOVSKY, T., «Two concepts of external economies», *Journal of Political Economy*, vol. 62, 1954, pp. 143-151.
- STIGLER, G. J., «The division of labor is limited by the extent of the market», *Journal of Political Economy*, vol. 59, 1951, pp. 185-193.
- SYLOS-LABINI, P., «Prices and income distribution in manufacturing industry», *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 2, 1979, pp. 3-25.
- THIRLWALL, A. P., «A plain man's guide to Kaldor's growth laws», *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 5, 1983, pp. 345-358.
- VERDOORN, P. J., «Fattori che Regolano lo Sviluppo della produttività del lavoro», *L'Industria*, 1, 1949, pp. 45-53.
- VERDOORN, P. J., «Verdoorn's Law in retrospect: a comment», *Economic Journal*, vol. 90, 1980, pp. 382-385.
- WOLFE, J. N., «Productivity and growth in manufacturing industry: some reflections on Professor Kaldor's inaugural lecture», *Economica*, vol. 35, 1968, pp. 117-126.
- YOUNG, A. A., «Increasing returns and economic progress», in *Readings in Welfare Economics*, edited by K. J. Arrow and T. Scitovsky, Allen and Unwin, Londres, 1969. Edição original in *Economic Journal*, 1928.