

A evolução da inovação tecnológica para o período 1982-1992 e as suas determinantes*

Horácio Crespo Faustino**

Introdução

É conhecida a tese de Schumpeter do monopólio inovador: o aumento do poder de mercado teria um efeito positivo sobre a inovação tecnológica. Recentemente estudos empíricos ao nível da Comunidade Europeia (nomeadamente Geroski, 1988) vieram pôr em causa esta tese e contrapor a tese das PME dinâmicas, flexíveis e inovadoras. Esta questão era actual porque se aproximava o ano de 1993 e a entrada em vigor do mercado único e se confrontavam as teses da liberalização interna (aumento da concorrência) *versus* reforço da concentração industrial para fazer face à concorrência externa. Ou seja, segundo os estudos mais recentes o mercado único só teria um efeito positivo sobre a inovação se houvesse ao mesmo tempo uma diminuição do poder de monopólio (ou, dito de outra forma, se houvesse uma diminuição da concentração industrial e o reforço da concorrência).

Para Portugal esta questão era também importante porque no nosso país o peso das PME é superior a 90 % na generalidade dos sectores. Por outro lado também em Portugal estudos recentes vinham a apontar no sentido da tese das PME inovadoras.

Relacionadas com estes problemas estavam também outras questões: *i*) a questão do ajustamento estrutural da nossa economia — particularmente a alteração do padrão de especialização e de comércio — em resultado do mercado único; *ii*) qual o efeito do aumento do peso do comércio intra-sectorial (comércio de

produtos substitutos próximos, de produtos, em grande parte, diferenciados pelas preferências dos consumidores e ou pelo *marketing*) sobre a inovação; *iii*) qual a relação entre intensidade em capital humano e peso das PME em cada indústria.

Os resultados a que chegámos não são conclusivos quanto à relação entre concentração industrial e inovação, mas os dados (e outros resultados ao nível da tese) apontam mais no sentido da verificação da tese de Schumpeter.

1 — Efeitos do mercado interno na concorrência e inovação ao nível da indústria europeia

O estudo de Geroski (1988)¹ — integrado no conjunto de estudos realizados para medir o impacto da realização do mercado único — tem como objectivo medir o efeito da redução tarifária em resultado do mercado único sobre a taxa de inovação nas indústrias europeias, bem como testar a hipótese de Schumpeter de uma correlação positiva entre o poder de monopólio e a inovação (tese do monopólio inovador).

Segundo Geroski, os efeitos primários da redução das tarifas no comércio intracomunitário serão o aumento da dimensão do mercado e o aumento da concorrência nesse mercado alargado. Estas alterações provocarão por sua vez alterações ao nível da eficiência das firmas. Geroski distingue entre a eficiência estática (deslocamentos ao longo da curva de custo médio e deslocação da

* Este artigo baseia-se na minha tese de doutoramento, especialmente nos capítulos 8, 10 e 11.

** Professor de Economia no ISEG.

¹ Este ponto é o resumo, feito por nós, do estudo de P. A. Geroski, «Competition and Innovation» in CEE (ed.) *Studies on the Economics of Integration*, vol. 2, cap. 6. Ao mesmo tempo fizemos a relação com a situação em Portugal.

curva do custo médio em direcção à origem, que pode ser devida à *redução da ineficiência-X*², que provoca um movimento da curva do custo médio actual em direcção à curva de custo médio de longo prazo) e eficiência dinâmica — aumento das actividades de I & D que levam à inovação.

Os dois movimentos — ao longo da curva de custo médio e a deslocação em direcção à origem da própria curva de custo médio — fazem com que o aumento da dimensão do mercado e da concorrência tenham um efeito inequívoco no sentido da diminuição do custo médio dos produtos.

Quanto ao efeito da dimensão do mercado e do aumento da concorrência sobre a eficiência dinâmica os resultados não são tão evidentes: o efeito da concorrência sobre a inovação não é pacífico. Segundo Schumpeter é necessário um certo grau de monopolização para que as firmas desenvolvam actividades de investigação e desenvolvimento, ou seja, são as grandes firmas aquelas que mais inovam. Logo o aumento da concorrência em resultado do mercado único, com a consequente diminuição do poder de monopólio, levaria a uma diminuição da inovação. No entanto, esta posição não é aceite por aqueles que defendem que há dois tipos de efeitos que o poder de monopólio pode ter sobre a inovação: *i) o efeito directo* — o efeito que o poder de monopólio tem na resposta aos rendimentos esperados de qualquer nível de inovação (segundo estes autores o monopolista tenderia a responder mais lentamente que as firmas em concorrência perfeita)³; *ii) o efeito indirecto* — o efeito que o poder de monopólio tem nas expectativas dos rendimentos esperados (efeito positivo que leva o monopolista a aumentar as despesas de inovação mais do que as firmas em concorrência perfeita)⁴. Por outro

lado, as posições de monopólio no mercado resultam muitas vezes de posições de monopólio e liderança ao nível da inovação, ao passo que as firmas concorrentes serão seguidoras (imitarão). Logo o saldo positivo ou negativo dependeria da soma destes dois efeitos: se o efeito directo for negativo (ou seja as firmas monopolistas respondem mais lentamente do que as firmas em concorrência) e o efeito indirecto for positivo, mas menor que o efeito directo, então o impacto do mercado único sobre a inovação seria positivo.

As relações entre a concorrência (monopólio) e a inovação deram lugar aos seguintes argumentos:

— o apoio das autoridades públicas aos «campeões nacionais» — o apoio a um pequeno número de firmas monopolistas nacionais — e que, sendo um argumento schumpeteriano, é hoje defendido por alguns teóricos da política comercial estratégica⁵;

— os críticos da teoria de Schumpeter defendem a adopção de medidas anti-trust para reforçar a concorrência;

— se a teoria de Schumpeter é correcta, então há um *trade-off* entre a eficiência estática (diminuição do custo médio através do aumento da concorrência) e a eficiência dinâmica ligada à actividade das firmas monopolistas.

Estas questões controversas só podem ser respondidas através dos testes empíricos, nomeadamente através de equações que nos relacionem a dimensão da firma e a inovação e que nos relacionem o grau de concorrência e a inovação, ou ainda uma única equação que nos relacione a dimensão do mercado, o grau de concorrência e a inovação. Foi isso que Geroski

² A ineficiência-X reflecte a má afectação dos recursos (subemprego dos factores produtivos) e pode ter como causa um nível fraco de concorrência interna. Em termos geométricos é representada por um ponto interior do conjunto de possibilidades de produção (os pontos de produção eficientes são os pontos situados na fronteira de possibilidades de produção).

³ No entanto, há quem contraponha a este o argumento de a firma monopolista dispor de vantagens ao nível das economias de escala nas actividades de I&D, bem como de vantagens comparativas ao nível do *marketing*, redes de distribuição etc. Ou seja, a firma monopolista teria vantagens materiais ainda que tivesse desvantagens ao nível do comportamento, nomeadamente comportamento burocrático, ineficiência-X, que paralisam a criatividade e dificultam uma resposta directa flexível. Neste caso o poder de mercado daria lugar a um comportamento pouco dinâmico que retardaria o próprio dinamismo da inovação, ao passo que a concorrência e a ameaça de entrada de novas firmas no mercado aumentariam a eficiência e a inovação. Daí o considerar-se o mercado competitivo o mais apto para gerar inovação.

⁴ O monopolista está em melhor posição para levantar barreiras à entrada de novas firmas e captar assim a maior percentagem dos ganhos resultantes da inovação e por isso é mais provável que inove mais que as firmas em concorrência perfeita.

⁵ Seria mais correcto dizer que alguns economistas políticos se servem dos modelos teóricos da política comercial estratégica para defenderem o neoproteccionismo (apoio/protecção a sectores considerados estratégicos).

fez e é isso que iremos fazer, ao nível da indústria transformadora portuguesa, com as alterações nas especificações devidas à restrição da oferta de dados disponíveis.

Relação entre a dimensão da firma e a inovação

Geralmente a *proxy* utilizada para medir a inovação é a intensidade de *inputs* de I&D, medida através das despesas de pessoal de investigação. A questão que se levanta aqui é que, apesar de as pequenas firmas não apresentarem estatisticamente despesas em I&D, isso não implica que as pequenas firmas não façam I&D. Ao nível das patentes, por exemplo, e esta é outra variável que pode ser utilizada como *proxy*, há evidência empírica ao nível da Comunidade da existência das pequenas firmas inovadoras. O mesmo se passa ao nível do desenvolvimento de produtos já existentes: as pequenas firmas incorrem em custos menores por unidade produzida. Ou seja, a *proxy* utilizada condiciona os resultados. Segundo Geroski, a *proxy* que deve ser utilizada (a *proxy* preferível) é a que nos dá «as inovações introduzidas directamente nos produtos» (no sentido de ser uma inovação tecnicamente importante e com sucesso comercial), o que exige o seu registo. Utilizando esta medida, o autor concluiu que:

— quanto muito podemos observar uma relação em forma de *U* entre a dimensão e a inovação, na qual as firmas de pequena dimensão são responsáveis por uma percentagem da inovação superior ao seu peso económico em termos de vendas e volume de emprego. A percentagem de inovação das firmas com menos de 1000 trabalhadores tem vindo a aumentar, passando de 43 % em 1955-1959 para 60 % em 1980-1983;

— não há evidência estatística na Grã-Bretanha de que as grandes firmas sejam mais inovadoras do que as pequenas firmas: a dimensão tem alguma importância, mas não podemos concluir que «big is beautiful»;

— as estatísticas oficiais subestimam as actividades de I&D (medidas em termos de *inputs*).

Relação entre o grau de concorrência e a inovação

O que está em causa é saber se o grau de concentração dos mercados (a estrutura dos mercados) afecta ou não a inovação. Aqui temos de entrar com o efeito directo e indirecto do poder de mercado (monopólio) sobre a inovação. Ou seja, não é suficiente calcular o coeficiente de correlação parcial entre a estrutura de mercado (medida pelos índices de concentração industrial) e qualquer medida (medida de *input* ou medida de *output*) da inovação para podermos concluir pela tese de Schumpeter (correlação positiva) ou pela sua negação (correlação negativa), porque esta correlação não mede os dois efeitos, directo e indirecto, do monopólio sobre a inovação. Assim, devemos utilizar o modelo de regressão múltipla. Por exemplo, a introdução da variável «oportunidade tecnológica» — medida ou por uma variável *dummy* para as indústrias de alta tecnologia, ou pelas *proxies* «intensidade em capital» ou pela taxa de crescimento do produto *per capita* na indústria (Waterson and Lopez, 1983) — faz com que a variável «concentração industrial» não seja estatisticamente diferente de zero na explicação da variação da variável «inovação» (cf., Geroski, *op. cit.*, p. 366). A explicação estaria no facto de as indústrias com «oportunidade tecnológica» terem condições para obterem uma produtividade dos seus factores mais elevada e ao mesmo tempo serem também as indústrias mais concentradas: haveria uma forte correlação entre estas duas variáveis.

O modelo econométrico utilizado foi o seguinte:

$$I_i = A_i + a_1 \log L_i + a_2 M_i + a_3 Z_i + u_i$$

em que a variável I_i designa a inovação, medida através do número de inovações introduzidas na indústria i no período considerado, A é uma constante reflectindo a oportunidade tecnológica, L a margem de lucro (preço-custo) pós-inovação, M designa o grau de monopólio⁶, Z agrupa outros factores que afectam a inovação (crescimento das vendas na indústria, dimensão da

⁶ Para medir a dimensão da rivalidade/concorrência o autor considerou as seguintes variáveis: concentração industrial, a alteração em termos percentuais da concentração da indústria, a intensidade importadora da indústria, a percentagem das vendas das firmas que entraram no mercado e a percentagem das vendas das firmas que abandonaram o mercado e, ainda, o número relativo de firmas que têm menos de 100 trabalhadores.

indústria, medida como o logaritmo do *stock* de capital, o rácio capital/produto da indústria em termos médios, a intensidade exportadora, a taxa de sindicalização), u é a variável residual e $i = 1 \dots n$ designa a indústria. Se $a_1 > 0$ então os rendimentos esperados pós-inovação estimularão a inovação. O efeito directo do poder de monopólio sobre a inovação é dado por a_2 e o efeito indirecto é dado por a_1 vezes o efeito que M tem sobre L (para obter este novo coeficiente é preciso fazer uma nova regressão de M_i , e de outras variáveis explicativas, sobre $\log L_i$).

Se considerarmos as seis variáveis para medir o poder de monopólio e as cinco outras variáveis para exprimir Z , temos o seguinte modelo:

$$I_i = \alpha_0 + \alpha_1 \log L_i + \alpha_2 CON_i + \alpha_3 \Delta CON_i + \alpha_4 IMP_i + \alpha_5 ENT_i + \alpha_6 SAI_i + \alpha_7 PME_i + \alpha_8 VEN_i + \alpha_9 \log K_i + \alpha_{10} (K/Y)_i + \alpha_{11} (X/V)_i + \alpha_{12} SIN_i + u_i$$

em que CON_i = índice de concentração industrial das cinco maiores firmas; ΔCON = variação percentual na concentração industrial ao longo do período; IMP_i = são as importações em percentagem das vendas; ENT_i = quota de mercado das firmas que entraram e no ano de entrada; SAI_i = quota de mercado das firmas que saíram e no ano em que saíram; PME_i = número relativo de firmas na indústria com menos de 100 trabalhadores; VEN_i = variação percentual na produção doméstica durante o período (ou crescimento das vendas da indústria); $\log K_i$ = o logaritmo do *stock* de capital da indústria — dá-nos a dimensão da indústria; K/Y = o rácio capital/produto da indústria em termos médios; X/V = a intensidade exportadora da indústria; SIN_i = a taxa de sindicalização da indústria, medida pela percentagem de trabalhadores coberta pelos acordos colectivos de trabalho.

Se a concorrência tiver um efeito positivo sobre a inovação (ou, o que é o mesmo, se o poder de mercado tiver um efeito directo negativo sobre a inovação), então α_2 , α_3 , α_6 terão sinal negativo e α_4 , α_5 e α_7 terão sinal positivo, o que contrariará a tese de Schumpeter. No caso contrário, haverá evidência estatística da sua verificação.

Os resultados empíricos vieram confirmar que não há um efeito directo do poder de monopólio sobre a inovação, ou melhor, que os efeitos directos do poder de monopólio sobre a inova-

ção são negativos. E esta conclusão resiste mesmo à alteração da especificação do modelo não só na relação funcional entre as variáveis, mas mesmo após a eliminação das variáveis estatisticamente pouco significativas e a utilização de novas *proxies* (cf., Geroski, *op. cit.*, pp. 6.29-6.35). Quanto ao efeito indirecto do monopólio sobre a inovação (ou seja o coeficiente a_1 vezes o coeficiente de regressão da variável M_i (a'_2), que se obtém fazendo a regressão de M_i e outras variáveis explicativas sobre a variável $\log L_i$), concluiu-se que este efeito era positivo mas pouco significativo (ou seja, se uma inovação der origem a lucros potenciais, espera-se que o monopolista se aproprie de uma percentagem maior do que as pequenas firmas ($a'_2 > 0$) e que esta expectativa de lucros maiores ($a_1 > 0$) acabe por ter um efeito positivo sobre a inovação, ainda que pequeno ($a_1 \cdot a'_2 > 0$). Quanto à soma do efeito directo e do efeito indirecto, ou seja, o efeito total do poder de monopólio sobre a inovação, ele é incerto, mas em geral o sinal do efeito total é igual ao sinal do efeito directo (Geroski, *op. cit.*, p. 6.37).

Assim, podemos concluir que não há evidência estatística de que o poder de mercado tenha um efeito positivo sobre a inovação. Pelo contrário, tudo aponta para uma política de aumento da concorrência, baixando a concentração industrial, eliminando as barreiras à entrada de novas firmas e apoiando as PME. Embora baixando as margens de lucro, temos um efeito positivo sobre a inovação. A questão que se põe agora é saber se o aumento da inovação fará os mercados tornarem-se mais competitivos ou se pelo contrário terá um efeito pernicioso no sentido da concentração dos mercados (neste caso é necessário, constantemente, corrigir esta «distorção» provocada pela própria inovação). No caso afirmativo, como explicar esta distorção e como integrá-la na teoria das distorções?

Para medir o efeito da inovação na estrutura de mercado, Geroski utilizou o seguinte modelo dinâmico:

$$\Delta CON_t = b_1 CON_{t-1} + b_2 (K/Y)_t + b_3 \log K_t + b_4 \Delta (K/Y)_t + b_5 \Delta \log K_t + b_6 I_t + u_t$$

O resultado deu que $b_6 < 0$, ou seja, a inovação tem um efeito negativo e estatisticamente significativo sobre a concentração do mercado. Assim,

a concorrência estimula a inovação e esta reforça a concorrência.

Logo o aumento da dimensão do mercado através da *realização do mercado único só terá um efeito positivo sobre a inovação se ao mesmo tempo houver um reforço da concorrência interna*. Neste caso, os ganhos da eficiência estática somar-se-ão aos ganhos da eficiência dinâmica. Os dados forneceram suficiente evidência estatística de que as actividades de inovação não implicam aumento da dimensão da firma nem concentração do mercado, antes pelo contrário. Só nos casos em que as actividades de I&D necessitam de grandes firmas é que o efeito de aumento de concorrência e diminuição do poder de mercado pode ter algum efeito negativo.

É claro que esta conclusão é válida para o conjunto das empresas europeias, onde as PME têm uma dimensão — em número de trabalhadores e volume de vendas — e uma capacidade de inovação superior às PME portuguesas. Em Portugal as empresas com menos de 100 trabalhadores representam na generalidade dos sectores mais de 90% das empresas. Estas empresas ao nível dos países mais desenvolvidos podem ser consideradas microempresas. Como *constataremos pelos estudos empíricos, as PME portuguesas precisam ainda de ganhar dimensão: passar de microempresas a verdadeiras PME europeias*.

Assim, a conclusão de Geroski de que o futuro pertence às PME que saibam inovar não é pacífica em relação a Portugal. Como veremos a seguir, no nosso país — e numa análise ao nível da indústria (três dígitos da CAE) — o peso das PME em termos de capital humano e de inovação tecnológica é diminuto e não aumentou significativamente em resultado da preparação para o mercado único. E no que respeita a uma análise mais detalhada sector a sector, nós comprovámos, na tese, que no sector eléctrico-electrónico «big is beautiful» em termos de inovação tecnológica.

2 — Estimação das equações da inovação tecnológica

De acordo com os dados disponíveis e de acordo com a análise teórica feita anteriormente, especificámos as duas seguintes equações da inovação tecnológica:

$$(1) \quad FT_{it} = a_0 + a_1 ICIS_{it} + a_2 IH_{it} + a_3 (Kf/L)_{it} + a_4 (CH/L)_{it} + a_5 (X/M)_{it} \text{ (ou } X/VBP) + a_6 PME_{it} + a_7 ML_{it}$$

Baseia-se na especificação de Hughes (1986) com a introdução de uma variável que mede a influência do comércio e ou da especialização intra-sectorial e de uma variável que mede a influência das PME, mas aonde faltam, por indisponibilidade de dados estatísticos, as variáveis «percentagem das vendas que cabem às firmas estrangeiras» e IDE. Os dados para os 23 sectores compreendem os anos de 1983, 1985 e 1989.

Para medir os factores tecnológicos (inovação tecnológica) utilizámos primeiro a proxy $L1/L$ (percentagem dos quadros superiores no total do emprego, de acordo com o inquérito aos níveis de qualificação) e depois a variável patentes (PAT).

Como medida do comércio intra-sectorial utilizámos primeiro o índice B de Grubel e Lloyd⁷ e depois o índice eclético de especialização intra-sectorial (R/CA)⁸ e o índice de especialização intra-sectorial R/VBP ⁹. Assim, apesar de a variável explicativa ser $ICIS$ (índice de comércio intra-sectorial), pretendemos medir a influência não só do comércio como da especialização intra-sectorial. Como proxy do índice de concentração (IH) utilizámos duas variáveis: IH_1 definida como «a percentagem das vendas das empresas do escalão superior do sector, conforme foi definido em 1983»¹⁰, e IH_2 como o IH_1 corrigido pelas importações do sector (ou seja, a percentagem das vendas das empresas do escalão superior

⁷ $B_i = [(X_i + M_i) - |X_i - M_i|] / (X_i + M_i)$.

⁸ $R_i = X_i + M_i - |X_i - M_i|$; $CA = P+M-X$ é o consumo aparente, em que P representa a produção, X as exportações e M as importações.

⁹ VBP é o valor bruto da produção.

¹⁰ Em 1983 o escalão superior em termos de volume de vendas era o escalão igual ou superior a 1 milhão de contos. Em 1985 o número de escalões era diferente de 1983 e passámos a ter o escalão de 1 a 5 milhões, de 5 a 10 milhões, etc. Por isso, e atendendo à inflação, para 1985, 1989 e 1989, passámos a considerar as empresas com um volume de vendas superior a 5 milhões de contos.

em relação ao total das vendas e das importações do sector). Como *proxy* da intensidade do capital físico em termos de fluxo *Kf/L* utilizámos o *EBE/L* (excedente bruto de exploração por trabalhador). Como medida do *stock* de capital humano por trabalhador (*CH/L*) utilizámos «a diferença do salário médio da indústria em relação ao salário médio do trabalhador não qualificado, dividindo depois esta diferença pela taxa de desconto do Banco de Portugal em vigor no ano considerado». Para o peso das pequenas e médias empresas (*PME*) temos duas *proxies*: *PME1* = «percentagem de empresas com menos de 100 trabalhadores no total das empresas do sector» e *PME2* = «percentagem do volume de vendas das empresas com volume de vendas inferior a 500 000 contos»¹¹. Para a margem de lucro (*ML*) utilizámos o excedente bruto de exploração relativamente ao *VBP* (*EBE/VBP*).

Devido a não termos valores de algumas variáveis para 1992, considerámos primeiro só os anos de 1983, 1985 e 1989 para os 23 sectores da indústria transformadora.

$$(2) \quad Ft_{it} = c_0 + c_1 Bit + c_2 IHit + c_3 (\Delta IH/IH)_{it} + c_4 PME_{it} + c_4 (X/V)_{it} + c_5 (\Delta V/V)_{it} + c_6 (CH/L)_{it}$$

É a especificação de Geroski (1988) com algumas alterações resultantes da indisponibilidade de dados para algumas variáveis¹².

Não utilizámos agora a *proxy* «patentes» para os factores tecnológicos porque não há dados disponíveis desta variável para 1992. Pela mesma razão não foi possível utilizar as variáveis *ML*, *X/VBP*, *IEE* e *R/VBP*. Como temos duas medidas para *IH*, temos, também, duas medidas para $\Delta IH/IH$.

Esta equação compreende assim 23 sectores com dados para os anos de 1985, 1989 e 1992.

2.1 — Utilizando *L1/L* como *proxy* da inovação tecnológica

Formato painel

1.ª equação (anos de 1983, 1985, 1989)

A equação seleccionada é a seguinte¹³:

$$L1/L = 0.016 - 0.086 ML + 0.012 B + 0.01 Kf/L$$

(4.79)	(4.34)	(3.42)	(6.57)
(0.699)	(0.996)	(0.698)	

¹¹ 500 000 contos é o limite superior do escalão 200 a 499 000 contos. Atendendo à inflação, decidimos considerar para 1985 o escalão 500 a 999 000 contos, ou seja, o volume de vendas das empresas com vendas inferiores a 1 milhão de contos. Logo, os valores desta variável estão sobreavaliados em 1985. Atendendo ainda aos valores da inflação, o valor de 500 000 contos seria em 1989 1 163 000 contos e em 1992 1 600 000 contos. Como o escalão a seguir era o de 1000 a 4999 milhares de contos, decidimos manter o mesmo escalão de 1985 (a diferença para 1000 era menor do que a diferença para 4999). Assim, relativamente a 1983 e 1985 os valores desta variável para 1989 e 1992 estão subavaliados.

¹² Utilizámos, também, a simbologia $\Delta IH/IH$ para designar a variação percentual, em vez de ΔIH .

¹³ Note-se que a selecção feita pelo Stepwise — que não leva em consideração os problemas de multicolinearidade — deu a seguinte equação:

$$L1/L = 0.008 - 0.013 X/VBP + 0.016 X/V - 0.052 ML + 0.031 IH1 - 0.029 IH2 + 0.009 B + 0.008 Kf/L$$

(2.1)	(4.23)	(4.48)	(3.30)	(5.56)	(4.64)	(3.24)	(6.70)
(0.473)	(0.511)	(0.585)	(0.224)	(0.241)	(0.84)	(0.607)	

$R^2 = 0.739$.

$\bar{R}^2 = 0.709$.

$\hat{\sigma} = 0.006$.

F amostral = 24.65.

Pela matriz de correlação verificamos que é elevada a correlação entre *IH1* e *IH2* (-0.857) e entre *X/V* e *X/VBP* (-0.653). No entanto, o maior índice de condição, 17.05, não é muito superior ao limite de 15 a partir do qual há indícios de problemas de multicolinearidade. Mesmo no que respeita à heterocedasticidade o *plot* dos resíduos em relação à variável estimada não dá indícios da sua existência.

A nossa posição, contudo, é que o modelo teórico e as questões teóricas prevalecem sobre este método de selecção de variáveis: quando há duas *proxies* para a mesma variável, elas não devem ser introduzidas simultaneamente, principalmente quando, por definição, uma é obtida como combinação linear da outra. No entanto, há autores que desvalorizam os problemas de multicolinearidade quando os modelos são utilizados para previsão. Note-se a este respeito que os efeitos de *X/VBP* e *X/V* e os de *IH1* e *IH2* praticamente se anulam. Se retirarmos ao modelo acima a variável *X/VBP*, a variável *X/V* tem um coeficiente = +0.006 e as variáveis *IH1* e *IH2* têm coeficientes simétricos, +0.035 e -0.035. Se retirarmos agora *IH2*, a variável *IH1* tem um coeficiente = + 0.008 (denotando que o valor anteriormente mais elevado não era correcto e servia para contrabalançar o efeito negativo de *IH2*), embora só seja significativa para um nível de 5.3%. A troca de *IH1* por *IH2* leva a que esta variável só seja significativa para um nível de 58.8%. Logo a ser introduzida no modelo seria a variável *IH1*. No entanto, a sua inclusão no modelo seleccionado acima, sem a variável *X/V*, só é estatisticamente significativa para um nível de 9.6%.

$$R^2 = 0.470.$$

$$\bar{R}^2 = 0.446.$$

$$\hat{\sigma} = 0.009^{14}.$$

Os primeiros parêntesis são os habituais *t*-rácios e os segundos parêntesis os indicadores de tolerância.

Se considerarmos um nível de significância estatística para cada variável até 7 %, temos a seguinte equação:

$$L1/L = 0.007 + 0.007 X/V - 0.076 ML + 0.008 IH1 \\ (1.52) \quad (1.89) \quad (3.75) \quad (1.97) \\ + 0.014 B + 0.009 Kf/L \\ (3.78) \quad (5.90)$$

$$R^2 = 0.520.$$

$$\bar{R}^2 = 0.482.$$

$$\hat{\sigma} = 0.008.$$

$$F \text{ amostral} = 13.65.$$

$$\text{Maior índice de condição} = 12.275.$$

A variável *X/V* só é significativa para um nível de 6.3 % e a variável *IH1* só é significativa para um nível de 5.3 %.

Refira-se ainda que a inclusão de *PME2* no primeiro modelo seleccionado só é significativa para um nível de 9 % e que o coeficiente desta variável é - 0.008, que a substituição do índice *B* pelo índice *R/VBP* faz baixar o R^2 para 0.401 e que esta variável só é significativa para um nível de 7.4 %.

Como na segunda equação, especificada para os anos de 1985, 1989 e 1992, vai ser seleccionado um modelo com as variáveis *PME2*, *B* e *CH/L*, decidimos aplicá-lo também ao painel que com-

preende os anos de 1983, 1985 e 1989. O resultado foi o seguinte:

$$L1/L = 0.012 - 0.014 PME2 + 0.008 B + 0.004 CH/L \\ (3.79) \quad (2.85) \quad (2.02) \quad (2.97)$$

$$R^2 = 0.354.$$

$$\bar{R}^2 = 0.324.$$

$$\hat{\sigma} = 0.009.$$

$$F \text{ amostral} = 11.82.$$

$$\text{Maior índice de condição} = 5.994.$$

Análise dos resultados¹⁵: i) os resultados apontam no sentido da influência positiva, ainda que diminuta, do comércio intra-sectorial (medido pelo índice *B* de Grubel e Lloyd) sobre a inovação tecnológica, medida pela variável *L1/L* (peso dos quadros superiores no total do emprego); ii) as *PME* não têm qualquer influência sobre a inovação tecnológica, quando medimos o peso das *PME* pela *proxy* *PME1* (percentagem de empresas com menos de 100 trabalhadores). No caso de utilizarmos a *proxy* *PME2* (peso no volume de vendas das empresas que vendem menos de 500 000 contos em 1983 ou 1 milhão de contos em 1985 e 1989), temos que o aumento do peso das *PME* tem um efeito negativo sobre a inovação tecnológica (o que não é surpreendente, atendendo a que a percentagem de quadros superiores nas *PME* é inferior à percentagem verificada nas grandes empresas); iii) a intensidade em capital humano, medida em termos de *stock* de capital humano por trabalhador, tem um efeito positivo sobre a inovação tecnológica — o que é um resultado teoricamente esperado; iv) o aumento da margem de lucro (*ML*), medida pelo excedente bruto de exploração por trabalhador, tem um efeito negativo sobre a inovação tecnológica — o que indicia que os lucros não são

¹⁴ Outros elementos:

As variáveis são globalmente significativas para um nível de significância inferior a 1% (F amostral = 19.23);

Valores próprios (raízes características) da matriz $X'X$: 3.36; 0.442; 0.168; 0.054;

Maior índice de condição = 7.87;

Proporção da variância de cada variável explicativa «explicada» pela componente principal associada ao maior índice de condição: *ML* (84.1%), *B* (11.7%), *Kf/L* (19.6%).

Aviso: as observações 1, 3, 24 e 30 têm grande *leverage*; as observações 28 e 29 são *outliers*.

Heterocedasticidade: fazendo o *plot* dos resíduos em relação a *L1/L* estimado, não há indícios da existência de heterocedasticidade.

¹⁵ As equações foram estimadas utilizando o *package* Systat para Macintosh, que não tem estimadores específicos para *panel data*. Por isso utilizámos na estimação o método dos mínimos quadrados, que só fornece estimativas correctas sob certas hipóteses. Tentámos minimizar esta insuficiência fazendo a estimação *cross-section* e verificando se os sinais dos coeficientes da regressão se alteravam ou não. Só utilizando o TSP, que tem estimadores para *panel data*, poderemos comprovar se os resultados sofrem ou não alterações significativas. Pela análise das estimações *cross-section* é nossa convicção que não haverá alterações significativas nas conclusões.

reinvestidos no sentido de aumentar o peso dos quadros superiores (gestores, investigadores, outros quadros técnicos); v) o aumento da propensão a exportar não influencia a inovação tecnológica; vi) a concentração industrial, seja medida por *IH1* seja medida por *IH2*, não tem uma influência estatisticamente significativa sobre a inovação tecnológica, medida por *L1/L*; vii) os modelos *cross-section* para 1985 e 1989 corroboram, em termos de sinal, as conclusões obtidas com o formato painel.

2.^a equação (anos de 1985, 1989, 1992)

$$L1/L = 0.013 - 0.029 \text{ PME2} + 0.009 \text{ B} + 0.004 \text{ CH/L}$$

(4.76)	(5.87)	(2.52)	(5.81)
	(0.994)	(0.973)	(0.969)

$$R^2 = 0.569.$$

$$\bar{R}^2 = 0.548.$$

$$\hat{\sigma} = 0.008^{16}.$$

Note-se que em relação à equação anterior as variáveis *ML* e *Kf/L* não puderam ser utilizadas porque não há dados para 1992. Logo, ficamos sem saber se estas duas variáveis continuam a ser estatisticamente significativas ou não. Note-se, também, que, quando substituímos *PME2* por *PME1*, esta variável é significativa e tem um coeficiente de -0.108 mas a variável *B* (índice de comércio intra-sectorial) deixa de ser estatisticamente significativa.

Em conclusão: não se alteram significativamente as conclusões a que chegámos na equação anterior. Há, contudo, que reestimar o modelo com as variáveis *ML* e *Kf/L*, logo que haja dados disponíveis para estas variáveis. Adicionalmente há a ressaltar que a concentração industrial, seja medida em termos estáticos seja medida em termos dinâmicos (taxa de crescimento), continua a não ter uma influência estatisticamente significativa sobre a inovação tecnológica, medida por *L1/L*.

Veremos, no ponto 2.2, se estas conclusões se mantêm quando utilizarmos o valor das patentes como *proxy* da inovação tecnológica.

Formato *cross-section*:

Ano de 1985

$$L1/L = -0.007 + 0.008 \text{ Kf/L} + 0.029 \text{ CH/L}$$

(2.096)	(2.89)	(6.03)
	(0.835)	(0.835)

$$R^2 = 0.779.$$

$$\bar{R}^2 = 0.757.$$

$$\hat{\sigma} = 0.006.$$

Heterocedasticidade: fazendo o *plot* dos resíduos em relação à variável estimada, ficámos com dúvidas em relação à heterocedasticidade. Aplicando logaritmos aos dados, obtivemos:

$$\ln(L1/L) = -3.526 + 1.232 \ln(CH/L) + 0.197 \ln(Kf/L)$$

(28.9)	(8.26)	(1.616)
--------	--------	---------

$$R^2 = 0.838.$$

$$\bar{R}^2 = 0.821.$$

$$\hat{\sigma} = 0.376.$$

A variável $\ln(Kf/L)$ só é significativa para um nível de significância de 12.1 %.

Para podermos comparar os sinais dos coeficientes da regressão, decidimos estimar o modelo com as variáveis *ML*, *B* e *Kf/L* e o modelo com as variáveis *PME2*, *B* e *CH/L*, que estimámos no formato painel. Temos assim:

$$L1/L = 0.008 - 0.08 \text{ ML} + 0.022 \text{ B} + 0.016 \text{ Kf/L}$$

(1.363)	(2.54)	(4.25)	(5.52)
	(0.986)	(0.999)	(0.986)

$$R^2 = 0.731.$$

$$\bar{R}^2 = 0.689.$$

$$\hat{\sigma} = 0.007.$$

Logo, esta especificação que é igual à utilizada no formato painel confirma os sinais e a magnitude (com pequenas diferenças) dos coeficientes das variáveis explicativas obtidos com o formato painel.

Quanto à especificação com as variáveis *PME2*, *B* e *CH/L*, verificamos que *B* não é estatística-

¹⁶ Por questão de espaço não voltamos a apresentar os restantes elementos que permitem aferir da qualidade da equação estimada: *F* amostral, maior índice de condição, etc.

mente significativa. O modelo só com as duas restantes variáveis mostra que só CH/L é significativa. Temos assim:

$$L1/L = -0.005 + 0.034 CH/L$$

(1.462) (6.782)

$$R^2 = 0.687.$$

$$\bar{R}^2 = 0.672.$$

$$\hat{\sigma} = 0.007.$$

Heterocedasticidade: fazendo o *plot* dos resíduos em relação à variável estimada, há indícios da existência de heterocedasticidade. Aplicando logaritmos aos dados, temos:

$$\ln(L1/L) = -3.61 + 1.342 \ln(CH/L)$$

(31.5) (9.69)

$$R^2 = 0.817.$$

$$\bar{R}^2 = 0.808.$$

$$\hat{\sigma} = 0.390.$$

Heterocedasticidade: fazendo o *plot* dos resíduos em relação a $\ln(CH/L)$, não há indícios da existência de heterocedasticidade.

Note-se que neste modelo o coeficiente da variável explicativa é uma elasticidade: um aumento de 1 % na intensidade em capital humano, medido em termos de *stock*, provoca um aumento de 1.342 % na intensidade tecnológica, medida por $L1/L$. *Continuam a confirmar-se os resultados obtidos com o formato painel.*

Ano de 1989

$$L1/L = -0.002 + 0.01 CH/L$$

(0.768) (7.46)

$$R^2 = 0.726.$$

$$\bar{R}^2 = 0.713.$$

$$\hat{\sigma} = 0.006.$$

Heterocedasticidade: fazendo o *plot* dos resíduos em relação ao valor estimado, há evidências da existência de heterocedasticidade. Aplicando logaritmos aos dados, temos:

$$\ln(L1/L) = -4.87 + 0.991 \ln(CH/L)$$

(29.2) (4.3)

$$R^2 = 0.469.$$

$$\bar{R}^2 = 0.439.$$

$$\hat{\sigma} = 0.632.$$

Heterocedasticidade: fazendo o *plot* dos resíduos em relação a $\ln(CH/L)$, não há evidências da existência de heterocedasticidade.

Em relação a 1985 verifica-se que diminuiu o valor da elasticidade de $L1/L$ relativamente a CH/L , embora continue positiva.

$$L1/L = 0.02 - 0.109 ML + 0.011 Kf/L$$

(4.28) (3.25) (5.73)

$$R^2 = 0.633.$$

$$\bar{R}^2 = 0.596.$$

$$\hat{\sigma} = 0.007.$$

Heterocedasticidade: fazendo o *plot* dos resíduos em relação ao valor estimado, não há evidências da existência de heterocedasticidade.

Conclusões sobre o ponto 2.1: *i)* não há evidência estatística da influência da concentração industrial (seja medida em termos estáticos, seja medida em termos dinâmicos e qualquer que seja a *proxy* utilizada) sobre a inovação tecnológica, quando esta é medida pelo peso dos quadros superiores em cada indústria ($L1/L$); *ii)* a mesma conclusão se tira em relação ao peso das PME: a haver alguma influência, ela é negativa; *iii)* do mesmo modo não há evidência estatística da influência da propensão a exportar sobre a inovação tecnológica; *iv)* é evidente a influência positiva sobre a inovação tecnológica do *stock* de capital humano por trabalhador (CH/L), da intensidade em capital físico em termos de fluxo, Kf/L (medida pelo excedente bruto de exploração por trabalhador) e do comércio intra-sectorial (medida pelo índice de Grubel e Lloyd); *v)* a margem de lucro (medida pelo excedente bruto de exploração relativamente ao *VBP*) tem uma influência negativa sobre a inovação tecnológica e esta influência negativa aumentou de 1985 para 1989 quando se considera o modelo *cross-section*; *vi)* de 1985 para 1989, também, o comércio intra-sectorial deixou de ter uma influência positiva (deixou de ser estatisticamente significativo) sobre $L1/L$.

Estas conclusões precisam de ser confrontadas com as conclusões que retiramos do ponto a seguir, onde a inovação tecnológica é medida pelo valor das patentes. De qualquer das formas é sempre controversa a forma como se mede a inovação tecnológica. Na nossa opinião as despesas em I&D em percentagem das vendas seria

uma *proxy* mais realista. Só um trabalho de campo ou uma análise a partir de uma amostra significativa de empresas (inquérito) permitirá construir essa *proxy*.

2.2 — Utilizando a variável Patentes como *proxy* da inovação tecnológica

Formato painel:

Anos de 1983, 1985, 1989

$$PAT = 60.70 + 208 CH/L$$

(0.93) (4.1)

$$R^2 = 0.201.$$

$$\bar{R}^2 = 0.189.$$

$$\hat{\sigma} = 365.64.$$

Heterocedasticidade: fazendo o *plot* dos resíduos em relação aos valores estimados para a variável *PAT*, há alguns indícios da existência de heterocedasticidade. Aplicando logaritmos aos dados, temos:

$$\ln PAT = 4.613 + 0.847 \ln CH/L$$

(18.0) (3.371)

$$R^2 = 0.149.$$

$$\bar{R}^2 = 0.135.$$

$$\hat{\sigma} = 1.868.$$

Heterocedasticidade: fazendo o *plot* dos resíduos em relação a $\ln(CH/L)$, não é evidente a existência de heterocedasticidade.

Para podermos fazer comparações com os resultados obtidos no ponto anterior decidimos estimar o modelo com as variáveis *ML*, *B* e *Kf/L* e o modelo com as variáveis *PME2*, *B* e *CH/L*. No primeiro modelo a única variável explicativa estatisticamente significativa é *B* e no segundo é a variável *CH/L*. Assim temos:

$$PAT = 42.36 + 433 B$$

(0.44) (2.61)

$$R^2 = 0.093.$$

$$\bar{R}^2 = 0.079.$$

$$\hat{\sigma} = 389.5.$$

Em conclusão: *i)* relativamente aos modelos seleccionados utilizando a variável *L1/L* como *proxy* da inovação tecnológica, os modelos agora estimados utilizando a variável Patentes como *proxy* têm coeficientes de determinação inferiores (a bondade do ajustamento é inferior); *ii)* as variáveis *CH/L* e *B* continuam a ter um efeito positivo sobre a inovação tecnológica, aproximada pelo valor das patentes em cada indústria; *iii)* as variáveis *ML* e *Kf/L* deixaram de ser estatisticamente significativas quando a inovação tecnológica é medida pelas patentes (*PAT*) e não pelo peso dos quadros superiores (*L1/L*); *iv)* a concentração industrial (medida por qualquer das duas *proxies*), o peso das PME (medido por qualquer das duas *proxies*) e a propensão a exportar (medida por qualquer das duas *proxies*) não são estatisticamente significativas na explicação da inovação tecnológica: esta situação é praticamente idêntica à verificada quando considerámos que a inovação tecnológica era medida por *L1/L*.

Estas conclusões vão, contudo, ser postas em causa — pelo menos em relação à influência do comércio intra-sectorial (medido pelo índice *B*) e da concentração industrial (medida pelo índice *IH1*) sobre a inovação tecnológica — quando fizermos a análise *cross-section*.

Formato *cross-section*

Ano de 1985

$$PAT = -76.18 + 681.79 B$$

$$R^2 = 0.254.$$

$$\bar{R}^2 = 0.218.$$

$$\hat{\sigma} = 351.13.$$

Para comparar com o modelo seleccionado utilizando o formato painel estimámos a equação com *CH/L* como variável explicativa. O resultado foi o seguinte:

$$PAT = -42.80 + 473.29 CH/L$$

$$R^2 = 0.136.$$

$$\bar{R}^2 = 0.094.$$

A variável *CH/L* só é estatisticamente significativa para um nível de 8.4%. Em relação ao resultado anterior mantém-se o sinal do coeficiente e aumenta a sua magnitude.

Ano de 1989

$$PAT = 156.08 - 868.47 IH1 + 348.2 CH/L$$

(0.63)	(2.158)	(3.941)
	(0.943)	(0.943)

$$R^2 = 0.461.$$

$$\bar{R}^2 = 0.407.$$

$$\hat{\sigma} = 405.6.$$

Heterocedasticidade: fazendo o *plot* dos resíduos em relação à variável estimada, há indícios da existência de heterocedasticidade. Aplicando logaritmos aos dados, obtivemos:

$$\ln PAT = 2.927 - 1.634 IH1 + 1.52 \ln(CH/L)$$

(3.95)	(2.027)	(2.248)
--------	---------	---------

$$R^2 = 0.360.$$

$$\bar{R}^2 = 0.324$$

$$\hat{\sigma} = 1.573.$$

Heterocedasticidade: fazendo o *plot* dos resíduos em relação à variável estimada, não há indícios da existência de heterocedasticidade.

A substituição de *IH1* por *IH2* não altera o sinal do coeficiente da variável, mas *IH2* só é estatisticamente significativa para um nível de significância de 18.2 %.

Considerando o modelo com as variáveis *ML*, *B* e *Kf/L*, nenhuma destas variáveis é estatisticamente significativa. Considerando o modelo com as variáveis *PME2*, *B* e *CH/L*, só a variável *CH/L* é estatisticamente significativa.

Conclusão relativamente ao ponto 2.2: *i)* em 1985 o comércio intra-sectorial (medido pelo índice *B* de Grubel e Lloyd) influencia positivamente a inovação tecnológica (medida pelo valor das patentes) mas em 1989 não há evidência estatística da influência do comércio intra-sectorial sobre a inovação tecnológica. Só com os dados sobre a variável Patentes para 1992 é possível verificar se a tendência é duradoura ou se 1989 é uma excepção. Note-se que, quando utilizámos a *proxy L1/L* para a inovação tecnológica, dispúnhamos de dados para 1992 e a estimação, utilizando o formato painel, concluiu pela influência positiva do comércio intra-sectorial sobre a inovação tecnológica. Logo a

balança parece inclinar-se nesse sentido; *ii)* a concentração industrial, medida pela *proxy IH1* (peso percentual das maiores empresas — empresas do escalão superior — nas vendas de cada indústria) ou pela *proxy IH2* (índice *IH1* corrigido pelo peso das importações de cada indústria), não tem uma influência estatisticamente significativa sobre a inovação tecnológica no ano de 1985, mas em 1989 o aumento de *IH1* influencia negativamente o valor da Patentes. No entanto, quando utilizámos a *proxy L1/L* para a inovação tecnológica e em todos os modelos estimados (utilizando o formato painel e o formato *cross-section*), esta influência negativa de *IH1* não foi confirmada; *iii)* reforça-se a conclusão anterior de ausência de influência das PME (qualquer que seja a *proxy* utilizada) sobre a inovação tecnológica, seja esta medida por *L1/L* seja medida pelas patentes; *iv)* a intensidade em capital humano medida em termos de *stock* tem uma influência positiva sobre a inovação tecnológica em 1985 (seja a inovação tecnológica medida por *L1/L* seja medida pela Patentes) e essa influência positiva mantém-se em 1989. No único modelo que utiliza dados de 1992 (modelo com dados de 1985, 1989 e 1992) mantém-se a influência positiva da intensidade em capital humano em termos de *stock*, bem como a influência positiva do comércio intra-sectorial; *v)* quando se utiliza a *proxy L1/L*, é estatisticamente significativa a influência positiva da intensidade em capital físico medida em termos de fluxo (*Kf/L*) sobre a inovação tecnológica tanto em 1985 como em 1989, mas essa influência não é estatisticamente significativa quando utilizamos a variável Patentes como *proxy* da inovação tecnológica.

3 — Evolução do peso das PME nos sectores mais intensivos em capital humano e cálculo do coeficiente de correlação de Spearman entre a intensidade em capital humano e o peso das PME

3.1 — Considerando a homogeneidade do capital humano

Conforme análise já realizada (capítulo 11, ponto 11.1.6 da tese), os oito sectores mais intensivos em capital humano e que ocupam o *ranking* dos cinco primeiros nos anos de 1983, 1985, 1989 e

1992 são: 314 — tabaco; 341 — papel; 351 — produtos químicos industriais; 352 — outros produtos químicos; 353 — refinarias de petróleo; 354 — derivados de petróleo e carvão; 371 — indústrias de ferro e aço; 384 — material de transporte.

Quanto ao peso das PME considerámos as duas *proxies* que já referimos anteriormente: *PME1* (número de empresas com menos de 100 trabalhadores no total do sector) e *PME2* (percentagem das vendas das empresas que vendem menos de 500 000 contos em 1983 — em 1989 e 1992 este escalão passa para 1 milhão de contos).

QUADRO 1

Peso das PME nos oito sectores mais intensivos em capital humano, considerando as duas *proxies* *PME1* e *PME2*, e para os anos de 1983, 1985, 1989 e 1992.

	1983	1985	1989	1992
314 — tabaco:				
<i>PME1</i>	0.0	0.0	0.0	0.0
<i>PME2</i>	0.0	0.0	0.0	0.0
341 — papel:				
<i>PME1</i>	0.925	0.898	0.929	0.931
<i>PME2</i>	0.265	0.047	0.111	0.173
351 — prod. químicos ind.:				
<i>PME1</i>	0.969	0.858	0.910	0.912
<i>PME2</i>	0.176	0.015	0.068	0.088
352 — outros prod. quím.:				
<i>PME1</i>	0.885	0.872	0.910	0.913
<i>PME2</i>	0.503	0.077	0.305	0.212
353 — refinarias de petr.:				
<i>PME1</i>	0.0	0.0	0.0	0.0
<i>PME2</i>	0.0	0.0	0.0	0.0
354 — deriv. do petr. e carv.:				
<i>PME1</i>	0.882	0.857	0.895	0.958
<i>PME2</i>	0.160	0.002	0.086	0.134
371 — Ind. de ferro e aço:				
<i>PME1</i>	0.870	0.863	0.917	0.925
<i>PME2</i>	0.147	0.049	0.120	0.179
384 — Material de transp.:				
<i>PME1</i>	0.848	0.832	0.896	0.900
<i>PME2</i>	0.193	0.036	0.097	0.124

Fonte: MESS, quadros de pessoal, 1983, 1985, 1989 e 1992.

Nos oito sectores mais intensivos em capital humano, à excepção dos sectores fortemente concentrados do tabaco e do papel, o peso das PME é superior a 90 % (quando se considera a definição em termos de número de trabalhadores) e este peso aumentou de 1983 para 1992. Quando se considera a definição de PME em termos de percentagem do volume de vendas (*proxy* *PME2*), verificamos que as PME vendem, nestes oito sectores, uma percentagem inferior a 20 % do total das vendas do sector e que esta percentagem tem vindo a diminuir desde 1983. Ou seja, aumenta o peso das PME em termos do seu número, mas diminui a percentagem das vendas do sector que lhe cabem. No entanto, se considerarmos os dois subperíodos 1983-1985 e 1985-1992, verificamos que *de 1983 para 1985* houve diminuição do peso das PME seja em termos de número (*PME1*) seja em termos de percentagem do volume de vendas (*PME2*), ao passo que *de 1985 para 1992* o processo é inverso: *aumenta o peso das PME tanto em termos de número como em termos de percentagem do volume de vendas do sector, quando consideramos os oito sectores mais intensivos em capital humano.*

No entanto, como iremos ver, as PME destes oito sectores ocupam os últimos lugares no *ranking* do peso das PME na indústria transformadora. Ou seja, *os sectores mais intensivos em capital humano são também os sectores onde o peso das PME é menor quando comparado com os outros sectores.* Mas esta conclusão não é nova para nós: quando analisámos a correlação entre a concentração industrial (*IH1* e *IH2*) e o *stock* de capital humano por trabalhador (*CH/L*), verificámos que a tendência apontava nesta direcção. No entanto, como vimos, também, o que é importante é analisar se a ordenação no *ranking*, em termos de duas variáveis, caminha no mesmo sentido ou em sentido inverso. Por isso, nós a partir do quadro anterior vamos fazer o *ranking* em termos de *PME1* e de *PME2* e depois fazer a correlação ordinal (correlação de Spearman) entre *PME1* e *CH/L* e entre *PME2* e *CH/L* para ver se se confirma ou não a tese de que **«em média e quando se considera o capital humano um factor homogéneo, os sectores em que o peso das PME é menor são também os sectores mais intensivos em capital humano por trabalhador».**

QUADRO 2

Peso das PME (*PME1* e *PME2*) nos sectores mais intensivos em capital humano por trabalhador — peso em termos do lugar que ocupam no *ranking* dos 29 sectores da indústria transformadora — para os anos de 1983, 1985, 1989 e 1992.

	1983	1985	1989	1992
314 — tabaco:				
<i>PME1</i>	28. ^o	28. ^o	28. ^o	28. ^o
<i>PME2</i>	28. ^o	28. ^o	28. ^o	28. ^o
341 — papel:				
<i>PME1</i>	17. ^o	17. ^o	18. ^o	19. ^o
<i>PME2</i>	20. ^o	23. ^o	24. ^o	21. ^o
351 — prod. químicos ind.:				
<i>PME1</i>	7. ^o	23. ^o	23. ^o	24. ^o
<i>PME2</i>	23. ^o	26. ^o	27. ^o	27. ^o
352 — outros prod. quím.:				
<i>PME1</i>	23. ^o	19. ^o	22. ^o	23. ^o
<i>PME2</i>	15. ^o	20. ^o	9. ^o	19. ^o

	1983	1985	1989	1992
353 — refinarias de petr.:				
<i>PME1</i>	28. ^o	28. ^o	28. ^o	28. ^o
<i>PME2</i>	28. ^o	28. ^o	28. ^o	28. ^o
354 — deriv. do petr. e carv.:				
<i>PME1</i>	24. ^o	24. ^o	26. ^o	11. ^o
<i>PME2</i>	24. ^o	27. ^o	26. ^o	23. ^o
371 — Ind. de ferro e aço:				
<i>PME1</i>	25. ^o	21. ^o	21. ^o	21. ^o
<i>PME2</i>	25. ^o	21. ^o	23. ^o	20. ^o
384 — Material de transp.:				
<i>PME1</i>	26. ^o	25. ^o	25. ^o	25. ^o
<i>PME2</i>	22. ^o	24. ^o	25. ^o	24. ^o

Fonte: MESS, quadros de pessoal, 1983, 1985, 1989 e 1992.

É de realçar que, apesar de *PME1* e *PME2* serem definidas de forma completamente diferente o *ranking* obtido através de *PME1* não difere substancialmente do *ranking* obtido através de *PME2*.

QUADRO 3

Cálculo do coeficiente de correlação de Spearman, *Rs*, entre *CH/L* e *PME1* e entre *CH/L* e *PME2*, considerando os anos de 1983, 1989, 1992 e os oito sectores mais intensivos em *CH/L*

	1983	1989	1992	<i>Rs</i>	
				<i>PME1, CH/L</i>	<i>PME2, CH/L</i>
Sector 314 — tabaco:					
<i>PME1</i>	28. ^o	28. ^o	28. ^o		
<i>CH/L</i>	14. ^o	8. ^o	4. ^o		
<i>PME2</i>	28. ^o	28. ^o	28. ^o	0.500	0.500
Sector 341 — papel:					
<i>PME1</i>	17. ^o	18. ^o	19. ^o		
<i>CH/L</i>	6. ^o	4. ^o	6. ^o		
<i>PME2</i>	20. ^o	24. ^o	21. ^o	0.125	— 0.625
Sector 351 — produtos químicos ind.:					
<i>PME1</i>	7. ^o	23. ^o	24. ^o		
<i>CH/L</i>	4. ^o	1. ^o	5. ^o		
<i>PME2</i>	23. ^o	27. ^o	27. ^o	0.500	0.125
Sector 352 — outros produtos químicos:					
<i>PME1</i>	23. ^o	22. ^o	23. ^o		
<i>CH/L</i>	7. ^o	5. ^o	3. ^o		
<i>PME2</i>	15. ^o	9. ^o	19. ^o	0.125	— 0.500
Sector 353 — refinarias de petróleo:					
<i>PME1</i>	28. ^o	28. ^o	28. ^o		
<i>CH/L</i>	1. ^o	3. ^o	2. ^o		
<i>PME2</i>	28. ^o	28. ^o	28. ^o	0.50	0.50
Sector 354 — derivados do petróleo e carvão:					
<i>PME1</i>	24. ^o	26. ^o	11. ^o		
<i>CH/L</i>	2. ^o	2. ^o	1. ^o		
<i>PME2</i>	24. ^o	26. ^o	23. ^o	0.875	0.875

	1983	1989	1992	Rs	
				PME1,CH/L	PME2,CH/L
Sector 371 — indústrias de ferro e aço:					
PME1	25. ^o	21. ^o	21. ^o		
CH/L	5. ^o	27. ^o	8. ^o		
PME2	25. ^o	23. ^o	20. ^o	— 0.866	— 0.50
Sector 384 — material de transporte:					
PME1	26. ^o	25. ^o	25. ^o		
CH/L	3. ^o	7. ^o	7. ^o		
PME2	22. ^o	25. ^o	24. ^o	— 0.722	0.875
Rs (PME1, CH/L)	— 0.149	— 0.137	— 0.018		
Rs (PME2, CH/L)	— 0.244	— 0.327	— 0.256		

Análise do quadro:

Comparando com os valores encontrados para *Rs* quando considerámos a correlação entre a intensidade em capital humano (*CH/L*) e os índices de concentração (*IH1* e *IH2*)¹⁷, verificamos o seguinte:

— a análise em coluna — cálculo da correlação para o conjunto dos oito sectores em cada ano — reforça a **tese** de que em Portugal há uma relação inversa entre a intensidade em capital humano por trabalhador e o peso das PME, quando se consideram os sectores mais intensivos em capital humano e se considera este um factor homogéneo. Ou seja, a análise feita agora pelo lado do peso das PME em cada sector viria dissipar as dúvidas que a análise pelo lado da concentração industrial tinha levantado: como vimos anteriormente, com outra metodologia (e outras variáveis), ainda que os resultados apontassem neste sentido, havia resultados contraditórios quando se utilizava *IH1* ou *IH2*. Agora, quer a utilização de *PME1* quer a utilização de *PME2* dão o mesmo resultado. No entanto, esta análise para o conjunto dos oito sectores não é confirmada quando se faz a análise sector a sector, ou seja, a análise em linha;

— a análise em linha, continuando a pecar pela insuficiência do número de observações (só três anos), dá-nos resultados contraditórios. Assim,

descontando os sectores 314 — tabaco e 353 — refinarias de petróleo, sectores oligopolizados¹⁸, temos um sector, o das indústrias de ferro e aço, em que inequivocamente temos uma correlação negativa entre o peso das PME (utilizando quer *PME1*, quer *PME2*) e o *stock* de capital humano por trabalhador e dois sectores onde essa correlação é positiva (o sector 351 — produtos químicos industriais e o sector 354 — derivados do petróleo e carvão). Os outros sectores têm sinais diferentes para a correlação quando se utiliza *PME1* ou *PME2*;

— em termos de períodos verificamos que há uma diminuição, em módulo, da correlação negativa entre a intensidade em capital humano e o peso das PME, quando se utiliza a variável *PME1*, ou seja, há indícios de que a adesão à CEE e a preparação para o mercado único teriam melhorado a posição das PME em termos de capital humano. No entanto, esta conclusão não é confirmada quando utilizamos a variável *PME2*: com esta variável verificamos que a correlação negativa teria aumentado de 1983 para 1989 e diminuído de 1989 para 1992.

Em síntese, podemos concluir que nas indústrias intensivas em capital humano (considerado um factor homogéneo) as PME ocupam uma posição secundária (ocupam, em geral, lugares no *ranking* situados para lá do 20.^o), quer utilizemos a definição pelo número de trabalhadores (variável *PME1*) quer utilizemos a definição pela

¹⁷V. o artigo «A evolução da concentração industrial em Portugal para o período 1980-1992 e as suas determinantes», *Estudos de Gestão*, vol. II, n.º 3, 1995.

¹⁸Daí as variáveis *PME1* e *PME2* ocuparem sempre as últimas posições e não se justificar o cálculo do coeficiente de correlação. O cálculo dos coeficientes para estes dois sectores foi mantido por questões metodológicas: possibilitar o confronto com as conclusões obtidas com estes mesmos sectores quando se utilizou os índices de concentração industrial em vez do peso das PME.

tagem do volume de vendas (variável *PME2*). Quanto à evolução da correlação entre intensidade em capital humano e peso das *PME*, não há evidência estatística inequívoca de que a adesão à CEE e a preparação para o mercado único tenham alterado significativamente a situação, embora a partir de 1989 (preparação para o mercado único) haja uma diminuição do valor absoluto do coeficiente de correlação, seja utilizando *PME1* seja utilizando *PME2*. Ou seja, a preparação para o mercado único terá melhorado, ainda que ligeiramente, a posição das *PME* em termos de «stock» de capital humano por tra-

balhador, quando se considera o «stock» de capital humano um factor homogéneo¹⁹.

3.2 — Considerando a não homogeneidade do capital humano

Vamos agora fazer o mesmo tipo de comparação que fizemos no ponto anterior, mas utilizando a hipótese de o *stock* de capital humano ser um factor heterogéneo e analisando só o primeiro nível desse capital humano (o nível que corresponde aos quadros superiores)²⁰.

QUADRO 4

Cálculo do coeficiente de correlação de Spearman, *R_s*, entre *CH/L* e *PME1* e entre *CH/L* e *PME2*, considerando os anos de 1983, 1989, 1992 e os nove sectores mais intensivos em *CH/L*

	1983	1989	1992	<i>R_s</i>	
				<i>PME1,CH/L</i>	<i>PME2,CH/L</i>
Sector 314 — tabaco:					
<i>PME1</i>	28. ^o	28. ^o	28. ^o		
<i>CH/L</i>	1. ^o	1. ^o	1. ^o		
<i>PME2</i>	28. ^o	28. ^o	28. ^o	1.00	1.00
Sector 351 — produtos químicos ind.:					
<i>PME1</i>	7. ^o	23. ^o	24. ^o		
<i>CH/L</i>	10. ^o	5. ^o	7. ^o		
<i>PME2</i>	23. ^o	27. ^o	27. ^o	— 0.50	0.625
Sector 352 — outros produtos químicos:					
<i>PME1</i>	23. ^o	22. ^o	23. ^o		
<i>CH/L</i>	5. ^o	6. ^o	3. ^o		
<i>PME2</i>	15. ^o	9. ^o	19. ^o	— 0.625	1.00
Sector 353 — refinarias de petróleo:					
<i>PME1</i>	28. ^o	28. ^o	28. ^o		
<i>CH/L</i>	4. ^o	4. ^o	2. ^o		
<i>PME2</i>	28. ^o	28. ^o	28. ^o	0.625	0.625
Sector 354 — derivados do pet. e carvão:					
<i>PME1</i>	24. ^o	26. ^o	11. ^o		
<i>CH/L</i>	7. ^o	19. ^o	4. ^o		
<i>PME2</i>	24. ^o	26. ^o	23. ^o	1.00	1.00
Sector 355 — indústria da borracha:					
<i>PME1</i>	13. ^o	14. ^o	17. ^o		
<i>CH/L</i>	12. ^o	2. ^o	18. ^o		
<i>PME2</i>	26. ^o	7. ^o	4. ^o	0.50	— 0.50

¹⁹ Há que, contudo, fazer a ressalva de não sabermos o que teria sucedido na ausência da nossa adesão. Ou seja, neste tipo de análise estamos sempre a atribuir à adesão à CEE e à preparação para o mercado único as alterações que os dados demonstram. Uma análise complementar desta que efectuamos recorre aos dados do comércio externo, à teoria da integração e seus instrumentos, nomeadamente o cálculo da criação e desvio de comércio. Sobre esta matéria v. P. Robson (1985) e H. Faustino (1994), capítulo 3.

²⁰ Nos quatro anos em análise na tese (1983, 1985, 1989, 1992) temos nove sectores que ocuparam os cinco primeiros lugares do *ranking*. Apesar de agora só considerarmos os anos de 1983, 1989 e 1992, mantivemos o mesmo conjunto de sectores tal como fizemos em relação a *CH/L*.

	1983	1989	1992	Rs	
				PME1,CH/L	PME2,CH/L
Sector 371 — indústria de ferro e aço:					
PME1	25. ^o	21. ^o	21. ^o		
CH/L	5. ^o	27. ^o	8. ^o		
PME2	25. ^o	23. ^o	20. ^o	- 0.86	- 0.50
Sector 383 — máquinas eléctricas:					
PME1	20. ^o	19. ^o	22. ^o		
CH/L	2. ^o	3. ^o	6. ^o		
PME2	21. ^o	21. ^o	26. ^o	0.50	0.866
Sector 384 — material de transporte:					
PME1	26. ^o	25. ^o	25. ^o		
CH/L	3. ^o	7. ^o	7. ^o		
PME2	22. ^o	25. ^o	24. ^o	- 0.866	1.00
Rs (PME1, CH/L)	- 0.657	- 0.004	- 0.621		
Rs (PME2, CH/L)	- 0.013	- 0.087	- 0.571		

Análise do quadro:

Quando se considera a não homogeneidade do «stock» de capital humano, os resultados são mais evidentes tal como se tinha verificado quando tínhamos calculado a correlação entre IH1(ou IH2) e CH1/L. Os resultados apontam para uma maior evidência da correlação negativa entre o peso das PME e a intensidade em capital humano no seu primeiro, e mais importante, nível de qualificação. Contrariando esta tendência geral, temos os sectores 354 — derivados do petróleo e carvão (que já apresentava a mesma correlação positiva, quando considerámos a homogeneidade do capital humano) e o sector 383 — máquinas eléctricas (que apresenta um resultado condizente com o resultado obtido quando considerámos as variáveis IH1 e IH2). Os sectores 355 — borracha e 384 — material de transporte apresentam resultados contraditórios quando se utiliza PME1 ou PME2. Note-se que, quando fizemos a análise utilizando os índices de concentração industrial, também o sector 384 apresentou resultados contraditórios, ao passo que o sector 385 — aparelhos de medida apresentou sempre uma correlação positiva entre concentração industrial e capital humano por trabalhador (no seu primeiro nível) ²¹;

Quanto à análise por períodos, verificamos que a correlação entre CH1/L e PME1 dá, em termos

de valor absoluto do coeficiente, resultados contraditórios da correlação entre CH1/L e PME2: o valor absoluto do coeficiente entre CH1/L e PME1 diminui de 1983 para 1989 e aumenta de 1989 para 1992, verificando-se uma evolução diferente quando se considera a correlação entre CH1/L e PME2: há de uma forma constante um aumento da correlação negativa, em termos absolutos. Mas há novamente, e à semelhança do que sucedeu quando considerámos a homogeneidade do capital humano, uma evolução semelhante dos coeficientes a partir de 1989: seja utilizando PME1 seja utilizando PME2, há um aumento, em valor absoluto, do coeficiente de correlação negativa. Ou seja, o peso das PME em termos de intensidade em capital humano diminuiu de 1989 para 1992. Ou, dito de outra forma, a preparação para o mercado único teria reforçado o peso das grandes empresas em termos de «stock» de capital humano por trabalhador no seu primeiro nível de qualificação.

4 — Principais conclusões

- i) Não há evidência estatística da influência da concentração industrial sobre a inovação tecnológica, quando esta é medida pelo peso dos quadros superiores em cada indústria (L1/L);
- ii) quando se utiliza o valor das patentes como proxy da inovação tecnológica, a concentração

²¹ V. H. Faustino (1995).

industrial (medida quer pelo índice *IH1* quer pelo índice *IH2*) continua, para o ano de 1985, a não ter uma influência estatisticamente significativa sobre a inovação tecnológica. No entanto, no modelo estimado para 1989 a concentração industrial medida pelo índice *IH1* tem um efeito negativo sobre a inovação tecnológica, ao passo que *IH2* (índice de concentração industrial corrigido pelo efeito competitivo das importações) não se revela estatisticamente significativo; *iii*) quanto à influência das PME, constata-se que não há um efeito estatisticamente significativo do peso das PME sobre a inovação tecnológica qualquer que seja a *proxy* utilizada; *iv*) quanto à relação entre inovação tecnológica e comércio intra-sectorial, temos que em 1985 há uma influência positiva do aumento do comércio intra-sectorial sobre a inovação tecnológica (medida por *L1/L*

ou pelas patentes), mas em 1989 esta influência deixou de ser estatisticamente significativa; *v*) quanto à relação entre as PME e a intensidade em capital humano (que nos dá também uma ideia da capacidade de inovar destas empresas), e considerando que o capital humano é um factor heterogéneo com vários níveis de qualificação, os resultados apontam para uma maior evidência da correlação negativa entre o peso das PME e a intensidade em capital humano no seu primeiro, e mais importante, nível de qualificação. Concluimos, também, que o peso das PME em termos de intensidade em capital humano diminuiu de 1989 para 1992. Ou, dito de outra forma, a preparação para o mercado único teria reforçado o peso das grandes empresas em termos de *stock* de capital humano por trabalhador no seu primeiro nível de qualificação.

Bibliografia

- CCE (1988) *Studies on the Economics of Integration*, p. 652.
- FAUSTINO, H. (1994) — *Os Efeitos da Adesão À CEE e da Preparação para o Mercado Único sobre o Ajustamento Estrutural da Economia Portuguesa: Padrão de Especialização e de Comércio. Uma Análise ao Nível da Indústria Transformadora em Geral e das Indústrias de Material Eléctrico e Electrónico em particular para o Período 1980-1992*, tese de doutoramento, ISEG/UTL, p. 855.
- FAUSTINO, H. (1995) — «A concentração industrial em Portugal no período 1982-1992 e as suas determinantes», *Estudos de Gestão*, vol. II, n.º 3, pp. 13-43.
- GEROSKI, P. (1988) — «Competition and Innovation», in CCE (ed), pp. 339-388.
- HUGHES, Kirsty (1986) — *Exports and Technology*, Cambridge University Press, Londres, p. 214.
- ROBSON, Peter (1985) — *Teoria Económica da Integração Internacional*, Coimbra Editora, p. 336.