

“Cicle econòmic en la manufactura catalana (1983-1995): convergència microeconòmica amb Europa i influència de la política monetària en el marge empresarial a partir de la base de dades comunitària B.A.C.H.”

Ramon Tremosa i Balcells

Tesi Doctoral

**Departament de Teoria Econòmica
Universitat de Barcelona**

Capítol tercer

Influència macroeconòmica en els
estats financers agregats de la
manufactura europea a partir de la
base de dades comunitària
B.A.C.H.(1983-1995).



3.1.- PLANTEJAMENT DE L'ESTUDI

3.1.1.- El model teòric

Els models keynesians explicaven l'aparició del cicle econòmic per l'existència de desequilibris entre l'oferta i la demanda agregades: aquests desequilibris ocasionaven xocs en la producció a partir de les inversions en nova capacitat, en el què es coneix com a model de l'accelerador. Si s'assumeix que la inversió corrent és igual a la diferència entre el nivell desitjat de l'estoc de capital en un període i el període anterior ($I_t = K_t - K_{t-1}$), i a partir de la constància suposada per a la relació capital/producte ($K/Y = \beta$), s'obté que el nivell d'inversió corrent queda relacionat amb els canvis en el nivell de producció: $I_t = \beta(Y_t - Y_{t-1})$. D'aquest principi es desprèn, per tant, que el capital que necessita una economia depèn del nivell de producció (la inversió neta només es produirà quan la producció estigui augmentant).

Les teories de Kaldor i Samuelson es fonamentaven en el model de l'oscil·lador, un pur model de cicles on el component de creixement no hi era considerat. Aquest model fou millorat per Domar (1947) i Hicks (1950), el qual va introduir una tendència lineal al model en qüestió. De tota manera, però, el primer model de creixement cíclic va ser el formulat per Goodwin (1967), en el qual les fluctuacions econòmiques venien determinades per les conseqüències deterministes del procés de creixement (especialment per les variacions dels beneficis i dels salaris). Més endavant, i arran de la teoria dels cicles reals, l'estudi dels cicles i del creixement es va contemplar com un

fenomen únic, retornant així al concepte schumpeterià de cicle. Actualment hi ha dos grans grups de teories sobre el cicle econòmic: les basades en models deterministes i les basades en l'existència de xocs estocàstics (Kydland i Prescott, 1982; Long i Plosser, 1983 i Lucas 1987).

En aquest capítol s'ha treballat amb models deterministes, en tant que l'objectiu és el d'explicar d'una forma senzilla les relacions de conducta que expliquen les fluctuacions econòmiques. Així, i atès el caràcter endogen dels cicles econòmics, es pretén esbrinar quins poden ser els determinants de la rendibilitat obtinguda en la indústria manufacturera.

L'anàlisi realitzada parteix d'un senzill model, a partir d'algunes de les aportacions realitzades per Hakura (1998) i Van Ees et al. (1997), que s'havien inspirat al seu torn en Sherman (1991) i Hall (1990). Així, la funció de producció per a la indústria manufacturera seria la següent:

$$X_t = X(K_t, L_t, M_t)$$

en la qual X_t representa la producció manufacturera en el període t , K_t l'estoc de capital, L_t la quantitat de factor treball i M_t el volum de matèries primeres fetes servir en el procés productiu (tots tres factors de producció també estan referits al mateix període t).

D'aquesta manera, i d'acord amb les formulacions presentades en el capítol anterior, la rendibilitat de la indústria manufacturera prendria aquesta primera aproximació:

$$R_t = (X_t - w_t L_t - r_t K_t - m_t M_t)$$

D'altra banda, també s'ha incorporat al model el tipus d'interès a partir d'una funció d'inversió (la qual en depèn). De fet, són abundants en la literatura econòmica els treballs que intenten de relacionar la rendibilitat i la inversió (vegeu, per exemple, Raymond, 1995). Si bé les correlacions entre sèries de rendibilitat i d'inversió acostumen de presentar valors bastant elevats, aquest fet no implica necessàriament que es produeixi entre elles una relació de causalitat (de la mateixa manera que tampoc no es podria determinar, d'una forma precisa, la direcció de la mateixa).

De tota manera, i encara que es reconegui en molts casos que les expectatives empresarials són el fonament últim que motiva tota nova inversió, se sol establir que els beneficis passats expliquin la inversió duta a terme en períodes posteriors. Així, J.L. Raymond (1995) determina que els valors desfassats de l'excedent són útils per a explicar la inversió present, mentre que no existiria evidència de causalitat en sentit invers. Val a dir, per tant, que la rendibilitat seria també contemplada en el model com una forma de finançament de la inversió: aquesta possibilitat es fonamenta en què el finançament propi és un substitutiu del finançament extern (si bé la sensibilitat de la

inversió als beneficis podria ser diferent en funció del període en què es trobi l'activitat econòmica).

Darrerament, i atès que les empreses manufactureres venen una part de la seva producció a l'exterior (així com també importen una part de les matèries primeres que fan servir en els seus processos productius) s'han considerat en el model les expressions següents:

$$P_X = EP^* \quad i \quad m_t = Em_t^*$$

que expliciten el paper del tipus de canvi, E , a l'hora de relacionar els preus dels outputs d'un país (P_X) amb respecte dels preus dels altres països (P^*); altrament, E també facilitaria la relació entre els preus de les matèries primeres d'un país en el període t (m_t) amb els mateixos preus i el mateix període d'un altre país (m_t^*).

La seqüència que desencadena la variacions del tipus de canvi estableix que una apreciació de la pròpia moneda origina una pèrdua de competitivitat: es desincentiva la producció (que és substituïda per producció exterior) i la demanda, així com també l'efecte "encariment dels preus interiors" que ocasiona l'apreciació en els mercats globals pot provocar una reducció dels salaris reals del país en qüestió. El resultat implicaria una reducció de la rendibilitat de la manufactura.

Altrament, en el cas d'una depreciació del tipus de canvi, es produiria un guany de competitivitat: s'estimularien la producció i la demanda, així com també l'efecte "abaratiment dels preus interiors" que ocasiona la depreciació en el mercats globals pot provocar un augment dels salaris reals del país en qüestió. El resultat de tot plegat implicaria un augment de la rendibilitat de la manufactura. Val a dir que aquest "efecte preus" implicaria considerar aquesta variable com un altre dels determinants de la rendibilitat.

Així doncs, l'aproximació que s'ha fet servir per a l'estimació de la rendibilitat és la següent:

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 P_t + \beta_3 M_t + \beta_4 I_t + \beta_5 E_t$$

Expressió en la qual X_t representa la producció en el període t , P_t el nivell de preus industrials (preus dels outputs), M_t els preus de les matèries primeres, I_t el tipus d'interès i E_t el tipus de canvi. D'aquesta manera, si totes les variables són significatives, el model a especificar és aquest. Cal recordar, segons s'ha comentat abastament en el capítol primer d'aquest treball, que semblen clars els signes positius de les variacions de la rendibilitat amb respecte de la producció i el tipus de canvi, així com també el signe negatiu de la variació de la rendibilitat amb respecte del tipus d'interès. Pel que fa a les altres dues relacions, en canvi, en el cas de que la variació de la rendibilitat amb respecte dels preus (tant de la producció com de les matèries

primeres) sigui positiva, la intensitat d'aquesta relació seria molt més feble que en els casos anteriors.

Podem expressar, per tant, la notació de les variables endògena i exògenes, així com també la dels països amb què s'ha treballat, que és la que tot seguit s'expressa:

R, rendibilitat	C, Catalunya
Q, producció industrial	E, resta d'Espanya
P, preus industrials (outputs)	A, Alemanya
M, preus matèries primeres (inputs)	F, França
I, tipus d'interès	I, Itàlia
E, tipus de canvi	

Així doncs, en la relació esmentada R representa la rendibilitat, que ha estat expressada en funció de les variables descrites tot seguit: la producció industrial, els preus industrials, els preus de les matèries primeres, el tipus d'interès i el tipus de canvi. En aquest capítol es pretén de veure, per tant, si és possible d'explicar i de quantificar la influència que sobre la rendibilitat de l'actiu net de l'explotació hagin pogut tenir les evolucions de les variables de l'àmbit macroeconòmic descrites, i això per als cinc països considerats.

S'ha pretès dur a terme una anàlisi que ens permeti de comparar els diferents efectes d'aquestes variables entre els diferents països considerats. En aquest sentit,

disposem d'informació relativa a la rendibilitat de l'actiu net de l'explotació per a les manufactures de Catalunya, de la resta d'Espanya, d'Alemanya, de França i d'Itàlia, atès que aquests són els països que constitueixen el principal mercat dels productes industrials catalans.

En aquests sentit, no ha estat possible d'incorporar la informació de la manufactura britànica, per tal com el Banc d'Anglaterra encara no col·labora amb el Projecte B.A.C.H., el qual homologa els estats financers agregats de les empreses de cadascun dels països i així poder fer-ne comparacions. En darrer terme, i tal com s'ha descrit en el capítol 2, el programa B.A.C.H. no disposa d'informació per a determinats països comunitaris (Portugal o Grècia), o bé aquesta informació és disponible a partir d'una determinada data (per exemple, Bèlgica a partir de 1989), o bé no s'hi ha considerat països com Holanda (que presenta uns estats comptables agregats extremadament allunyats dels altres països europeus: l'autofinanciació, per exemple, de l'empresa holandesa és el doble que la dels altres països).

3.2.- FONTS ESTADÍSTIQUES I DEFINICIONS DE LES VARIABLES

La variable dependent dels models a especificar serà en cada cas la rendibilitat de l'actiu net de l'explotació, abastament descrita i analitzada en el capítol segon. D'ella se'n disposa d'informació per a tots els països abans relacionats, i entre els anys 1983 i

1995; a hores d'ara, no es disposa encara d'informació al voltant de l'any 1996, per bé que ben aviat se'n podrà disposar.

Pel que fa a les variables independents, tant per a la producció industrial com per als preus industrials s'han elaborat uns índexs a partir de les taxes de creixement que subministra la sèrie "Historical Statistics" de l'O.C.D.E., atès que aquesta és la forma en què hi són expressades les dues variables. Per a la manufactura catalana les dades s'han obtingut a partir de l'Anuari Estadístic de Catalunya (que publica anualment l'Institut d'Estadística de Catalunya), així com també dels Informes anuals de la indústria a Catalunya (que publica la Conselleria d'Indústria de la Generalitat). Els dos índexs construïts prenen el valor 100 en el primer any de la mostra, és a dir, l'any 1983. Cal esmentar expressament que aquest índex de preus industrials es refereix als preus de la producció manufacturera (o output), atès que també s'han incorporat a l'estudi els preus de les matèries primeres industrials no energètiques (o inputs).

L'índex de preus de les matèries primeres, en canvi, és el que elabora la revista "The Economist", i en concret es tracta de l'índex de preus de les matèries primeres industrials no energètiques. Aquest és un índex de preus referit al mercat mundial (en tant que recull productes que són homogenis a escala planetària), per la qual cosa aquest índex pren el mateix valor per a tots els països aquí considerats. L'any base (any en què pren el valor 100) és l'any 1990 i, bàsicament, l'índex recull preus de matèries primeres tant d'origen vegetal com d'origen mineral: són els inputs necessaris per als diversos sectors que componen la indústria manufacturera.

Pel que fa al tipus d'interès, s'ha considerat per a cada país una mitjana anual dels diferents tipus d'intervenció que fixen els respectius Bancs Centrals en les seves reunions periòdiques amb les respectives entitats financeres. En tant que un dels objectius d'aquest treball és el d'avaluar l'impacte de la política monetària, s'ha escollit el principal instrument de que disposa el banc emissor d'un país: el preu del diner més important dels molts que existeixen, al voltant del qual pivoten i oscil·len tots els altres preus del diner d'una economia. Així, per exemple, en el cas de l'estat espanyol s'hi ha considerat precisament una mitjana anual de les mitjanes mensuals de les subhastes desenals del Banc d'Espanya.

Darrerament, i pel que fa al tipus de canvi, s'ha pres com a moneda de referència per a les diferents divises europees el dòlar nord-americà. Així, doncs, els tipus de canvi de les monedes dels països considerats s'han expressat com les mitjanes anuals de les mateixes (i referides al dòlar USA), essent subministrades anualment per la publicació "Historical Statistics" de l'O.C.D.E.

3.3.- TRANSFORMACIÓ ADIENT DE LES VARIABLES

Moltes de les sèries econòmiques presenten tendències creixents en el decurs del temps. Abans d'especificar els respectius models, i després d'analitzar les diferents variables exògenes, s'ha constatat que tant la rendibilitat com la producció, els preus

industrials i els preus de les matèries primeres presenten una clara tendència creixent, per la qual s'ha procedit a diferenciar-les una vegada.

Per tant, doncs, d'ara endavant parlarem de les variacions en la rendibilitat i en els índexs de la producció, dels preus industrials i dels preus de les matèries primeres, mentre que tant el tipus d'interès com el tipus de canvi se seguiran expressant en nivells: aquestes dues darreres variables fluctuen en el temps, no presenten cap mena de tendència i no cal que es procedeixi a diferenciar-les. Així doncs, l'expressió tant de la variable endògena (rendibilitat) com de les tres primeres variables exògenes esmentades (producció, preus industrials i preus de les matèries primeres) s'ha dut a terme en funció de la següent expressió:

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$$

en la qual el símbol Δ expressa la primera diferència de cadascuna de les variables considerades, expressades genèricament pel terme X_t , (essent equivalent aquesta expressió a la diferència entre el valor de la variable en el període t i el valor de la mateixa en el període anterior, $t-1$).

D'altra banda, no s'aprecien en aquestes sèries símptomes de tendència en variància: el període mostral de que disposem és petit i la variància no té prou temps com per manifestar-se gaire. A més a més, i per tal com en l'any 1993 la rendibilitat de les manufactures catalana i de la resta de l'estat són negatives no es poden aplicar a

aquestes sèries temporals transformacions logarítmiques (cal tenir present que aquesta magnitud flux, la rendibilitat, sempre ha estat expressada en termes de l'actiu net de l'explotació, que pot ser considerat també com un flux anual; i si en un any la rendibilitat és negativa el quocient entre la rendibilitat i l'actiu que l'ha generat és també negatiu).

Havent estudiat, doncs, quina era la millor manera de treballar amb les dades de què disposem, s'arriba a la conclusió que el millor model és aquell que expressa totes les variables en diferències (inclosa la variable endògena), llevat del tipus d'interès i del tipus de canvi. Així doncs, l'expressió formulada a l'inici d'aquest tercer capítol, i que serveix de fonament per a les estimacions que es pretenen realitzar, és re-expressada tot seguit de la següent manera:

$$\Delta R = f(\Delta Q, \Delta P, \Delta M, I, E)$$

3.4.- METODOLOGIA

Per bé que disposem d'informació per a un període curt de temps (1983-1995), la disponibilitat de les dades per a cinc països (considerant-hi Catalunya com a tal, en tant que disposem d'una sèrie referida a la seva manufactura) ens permet de superar l'escassetat de la mostra. Així doncs, en el treball empíric s'ha treballat amb una conjunt de dades ("pool of data") de 60 observacions, la qual cosa ens permet d'aplicar-hi les

tècniques de dades de panel ("panel data techniques"). Els treballs econòmics que han fet servir aquest tipus de tècniques han estat àmpliament tractats en els darrers anys. Així, podem esmentar entre d'altres els treballs de Cheng Hsiao (1989), Hartok (1990), Baltagi (1995) i Engel (1996).

Les dades de panel són mostres formades per observacions recollides a m agents econòmics (en aquest cas 5 països) en el decurs de T instants de temps (en aquest cas 13 anys, de 1983 a 1995). Aquestes tècniques presenten l'avantatge de poder considerar en les regressions econòmiques un component específic individual per a cada país ("individual specific component"), mitjançant el qual es poden controlar les característiques inobservables de cada país analitzat. Així doncs, cadascun d'aquests països pot ser tractat en el conjunt de la regressió en funció de les seves pròpies peculiaritats (en aquest cas, de caire institucional i socio-econòmic, per tal com disposem dels estats financers agregats de la indústria manufacturera que subministra cadascun dels Bancs Centrals).

Tot i que hi ha diverses possibilitats o mètodes d'estimació proporcionades per la teoria de les dades de panel, sovint se sol considerar un model d'efectes fixos ("fixed effects model"), mitjançant el qual és possible d'introduir en el model diferències entre països i exercicis a través de diferències en el terme independent i en els paràmetres de les variables exògenes per mitjà de variables "dummies": aquestes cal que siguin, així, referides als diversos països considerats.

Per tant, doncs, l'interès fonamental del treball amb les dades de panel rau en que és possible de contrastar diferents hipòtesis d'homogeneïtat estructural entre els diversos països (submostres) que integren la mostra donada. Aquesta possibilitat es concreta per mitjà de la contrastació de la igualtat dels diferents paràmetres estimats per a cada país.

En aquest treball s'ha suposat que tant el terme independent com els paràmetres de les diverses variables (pendents) poden variar d'un país (submostra) a un altre. Ens interessa de veure les diferències entre les constants i els paràmetres de les variables exògenes, per tal de poder comprovar la diferent influència de les diverses variables considerades entre els distints països.

Així doncs, s'ha procedit a especificar el model amb variables fictícies multiplicatives següent: el nombre total de paràmetres a estimar serà de $m \times (k+1)$, atès que disposem de cinc països i cinc variables exògenes, més un terme independent per a cadascun d'ells (és a dir, $5 \times (5+1) = 30$). El número de períodes de temps és de $t=12$, per tal com les variables que s'expressen en diferències perden una observació, essent el número total de les mateixes $m \times t = 5 \times 12 = 60$.

Les peculiaritats del model de dades de panel fan que calgui l'establiment de la següent notació: cada observació de la variable endògena del model serà anomenada ΔR_{it} ; és a dir, com a l'increment de la rendibilitat de l'actiu net de l'explotació del país i en el període de temps t .

Les variables exògenes són: ΔQ_{it} , ΔP_{it} , ΔM_{it} , I_{it} , E_{it} , amb el mateix significat per als subíndexs que en el cas de la variable dependent. Així, la mostra de 60 observacions és una mostra dividida en 5 submostres, una per cada país, cadascuna amb 12 observacions (de 1984 a 1995). S'especifica, doncs, el següent conjunt de cinc equacions de regressió, una per a cada país:

$$\Delta R_{it} = \mu_i + \beta_{iQ} \Delta Q_{it} + \beta_{iP} \Delta P_{it} + \beta_{iM} \Delta M_{it} + \beta_{iI} I_{it} + \beta_{iE} E_{it} + U_{it} \quad (0)$$

expressió en la qual i representa els països ($i=1,2,3,4,5$, en què Catalunya és el país 1, la resta d'Espanya el 2, Alemanya el 3, França el 4 i Itàlia el 5), t els anys considerats ($t=1984, \dots, 1995$) i on U_{it} és el terme de pertorbació del país i en el període t .

La tècnica de treballar amb dades de panel rau en tractar les cinc equacions del conjunt anterior com si aquests constituïssin un únic model. Aquest fet permet la possibilitat de contrastar el grau d'homogeneïtat existent entre els models corresponents als diferents països.

El model únic amb dades de panel que s'especificarà és el següent (i a partir del qual s'aniran definint els altres models a estimar):

$$\Delta R_{it} = \sum_{j=1}^5 \mu_j D_{jt} + \sum_{j=1}^5 \beta_{j\Delta Q} \Delta Q_{jt} D_i + \sum_{j=1}^5 \beta_{j\Delta P} \Delta P_{jt} D_i + \sum_{j=1}^5 \beta_{j\Delta M} \Delta M_{jt} D_i + \sum_{j=1}^5 \beta_{jI} I_{jt} D_i + \sum_{j=1}^5 \beta_{jE} E_{jt} D_i + U_{it}$$

On $\beta_{j\Delta Q}$ és el paràmetre que mesura la influència de la variable ΔQ_t en el país i -èssim i així successivament. També en aquesta expressió la i expressa els països ($i=1,2,3,4,5$ que equivalen a Catalunya, Espanya, Alemanya, França i Itàlia respectivament) i t els períodes ($t=1,\dots,12$) i U_{it} és el terme d'error del model. A més a més, D_i és una variable fictícia (o variable "dummy") que ve definida com:

D_i pren el valor 1 si el país considerat és el país i -èssim, és a dir, si $i=j$

D_i pren el valor 0 si el país considerat no és el país i -èssim, és a dir, si $i \neq j$

A partir d'aquest model genèric amb dades de panel s'aniran obtenint cadascun dels models que permetran de realitzar els successius contrastos d'hipòtesis que s'aniran plantejant.

Aquest model ha estat estimat per Mínims Quadrats Ordinaris, fent servir el programa SPSS, versió 7.5, i un ordinador Pentium II de 300 Mhz i amb 128 Mb de memòria RAM.

3.4.1.- Estadístics descriptius utilitats

En cadascun dels 8 models plantejats s'hi han calculat els següents estadístics descriptius (tots els contrastos d'hipòtesis realitzats s'han dut a terme a un mateix nivell de significació del 5%):

* **Estadístic t d'Student**: La fórmula feta servir per al contrast de la significació individual de cadascun dels paràmetres estimats és la que relaciona el valor d'aquest amb la seva desviació estàndard:

$$t = \frac{\hat{\beta}}{S(\hat{\beta})}$$

expressió en la qual el denominador representa la desviació estàndard del paràmetre estimat.

* **Estadístic F**: A l'hora de plantejar el contrast de significació global de cadascun dels models estimats, s'ha fet servir l'expressió següent:

$$F^* = \frac{SQRe/k}{SQE/(n-k)}$$

en la qual SQRe representa la Suma de Quadrats de la Regressió del model, SQE la suma de Quadrats dels Errors, k el número de paràmetres estimats i n el número d'observacions (n-k serien, per tant, els graus de llibertat del denominador, en tant que diferència entre el número d'observacions i el número de paràmetres estimats). En cadascun dels models estimats, el valor d'aquest estadístic F (que ha estat guarnit amb un asterisc) s'ha de comparar amb el corresponent valor en taules de la $F_{(k,n-k)}$; és a dir, amb un valor d'una F amb k graus de llibertat al numerador i n-k graus de llibertat al denominador.

* **Estadístic de Durbin-Watson:** Per tal d'avaluar l'existència de correlació entre els residus del model estimat s'ha fet servir el següent estadístic:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^{t=n} (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{t=n} e_t^2}$$

on DW oscil·la entre 0 i 4, i si s'obté un valor proper a 2 aquest estadístic ens indica la no existència d'autocorrelació (i si és proper a 0 o a 4 si que n'hi hauria); altrament, e_t és el residu o error en el període t que segueix la següent formulació: la diferència entre el valor de la variable endògena en el període t i el seu valor estimat pel model:

$$e_t = \Delta R_{it} - \Delta \hat{R}_{it}$$

en aquesta expressió s'hi relaciona la suma de les diferències al quadrat dels residus successius en el numerador i la suma de quadrats dels residus denominador (en el numerador el número d'observacions és n-1 atès que se n'ha perdut una al calcular les diferències consecutives).

* Estadístic R²: Per tal d'avaluar la bondat de l'ajustament s'ha utilitzat la coneguda relació entre la variació explicada (suma explicada de quadrats) pel model estimat i la variació total (suma total de quadrats), essent-ne la seva expressió la següent:

$$R^2 = \frac{\sum (\Delta \hat{R}_{it} - \Delta \bar{R})^2}{\sum (\Delta R_{it} - \Delta \bar{R})^2}$$

els seus límits oscil·len entre 0 i 1, essent més bona l'estimació realitzada com més propera a 1 és el resultat de l'estadístic descrit.

3.5.- DESCRIPCIÓ I ANÀLISI DELS RESULTATS

S'ha estimat el Model 1 a partir de l'equació (1), la qual suposa que, a més de les corresponents variables independents, cada país té un terme independent diferent:

$$\Delta R_{it} = \sum_{j=1}^5 \mu_j D_i + \sum_{j=1}^5 \beta_{j\Delta Q} \Delta Q_{jt} D_i + \sum_{j=1}^5 \beta_{j\Delta P} \Delta P_{jt} D_i + \sum_{j=1}^5 \beta_{j\Delta M} \Delta M_{jt} D_i + \sum_{j=1}^5 \beta_{jI} I_{jt} D_i + \sum_{j=1}^5 \beta_{jE} E_{jt} D_i + U_{it}$$

expressió del Model (1).

Els resultats d'aquesta primera estimació són descrits en els Quadres 13 i 14. Tal i com es pot comprovar, s'hi observa que el valor de l'estadístic Durbin-Watson s'acosta força al valor 2 (2,362), la qual cosa garanteix que les estimacions proveïdes pel mètode d'estimació emprat, el dels Mínims Quadrats Ordinaris (M.Q.O.), són del tot consistents. Tanmateix, el valor de l'estadístic F facilitat pel model és també satisfactori ($F^*=7,486$), per tal com és força més gran al valor que subministra la taula corresponent ($F(30,30)$ és a dir, 30 graus de llibertat en el numerador i 30 graus de llibertat en el denominador = 1,84). D'acord amb això, el Model 1, doncs, presenta unes estimacions que són globalment satisfactòries.

Tot observant els valors de l'estadístic t dels termes independents de cada país, s'hi comprova com no n'hi ha cap de significatiu (superior al valor 2), per la qual cosa

es podria suggerir un altre model que no inclogués les esmentades constants. Així doncs, s'ha procedit a estimar el Model 2, d'acord amb l'expressió següent (2):

$$\Delta R_{it} = \sum_{j=1}^5 \beta_{j\Delta Q} \Delta Q_{jt} D_i + \sum_{j=1}^5 \beta_{j\Delta P} \Delta P_{jt} D_i + \sum_{j=1}^5 \beta_{j\Delta M} \Delta M_{jt} D_i + \sum_{j=1}^5 \beta_{jI} I_{jt} D_i + \sum_{j=1}^5 \beta_{jE} E_{jt} D_i + U_{it}$$

expressió del Model (2)

els resultats del qual són descrits en els Quadres 15 i 16. Abans de procedir a la realització del primer contrast (per tal d'analitzar la significació dels termes independents) cal avaluar els estadístics descriptius d'aquest segon model. L'estadístic Durbin-Watson és encara més proper al valor 2 que abans (2,151) i l'estadístic F* augmenta fins a 8,786, valor que supera àmpliament el nivell crític que subministren les taules per a 25 i 35 graus de llibertat respectivament (1,82). Per tant, doncs, les estimacions proveïdes pel Model 2 són globalment significatives (si bé l'estadístic R quadrat ha disminuït lleugerament). S'escau la possibilitat de realitzar el contrast abans esmentat.

3.5.1.- Contrast d'inexistència de termes independents

En aquest primer test es planteja en la hipòtesi nul·la (H_0) la igualtat entre els termes independents dels cinc països europeus, que tindrien a més un valor igual a zero (Model 2): a l'hora d'explicar la rendibilitat de les respectives manufactures no hi hauria cap constant significativa més enllà de les variables exògenes definides (aquesta hipòtesi suposa l'establiment de cinc restriccions). La hipòtesi alternativa (H_1) implicaria la no acceptació de la hipòtesi nul·la (Model 1).

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 = \mu_5 = 0 \rightarrow \text{Model 2}$$

$$H_1: \text{No } H_0 \rightarrow \text{Model 1}$$

En aquest contrast μ_i és el terme independent del país i . Essent el número d'observacions 60 ($n=60$), k el número de paràmetres del Model 1 ($k=30$) i r el número de restriccions ($r=5$), es planteja l'estadístic F^* següent:

$$F^* = \frac{(SQE_0 - SQE_1) / r}{SQE_1 / (n - k)} = \frac{(48.659 - 41.718) / 5}{41.718 / (60 - 30)} = 0,9982$$

expressió en la qual SQE_0 denota la suma dels quadrats dels errors del Model 1 (hipòtesi nul·la) i SQE_1 el mateix referit al Model 2 (hipòtesi alternativa). Aquest valor cal comparar-lo amb una $F(5,30)$, que pren (segons taula) el valor de 2,53. I d'aquesta

manera es comprova que $F^* < F(5,30)$, és a dir, essent $0,9982 < 2,53$ s'accepta la hipòtesi nul·la i s'accepta com a vàlid el Model 2.

Tot analitzant els resultats d'aquest Model 2 s'observa també que no hi ha cap valor de la t d'Student superior a 2 per a les variables dels preus industrials. Pot considerar-se, per tant, si és significativa la influència dels preus industrials en la rendibilitat de les diferents manufactures europees analitzades. En aquest sentit, s'ha plantejat seguidament el Model 3, que suposa la no rellevància dels paràmetres vinculats als preus esmentats. Aquest nou model tindria 20 paràmetres a estimar, ja que se n'eliminarien 5, augmentant així els graus de llibertat. L'expressió d'aquest model seria la següent:

$$\Delta R_{it} = \sum_{j=1}^5 \beta_{j\Delta Q} \Delta Q_{jt} D_i + \sum_{j=1}^5 \beta_{j\Delta M} \Delta M_{jt} D_i + \sum_{j=1}^5 \beta_{jI} I_{jt} D_i + \sum_{j=1}^5 \beta_{jE} E_{jt} D_i + U_{it}$$

expressió del Model (3)

En aquest model ara només hi han quatre variables explicatives, en lloc de les cinc anteriors.

Els resultats de l'estimació del Model 3 són descrits en els Quadres 17 i 18. A primera vista, s'hi observa la bondat de l'estadístic Durbin-Watson (2,141) i l'augment de l'estadístic F*, força més gran que el valor de la F en taules corresponent a 20 i 40 graus de llibertat respectivament (1,84). Així, un cop avaluada la significació dels resultats d'aquesta tercera estimació, s'ha procedit a dur a terme el corresponent contrast de la hipòtesi plantejada al voltant de la neutralitat dels preus industrials: la proposició és arribar a poder explicar la rendibilitat només a partir de les variables que són significatives (havent eliminat les que no ho són), per tal d'interpretar d'una manera més precisa els resultats (si els preus fossin efectivament neutrals serien eliminats).

3.5.2.- Contrast de neutralitat de l'índex de preus industrials

En aquest segon test es planteja en la hipòtesi nul·la (H_0) la igualtat entre tots els paràmetres de la variable explicativa preus industrials, que tindrien a més un valor igual a zero (Model 3). Aquesta hipòtesi suposa, com en el cas anterior, la inexistència d'efectes en la rendibilitat per part dels preus industrials, a més de l'establiment de cinc restriccions. La hipòtesi alternativa (H_1) implicaria la no acceptació de la hipòtesi nul·la (Model 2).

$$H_0 : \beta_{1\Delta P} = \beta_{2\Delta P} = \beta_{3\Delta P} = \beta_{4\Delta P} = \beta_{5\Delta P} = 0 \rightarrow \text{Model 3}$$

$$H_1 : \text{No } H_0 \rightarrow \text{Model 2}$$

Expressió en la qual $\beta_{\Delta P}$ és el paràmetre que mesura la influència de la variable ΔP en el país i -èssim. Essent el número d'observacions 60 ($n=60$), k el número de paràmetres del Model 2 ($k=20$) i r el número de restriccions ($r=5$), es planteja l'estadístic F^* que tot seguit es detalla:

$$F^* = \frac{(SQE_0 - SQE_1) / r}{SQE_1 / (n - k)} = \frac{(55.496 - 48.659) / 5}{48.659 / (60 - 20)} = 1,7817$$

Aquest valor cal comparar-lo amb una $F(5,40)$, que pren (segons taules) el valor de 2,45. Per tant, es comprova que $F^* < F(5,40)$, i essent $1,7817 < 2,45$ s'accepta la hipòtesi nul·la (neutralitat o no influència dels preus industrials en la rendibilitat) i acceptem també que el Model 3 és el model vàlid.

En el Model 3 s'hi observa que dels paràmetres estimats per als preus de les matèries primeres, només el d'Alemanya és significatiu, mentre que dels altres països no superen el valor 2. En aquest sentit, podria plantejar-se un tercer contrast d'hipòtesis, per tal de comprovar si realment la significació dels preus de les matèries esmentades és vàlida només per al país germànic. Per tal de poder-lo realitzar, s'ha proposat l'estimació d'un altre model, el Model 4, que elimina tots els paràmetres de la variable preu de les matèries primeres no energètiques que no serien significatius

menys el del país esmentat, essent la fórmula descriptiva d'aquest quart model la que tot seguit es detalla:

$$\Delta R_{it} = \sum_{j=1}^5 \beta_{j\Delta Q} \Delta Q_{jt} D_i + \beta_{3\Delta M} \Delta M_{3t} D_i + \sum_{j=1}^5 \beta_{jI} I_{jt} D_i + \sum_{j=1}^5 \beta_{jE} E_{jt} D_i + U_{it}$$

expressió del Model (4)

en la qual ara només resten tres variables explicatives per als cinc països (producció industrial, tipus d'interès i tipus de canvi), a més de la variables preus de les matèries primeres per a Alemanya (havent eliminat, per tant, els altres paràmetres dels altres quatre països).

Els estadístics descriptius d'aquest quart model mostren un valor del Durbin-Watson molt bo, que pren un valor gairebé igual al valor 2 (1,994), i que segueix indicant la inexistència d'autocorrelació entre els residus del model que s'ha estimat. I pel que fa a l'estadístic F*, el valor subministrat és de 12,099, força més gran que el valor en taules d'una F de 16 i 44 graus de llibertat en el numerador i en el denominador respectivament. Aquest Model 4, per tant, proveeix unes estimacions globalment significatives, per la qual cosa s'escau procedir a la realització d'un altre contrast en el sentit assenyalat.

3.5.3.- Contrast de significació dels preus de les matèries primeres només per a la manufactura alemanya

En aquest tercer contrast la hipòtesi nul·la (H_0) mostra la igualtat entre els paràmetres de la variable explicativa preus de les matèries primeres per a Catalunya, resta d'Espanya, França i Itàlia, que tindrien a més un valor igual a zero (Model 4). Aquesta hipòtesi suposa l'establiment de quatre restriccions. La hipòtesi alternativa (H_1) es reserva per al cas contrari (Model 3).

$$H_0 : \beta_{1\Delta M} = \beta_{2\Delta M} = \beta_{4\Delta M} = \beta_{5\Delta M} = 0 \rightarrow \text{Model 4}$$

$$H_1 : \text{No } H_0 \rightarrow \text{Model 3}$$

Essent el número d'observacions 60 ($n=60$), k el número de paràmetres del Model 3 ($k=16$) i r el número de restriccions ($r=4$), es planteja l'estadístic F^* següent:

$$F^* = \frac{(SQE_0 - SQE_1) / r}{SQE_1 / (n - k)} = \frac{(65.567 - 55.496) / 4}{55.496 / (60 - 16)} = 1,9961$$

Aquest valor cal comparar-lo amb una $F(4,44)$, que pren (segons taules) el valor de 2,58. Així, en comprovar que $F^* < F(4,44)$, atès que $1,9961 < 2,58$, s'accepta la hipòtesi

nul·la (només per a la manufactura alemanya els preus de les matèries primeres són significatius per a explicar la rendibilitat) i s'accepta, de retruc, que el Model 4 és el model vàlid.

Tot observant els resultats proveïts pel Model 4, s'hi veu que en la variable explicativa tipus de canvi hi ha un valor tant del paràmetre estimat com de la *t* d'Student gairebé nul, que és el d'Alemanya (si bé el valor del paràmetre estimat per a Itàlia és pràcticament zero, la seva desviació estàndard és encara més petita, obtenint-se així un valor de la *t* pràcticament igual a 2). Sense entrar ara en la interpretació d'aquest resultat (els quals seran analitzats en la secció següent), es pot plantejar la hipòtesi de no rellevància del tipus de canvi per a Alemanya. Així doncs, s'ha estimat un nou model, el Model 5, l'expressió del qual seria la següent:

$$\Delta R_{it} = \sum_{j=1}^5 \beta_{j\Delta Q} \Delta Q_{jt} D_i + \beta_{3\Delta M} \Delta M_{3t} D_i + \sum_{j=1}^5 \beta_{jI} I_{jt} D_i + \sum_{j \neq 3} \beta_{jE} E_{jt} D_i + U_{it}$$

expressió del Model (5)

en la qual només dues variables explicatives es mantenen per als cinc països (producció industrial i tipus d'interès), mentre que per a la variable preus de les matèries primeres

tant sols hi ha Alemanya i per a la variable tipus de canvi hi són tots els països menys, precisament, Alemanya.

Els resultats de l'estimació del Model 5 són descrits en els Quadres 21 i 22. Val a dir que aquest resultat s'assemblen força als del Model 4: la suma de quadrats dels errors i el valor de l'estadístic Durbin-Watson són exactament els mateixos i el valor de la F augmenta lleugerament (de 12,099 a 13,198). Aquest valor de la F cal compararlo amb una valor en taules corresponents 16 i 44 graus de llibertat respectivament, el qual és igual a 1,879. S'accepta així la significació global d'aquest cinquè model i es planteja el següent contrast d'hipòtesis.

3.5.4.- Contrast de no significació del tipus de canvi només per a la manufactura alemanya

En aquest quart contrast la hipòtesi nul·la (H_0) implica la no rellevància del paràmetre estimat per al tipus de canvi alemany, mentre que la hipòtesi alternativa (H_1) implicaria el cas contrari:

$$H_0: \beta_{3E} = 0 \rightarrow \text{Model 5}$$

$$H_1: \beta_{3E} \neq 0 \rightarrow \text{Model 4}$$

en aquest cas, però, i en tractar-se d'un contrast que només afecta una única variable, no cal procedir a la realització del càlcul del test de restriccions lineals de la F habitual.

N'hi ha prou amb la informació subministrada per l'estadístic t d'Student, per tal de descartar la variables tipus de canvi per a Alemanya. Així doncs, es dona per bo el Model 5, que és igual al Model 4 havent exclòs el tipus de canvi alemany.

Tot observant els resultats proveïts pel Model 5 s'hi pot apreciar una relació positiva de l'índex de la producció industrial sobre la rendibilitat (fins i tot acceptant com a rellevants els paràmetres d'Itàlia i de França, molt a prop del valor crític 2 i que s'accepten a un nivell de significació inferior al 10%: 8,4% per a la manufactura francesa i 5,9% per a la italiana). Anant més enllà, sembla que podria haver en aquest model una diferència significativa entre els paràmetres estimats per a les manufactures de Catalunya i de la resta d'Espanya en relació als paràmetres estimats dels altres tres països europeus (per a la manufactura catalana 0,40 i per a la de la resta d'Espanya 0,42 enfront dels valors 0,27, 0,21 i 0,22 de les manufactures alemanya, francesa i italiana respectivament), essent també els valors de les t d'Student bastant més grans en els dos primers paràmetres assenyalats.

La mateixa macroeconomia suggeriria aquesta possibilitat, per causa d'un major comportament procíclic: en els períodes expansius el PIB de l'economia catalana i espanyola creix més que el dels països europeus, mentre que en els períodes recessius el PIB català i espanyol creixen menys (si no decreixen en termes reals, com en l'any 1993) que el dels països europeus. I en el capítol segon d'aquest treball s'ha observat

també una major sensibilitat de moltes de les ràtios de la manufactura catalana en comparació amb l'europea: així, per exemple s'ha vist com en els períodes expansius la rendibilitat catalana és superior a l'europea, mentre que en els períodes recessius era força més baixa.

De fet, ja fa molts anys que les economies catalana i espanyola van incorporar-se plenament a la realitat econòmica europea. Però les nostres empreses ja fa temps que s'enfronten en règim de lliure competència amb les empreses dels altres països europeus aquí considerats, per la qual cosa es podria pensar en una aproximació de comportaments (una mena de "convergència") entre totes elles: la semblança en les innovacions tecnològiques i en els processos productius, no farien pensar en que les empreses catalanes i espanyoles no estan més a prop que lluny de les empreses europees?

En aquest sentit, es podria formular un sisè model d'explicació de la rendibilitat, en el qual la influència de la producció industrial sobre la rendibilitat esmentada fos única i igual per a tots els països europeus. El Model 6, per tant, passaria dels quinze paràmetres estimats del Model 5 a onze paràmetres, atès que només se'n consideraria un de sol (a escala europea) per a explicar la influència (positiva) de la producció sobre la rendibilitat en la manufactura.

Per tant, doncs, l'única variable explicativa que comprèn els cinc països europeus seria ara el tipus d'interès, mentre que se seguirien mantenint el preus de les

matèries primeres per a Alemanya i el tipus de canvi dels altres quatre països europeus. L'expressió genèrica del Model 6 és la següent:

$$\Delta R_{it} = \beta_{\Delta Q} \Delta Q_t + \beta_{3\Delta M} \Delta M_{3t} D_i + \sum_{j=1}^5 \beta_{jI} I_{jt} D_i + \sum_{j=3} \beta_{jE} E_{jt} D_i + U_{it}$$

expressió del Model (6)

Els resultats de l'estimació del Model 6 són descrits en els Quadres 23 i 24. Pel que als estadístics descriptius, el valor del Durbin-Watson segueix essent força bo (1,876) i el valor de la F augmenta fins a 17,544, molt superior al valor en taules de la F que anul·laria la significació global del model (amb 11 i 49 graus de llibertat el valor crític és de tant sols 1,98). Així doncs, tot disposant també del valor de la suma de quadrats dels residus, podem plantejar un cinquè contrast d'hipòtesis al voltant de la igualtat d'efectes de la producció industrial sobre la rendibilitat.

3.5.5.- Contrast d'homogeneïtat de la producció industrial europea

En aquest cinquè contrast la hipòtesi nul·la (H_0) implica la igualtat dels paràmetres estimats, referits a la producció manufacturera, per als cinc països

europèus, mentre que la hipòtesi alternativa (H_1) suposa l'acceptació de diferències en els paràmetres esmentats:

$$H_0 : \beta_{1\Delta Q} = \beta_{2\Delta Q} = \beta_{3\Delta Q} = \beta_{4\Delta Q} = \beta_{5\Delta Q} = \beta_{\Delta Q} \rightarrow \text{Model 6}$$

$$H_1 : \text{No } H_0 \rightarrow \text{Model 5}$$

essent el número d'observacions 60 ($n=60$), k el número de paràmetres del Model 5 ($k=11$) i r el número de restriccions ($r=4$), es planteja l'estadístic següent:

$$F^* = \frac{(SQE_0 - SQE_1) / r}{SQE_1 / (n - k)} = \frac{(71.687 - 65.567) / 4}{65.567 / (60 - 11)} = 1,15$$

Aquest valor cal comparar-lo amb una $F(4,49)$, que pren (segons taules) el valor de 2,45. Així, en comprovar que $F^* < F(4,49)$, atès que $1,15 < 2,45$, s'accepta la hipòtesi nul·la (l'impacte de la producció industrial sobre la rendibilitat és igual, homogeni, per a tots els països europeus) i, de retruc, acceptem que el Model 6 proveeix unes millors estimacions que el Model 5.

Tot observant els resultats proveïts pel Model 6, s'observa que el valor absolut del paràmetre estimat que reflexa l'impacte del tipus d'interès sobre la rendibilitat de la manufactura catalana és gairebé el doble de gran que el del mateix paràmetre estimat per a la resta d'Espanya. Aquests dos valors obtinguts semblarien confirmar la tesi

apuntada per Joaquin Trigo (1991), segons la qual la política monetària restrictiva del ministre Solchaga (d'elevats tipus d'interès), practicada en el període 1988-1993, hauria tingut un impacte econòmic desigualment negatiu (no homogeni) en els diversos territoris de l'Estat espanyol. Semblaria interessant, doncs, de procedir a la contrastació d'aquest nou supòsit, per la qual cosa s'ha proposat l'estimació d'un altre model, el Model 7, en el qual s'intentaria reflectir aquesta diferència, aquest impacte que sembla que ha estat doblement negatiu en la manufactura catalana. Així, es tindria que

$$\Delta R_{it} = \beta_{\Delta Q} \Delta Q_t + \beta_{3\Delta M} \Delta M_{3t} D_i + 2\beta_{2I_1t} I_{1t} D_i + \beta_{2I_2t} I_{2t} D_i + \sum_{j=3}^5 \beta_{jI} I_{jt} D_i + \sum_{j \neq 3} \beta_{jE} E_{jt} D_i + U_{it}$$

expressió del Model (7)

en la qual s'ha proposat una única diferència amb respecte del Model 6: que el paràmetre que recull l'impacte del tipus d'interès sobre la rendibilitat de la manufactura catalana sigui exactament dues vegades més gran que el paràmetre que recull el mateix efecte per a la manufactura de la resta d'Espanya.

Els resultats de l'estimació del Model 7, que implica haver dut a terme una estimació pel mètode dels Mínims Quadrats Restringits (M.Q.R.) són descrits en els Quadres 25 i 26. En ells s'hi observa com l'estadístic de Durbin-Watson és pràcticament igual al del Model 6, mentre que el valor de l'estadístic F augmenta de 17,544 a 19,685. Aquest valor caldria comparar-lo amb el que subministren les taules per a 11 i 49 graus

de llibertat respectivament (2,03), per la qual cosa s'accepta que el Model 7 proveeix uns resultats globalment significatius. S'ha procedit, d'acord amb aquests resultats, a plantejar el sisè contrast d'hipòtesi, en el qual s'hi vol analitzar l'efecte abans esmentat, referit al diferent impacte del tipus d'interès en la rendibilitat de les manufactures catalana i de la resta de l'estat.

3.5.6.- Contrast del doble impacte del tipus d'interès en la manufactura catalana que en la de la resta d'Espanya

En aquest sisè contrast, la hipòtesi nul·la (H_0) reflectiria que el paràmetre que recull l'impacte del tipus d'interès sobre la rendibilitat a Catalunya fos el doble de gran que el de la resta d'Espanya (Model 7). La hipòtesi alternativa (H_1) es reservaria per al cas contrari (Model 6).

$$H_0: \beta_{11} = 2\beta_{21} \rightarrow \text{Model 7}$$

$$H_1: \text{No } H_0 \rightarrow \text{Model 6}$$

essent el número d'observacions 60 ($n=60$), k el número de paràmetres del Model 6 ($k=11$) i r el número de restriccions ($r=1$), es planteja l'estadístic F^* següent:

$$F^* = \frac{(SQE_0 - SQE_1) / r}{SQE_1 / (n - k)} = \frac{(71.709 - 71.687) / 1}{71.687 / (60 - 11)} = 0,015$$

Aquest valor cal comparar-lo amb una $F(1,50)$, que pren (segon taules), el valor de 4,038. Així, en comprovar que $F^* < F(1,50)$, atès que $0,015 < 4,038$, s'accepta la hipòtesi nul·la. És a dir, el valor del paràmetre que recull l'impacte del tipus d'interès sobre la rendibilitat de la manufactura catalana és el doble de gran que el mateix paràmetre per a la manufactura de la resta d'Espanya. S'accepta, per tant, el Model 7 per sobre del Model 6, i es confirmen així les intuïcions expressades per l'autor Joaquin Trigo (1991) al voltant d'aquest qüestió.

Tot observant, darrerament, els resultats subministrats pel Model 7, també s'hi comprova que el paràmetre estimat que reflexa l'impacte del tipus de canvi sobre la rendibilitat de la manufactura catalana és gairebé el doble de gran que el del mateix paràmetre estimat per a la resta d'Espanya. Un cop més, per tant, s'estaria en disposició de contrastar una altra de les hipòtesis de l'autor tot just esmentat, que seria la següent: la política monetària restrictiva d'elevats tipus d'interès del període 1988-1993 (que va provocar grans entrades de capital exterior, per així finançar la política fiscal expansiva dels successius dèficits públics pressupostats) va comportar una forta apreciació de la pesseta. Aquesta sobrevaloració, mantinguda durant aquest llarg període de cinc anys, hauria afectat també de diferent manera les rendibilitats de les manufactures de

Catalunya i de la resta de l'Estat, havent castigat més la primera que la segona (Joaquín Trigo, 1991): cal tenir present que és a Catalunya on, precisament, més s'hi concentren les empreses exportadores.

Semblaria interessant, doncs, de procedir a la contrastació d'aquest darrer supòsit, per la qual cosa s'ha proposat l'estimació d'un altre model, el Model 8, en el qual s'intentaria reflectir aquesta diferència, aquest impacte que sembla que també ha estat doblement negatiu per a la manufactura catalana. L'expressió de referència d'aquest últim model seria la següent:

$$\begin{aligned} \Delta R_{it} = & \beta_{\Delta Q} \Delta Q_t + \beta_{3\Delta M} \Delta M_{3t} D_i + 2\beta_{2I} I_{1t} D_i + \beta_{2I} I_{2t} D_i + \sum_{j=3}^5 \beta_{jI} I_{jt} D_i + 2\beta_{2E} E_{1t} D_i + \\ & + \beta_{2E} E_{2t} D_i + \sum_{j=4}^5 \beta_{jE} E_{jt} D_i + U_{it} \end{aligned}$$

expressió del Model (8)

en la qual s'ha proposat una única diferència amb respecte del Model 7: que el paràmetre que recull l'impacte del tipus de canvi sobre la rendibilitat de la manufactura catalana sigui exactament dues vegades més gran que el paràmetre que recull el mateix efecte per a la manufactura de la resta d'Espanya.

Els resultat de l'estimació del Model 8 són descrits en els Quadres 27 i 28. En ells s'hi observa com l'estadístic de Durbin-Watson torna a ser pràcticament igual que en el model anterior (1,873), mentre que el valor de l'estadístic F augmenta una altra vegada, de 19,685 a 22,242. Aquest valor caldria comparar-lo amb el que subministren les taules del mateix estadístic per a 11 i 49 graus de llibertat respectivament (2,55), per la qual cosa s'accepta que el Model 8 proveeix uns resultats que són també, un cop més, globalment significatius. S'ha procedit, per tant, a plantejar el setè i darrer contrast d'hipòtesis, per tal de comprovar si és cert el diferent impacte del tipus de canvi en la rendibilitat de les dues manufactures ibèriques considerades.

3.5.7.- Contrast del doble impacte del tipus de canvi en la manufactura catalana que en la de la resta d'Espanya

En aquest setè i últim contrast, la hipòtesi nul·la (H_0) reflectiria que el paràmetre que recull l'impacte del tipus de canvi sobre la rendibilitat de la manufactura catalana fos el doble de gran que el de la resta d'Espanya (Model 8), seguint paral·lelament el contrast plantejat anteriorment. La hipòtesi alternativa (H_1) es reservaria per al cas contrari (Model 7).

$$H_0 : \beta_{1E} = 2\beta_{2E} \rightarrow \text{Model 8}$$

$$H_1 : \text{No } H_0 \rightarrow \text{Model 7}$$

essent el número d'observacions 60 ($n=60$), k el número de paràmetres del Model 7 ($k=11$) i r el número de restriccions ($r=1$), es planteja l'estadístic F^* següent:

$$F^* = \frac{(SQE_0 - SQE_1) / r}{SQE_1 / (n - k)} = \frac{(71.882 - 71.709) / 1}{71.709 / (60 - 11)} = 0,1206$$

Aquest valor cal comparar-lo amb una $F(1,49)$, que pren (segon taules), el valor de 4,0343. Així, en comprovar que $F^* < F(1,49)$, atès que $0,1206 < 4,0343$, s'accepta la hipòtesi nul·la. És a dir, el valor del paràmetre que recull l'impacte del tipus de canvi sobre la rendibilitat de la manufactura catalana és el doble de gran que el mateix paràmetre per a la manufactura de la resta d'Espanya. S'accepta, per tant, el Model 8 com a vàlid per sobre del Model 7, i es confirmen també d'aquesta manera les intuïcions expressades per l'autor Joaquin Trigo (1991) al voltant d'aquest qüestió.

3.6.- VALIDACIÓ I DIAGNÒSTIC DEL MODEL FINAL

El Model 8, o model final, és globalment explicatiu, havent assolit l'estadístic F^* el valor més elevat de tots els models fins ara plantejats (22,242). La capacitat predictiva d'aquest model és també força bona, essent l'estadístic R quadrat de gairebé el vuitanta per cent ($R^2 = 0,797$). Individualment, tots els paràmetres estimats presenten un valor superior a 2 en el contrast de la t d'Student (llevat del paràmetre del tipus de canvi d'Itàlia, que pren un valor d'1,817: el seu nivell de significació és del 7,5% i, per tant, inferior al nivell del 10% al qual se solen acceptar també aquesta mena de contrastos. La seva eliminació no seria, d'altra banda, necessària, atès que aquest paràmetre contribueix a la significació general del model).

El valor de l'estadístic de Durbin-Watson d'aquest model final és de 1,873, molt proper al valor 2. No hi ha, per tant, autocorrelació entre els residus d'aquest model estimat. I si bé els gràfics que s'adjunten de les autocorrelacions total i parcial mostren alguns dels residus fora de les bandes, tot seguit s'adjunta el contrast de Box-Pierce. L'objectiu d'aquest contrast és el de mostrar que els residus del model estimat són soroll blanc ("white noise").

$$Q = N \sum_{k=1}^{m=16} r_k^2$$

on N és el número d'observacions ($N=60$), m és el número de residus ($m=16$) i r és el coeficient d'autocorrelació d'ordre k dels residus del model utilitzats en el càlcul de l'estadístic. Aquest coeficient d'autocorrelació s'ha calculat a partir de l'expressió següent:

$$r_k = \frac{\sum_{t=1}^{N-k} e_t e_{t+k}}{N}$$

els valors dels residus calculats han estat representats en la segona columna de l'Annex 8, en el qual s'hi mostren també els correlogrames dels residus.

Així doncs, l'estadístic de Box-Pierce de la pàgina anterior cal comparar-lo amb una distribució χ^2 (khi quadrat) amb 16 graus de llibertat, que pren un valor de 26,296. I atès que el valor de l'estadístic Q de Box-Pierce és força més baix que aquest valor subministrat per les taules de 26,296 ($Q=1,075$), es pot acceptar la hipòtesi nul·la de que els residus de la sèrie són un soroll blanc.

3.7.- INTERPRETACIÓ DELS RESULTATS I CONCLUSIONS

El Model 8 és el model final. Tal com s'ha pogut comprovar, és el millor model (el més vàlid) i, per tant, és el model del qual en seran extretes les interpretacions dels resultats i les conclusions.

3.7.1.- Neutralitat dels preus industrials i significació dels preus de les matèries primeres només per a la manufactura alemanya.

En els contrastes 3.5.2. i 3.5.3. s'ha comprovat la neutralitat o inexistència d'efectes dels preus industrials sobre la rendibilitat de les manufactures europees, sense excepció. Aquest fet ratifica la tesi sostinguda per Joaquin Trigo, que ha estat defensant tradicionalment la neutralitat dels mateixos sobre el marge empresarial. Tal com s'ha explicat en el capítol primer, hi hauria la creença de que una de les causes generadores d'inflació serien els empresaris: per tal d'augmentar els beneficis, aquests augmentarien deliberadament els preus per així incrementar els seus ingressos totals. La mateixa neutralitat s'ha observat per a les altres tres manufactures europees considerades.

La significació que s'obté en la manufactura alemanya, en canvi, quan es considera que un increment dels preus de les matèries primeres fa augmentar la rendibilitat (si bé un increment d'un punt en aquest índex de preus fa accelerar el

creixement del marge alemany només en 0,065 punts) és la següent: cal tenir present que Alemanya és un país força autosuficient, pel que fa a l'abastiment de moltes de les primeres matèries no energètiques (sobretot minerals) que necessiten les seves empreses manufactureres. Aquest fet faria que, quan es produeix un increment del preu d'aquestes matèries en els mercats mundials, el país teutó no pateixi els efectes d'aquest augment tant com els altres països europeus aquí considerats. Fins i tot hi hauria la possibilitat que aquesta autosuficiència de proveïments fes possible un lleuger increment de la rendibilitat en la manufactura alemanya, tal i com suggereix la interpretació del resultat obtingut per a aquest paràmetre (atès que podria produir-se un augment de la quota de mercat en detriment dels seus competidors, en no haver patit la manufactura alemanya un increment de costos per l'augment dels preus de les matèries primeres).

3.7.2.- Homogeneïtat de la producció industrial europea

En el contrast 3.5.5. s'ha comprovat la homogeneïtat (la igualtat de resposta) dels efectes de la producció industrial sobre la rendibilitat; en concret, l'estimació del Model 8 suggereix que per cada punt d'increment d'aquesta producció l'acceleració de la rendibilitat seria de 0,318 punts (relació positiva). El que és remarcable d'aquesta conclusió és el fet d'haver pogut constatar una semblança de comportaments a nivell de tota la manufactura europea. En aquest sentit, les diferències que s'havien observat en el Model 5, tot i ser d'una certa magnitud (més sensibilitat procíclia en les

manufactures catalana i de la resta de l'Estat), no han estat prou grans com per rebutjar la hipòtesi nul·la de no homogeneïtat en la resposta. Els més de deu anys d'integració econòmica han estat, per tant, acostant patrons de comportament i de producció a nivell empresarial europeu.

3.7.3.- Desigual impacte de la política monetària a Espanya

El contrast d'hipòtesis 3.5.6. practicat assenyalava que el tipus d'interès afecta de manera diferent a la rendibilitat de les manufactures catalana i de la resta d'Espanya. En concret, la primera presenta una sensibilitat que duplica la segona (essent també les t d'Student força significatives). La interpretació d'aquest resultat és la següent: si el tipus d'interès augmenta en un punt, la desacceleració en el creixement de la rendibilitat és de -0,822 punts en la manufactura catalana i de -0,411 punts en la manufactura de la resta d'Espanya.

En aquest sentit, quedarien validades i quantificades les intuïcions de Joaquim Muns (1993), en el sentit de què mantenir a llarg termini tipus d'interès real elevats (fins a un 10%, un cop descomptada la inflació del tipus d'interès nominal, quan a partir de 1992 la inflació baixa per sota del 5% anual a Espanya!!) era una política suïcida per a la rendibilitat de les empreses.

D'altra banda, queda també validada la intuïció de Joaquin Trigo (1991), en avançar que la política monetària restrictiva de l'època Solchaga (acompanyada d'una política fiscal expansiva) que va comportar elevats tipus d'interès perjudicava especialment la indústria catalana. Els teixits industrials de les dues àrees geogràfiques són força diferents: petita i mitjana empresa manufacturera familiar exportadora catalana (que financia bàsicament el seu procés inversor a través del sistema financer privat) enfront de la gran empresa industrial pública espanyola (que aconsegueix préstecs més barats per causa de la seva dimensió i titularitat en la banca pública).

Pel que fa als resultats dels altres països europeus, tots els paràmetres estimats en el Model 8 mostren també aquest impacte negatiu, essent tots els valors de la t d'Student força elevats. És la rendibilitat de la indústria alemanya la que menys afectada resulta de les variacions en el preu del diner: l'escàs impacte fa semblar com si aquesta rendibilitat n'estigués protegida o aïllada (només en l'any 1993 la davallada de la rendibilitat és significativa a Alemanya).

Però tal i com es veurà també en el tipus de canvi, una evolució adversa d'aquesta variable no és determinant en termes de rendibilitat, per tal com la competitivitat de la indústria germànica està basada tradicionalment en avantatges de constant innovació tecnològica. De fet, com a conseqüència de la reunificació monetària, la inflació alemanya va passar de l'1% de 1990 al 5% a l'any 1992, havent d'incrementar el Bundesbank els tipus d'interès nominals (del 4% al 9%) per tal de mantenir el tipus d'interès real positiu (que és el que permet que el diner compleixi la

funció de ser reserva o dipòsit de valor). Això hauria afectat la rendibilitat de les empreses, però lleugerament.

L'actuació del Banc de França, incrementant els seus tipus nominals al mateix temps que el Bundesbank per a impedir fugides de capitals al país veí (quan no en tenia cap necessitat atesa la baixa inflació francesa) va agreujar considerablement la recessió econòmica francesa de principis dels 90. I aquest manteniment de paritats en tipus d'interès amb Alemanya, en estricte respecte de l'ortodòxia de Maastricht, adquireix encara un major relleu en termes de sacrifici francès a favor de la unió monetària europea: el valor del paràmetre estimat per al tipus d'interès en la manufactura francesa, (fins i tot una mica més alt que el de la manufactura catalana) és gairebé cinc vegades més gran que el mateix paràmetre estimat per a Alemanya.

3.7.4.- Desigual impacte de l'apreciació del tipus de canvi a Espanya

El contrast 3.5.7. dut a terme ha rebutjat també la hipòtesi nul·la d'igualtat de comportaments de la rendibilitat de les manufactures hispàniques, ara enfront de variacions en el tipus de canvi. Si bé amb un impacte menor que en el cas del tipus d'interès, els paràmetres estimats mostren una sensibilitat que és el doble de gran en la rendibilitat catalana.

La interpretació d'aquests resultats seria la següent: per cada pesseta d'apreciació en el tipus de canvi respecte al dòlar nord-americà la desacceleració de la rendibilitat catalana seria de 0,075 punts i en la rendibilitat de la manufactura de la resta d'Espanya de 0,037 punts (i en sentit invers: per cada pesseta de depreciació del tipus de canvi respecte al dòlar nord-americà l'acceleració de les rendibilitats esmentades seria de 0,075 punts i de 0,037 punts respectivament).

En aquest sentit, i a la vista de la relació negativa entre la rendibilitat i el tipus de canvi, tornarien a quedar validades i quantificades les intuïcions de Joaquim Muns (1993): el tipus d'interès es mantenia com a variable subordinada a un tipus de canvi sobrevalorat, encara que això hagués de perjudicar la competitivitat de les empreses del país provocant una sobrevaloració de la pesseta de fins a un 30% durant cinc anys (el manteniment dels tipus nominals d'interès en uns elevats nivells, al voltant del 15%, quan la inflació se situa a partir de 1992 per sota del 5% sembla que així ho confirmaria).

D'altra banda, els resultats són del tot congruents, per tal com en ser l'economia catalana molt més oberta que la de la resta d'Espanya (les exportacions de Catalunya suposaven un 25% del total estatal l'any 1995) és també més sensible a les oscil·lacions del tipus de canvi. I en aquest sentit es tornaria a validar la intuïció de Joaquin Trigo (1991) quan afirmava que la política Solchaga de tipus de canvi apreciats (anys 1988-1993) va castigar especialment l'economia catalana, i no tant la de la resta de l'estat (en

perjudicar les àrees productives que són més exportadores enfront de les que no en són tant).

La magnitud de la sobrevaloració de la pesseta pot estimar-se en un 25-30% amb respecte de les principals divises internacionals, en tant que aquesta va ser la correcció imposada pels mercats en el decurs de les tempestes monetàries de finals de 1992 i de principis de 1993 (tot i els fracassats intents del Banc d'Espanya, oferint divises contra pessetes desesperadament, d'evitar-la).

Cal no oblidar el vessant monetari del tipus de canvi. Les necessitats de finançar amb estalvi exterior els successius dèficits públics pressupostats van obligar a incrementar el tipus d'interès per tal de captar estalvi exterior. Les entrades massives de capitals estrangers varen ser les causants de la forta i sostinguda sobrevaloració de la pesseta, la qual té així en aquest cas concret un origen clarament monetari.

Pel que fa als resultats de les altres manufactures europees, val a dir que un cop més l'evolució del tipus de canvi alemany no té incidència efectiva sobre la rendibilitat (valor de la t pràcticament igual a 0 en el Model 3). Tal com s'ha esmentat anteriorment en el cas del tipus d'interès, la rendibilitat alemanya sembla també protegida de l'evolució d'aquesta variable: cal tenir present que la divisa alemanya ha estat apreciant-se constantment des de 1945 en relació a les altres divises europees, i tot i així la balança comercial teutona ha presentat seculars superàvits comercials. Aquesta és una prova inequívoca de que el tipus de canvi tampoc no és una variable rellevant en

l'explicació de la rendibilitat de l'empresa alemanya: la seva competitivitat està basada en les reduccions de costos provocades per un continuat procés d'innovacions tecnològiques aplicades a la producció.

L'altra cara de la moneda torna a ser l'especial sensibilitat de la rendibilitat francesa, ara en relació a les variacions del tipus de canvi: aquesta és la més alta de les cinc manufactures considerades. Així, el manteniment de la paritat del franc francès en relació al marc alemany en el període analitzat (el franc francès ha estat l'única divisa europea que no ha perdut valor en relació al DM en el període 1987-1998) van mantenir la divisa francesa especialment apreciada en relació a les altres divises europees. Les conseqüències varen ser, també per aquest banda, especialment funestes per a la indústria francesa, atesa l'especial sensibilitat de la rendibilitat al tipus de canvi, contribuint a l'agreujament de la recessió econòmica gal·la de principis dels noranta. França, i en part per causa del seu xovinisme econòmic, ha pagat una bona part dels costos de la unió monetària europea.

Capítol tercer

Quadres dels 8 models estimats:
del 13 al 28

Annexes: del 7 al 8

QUADRE 13 - ESTADÍSTICS DESCRIPTIUS DEL MODEL 1			
SQE	R quadrat	Durbin-Watson	F*
41,718	0,882	2,362	7,486

QUADRE 14 - PARÀMETRES ESTIMATS DEL MODEL 1			
Variable dependent: Δ Rendibilitat			
Variabes	Paràm. estimats	Desv. estàndard	t
CONSTANT_C	0,787	3,556	0,221
CONSTANT_E	1,136	3,958	0,287
CONSTANT_A	0,419	4,386	0,095
CONSTANT_F	-5,054	3,742	-1,351
CONSTANT_I	-6,771	3,892	-1,740
ΔQ_C	0,463	0,096	4,839
ΔQ_E	0,299	0,115	2,600
ΔQ_A	0,263	0,076	3,478
ΔQ_F	0,260	0,179	1,451
ΔQ_I	0,225	0,214	1,051
ΔP_C	-0,221	0,153	-1,442
ΔP_E	0,195	0,156	1,248
ΔP_A	0,060	0,265	0,230
ΔP_F	-0,239	0,160	-1,493
ΔP_I	-0,103	0,254	-0,407
ΔM_C	-0,042	0,033	-1,291
ΔM_E	0,066	0,033	2,004
ΔM_A	0,062	0,051	1,213
ΔM_F	0,082	0,040	2,059
ΔM_I	0,015	0,050	0,306
I_C	-0,964	0,173	-5,570
I_E	-0,354	0,171	-2,067
I_A	-0,207	0,408	-0,506
I_F	-0,495	0,339	-1,461
I_I	-0,038	0,228	-0,168
E_C	0,089	0,023	3,845
E_E	0,016	0,025	0,668
E_A	-0,091	1,104	-0,083
E_F	1,495	0,393	3,801
E_I	0,005	0,002	2,228

S'han expressat els països amb la lletra inicial corresponent, no en el subíndex descrit en la metodologia: C és la inicial de Catalunya, E de la resta d'Espanya, A d'Alemanya, F de França i I d'Itàlia.

QUADRE 15 - ESTADÍSTICS DESCRIPTIUS DEL MODEL 2			
SQE	R quadrat	Durbin-Watson	F*
48.659	0,863	2,151	8,786

QUADRE 16 - PARÀMETRES ESTIMATS DEL MODEL 2			
Variable dependent: Δ Rendibilitat			
Variables	Paràm. estimats	Desv. estàndard	t
ΔQ_C	0,461	0,095	4,841
ΔQ_E	0,294	0,114	2,584
ΔQ_A	0,264	0,075	3,507
ΔQ_F	0,175	0,168	1,042
ΔQ_I	0,258	0,214	1,206
ΔP_C	-0,232	0,144	-1,606
ΔP_E	0,171	0,133	1,292
ΔP_A	0,052	0,248	0,210
ΔP_F	-0,091	0,117	-0,784
ΔP_I	0,026	0,243	0,107
ΔM_C	-0,040	0,032	-1,282
ΔM_E	0,068	0,032	2,153
ΔM_A	0,066	0,025	2,658
ΔM_F	0,046	0,030	1,555
ΔM_I	-0,013	0,048	-0,283
I_C	-0,937	0,121	-7,721
I_E	-0,317	0,114	-2,782
I_A	-0,170	0,143	-1,191
I_F	-0,843	0,220	-3,832
I_I	-0,333	0,153	-2,181
E_C	0,092	0,015	6,078
E_E	0,022	0,014	1,633
E_A	0,004	0,465	0,009
E_F	1,182	0,318	3,718
E_I	0,002	0,002	1,436

S'han expressat els països amb la lletra inicial corresponent, no en el subíndex descrit en la metodologia: C és la inicial de Catalunya, E de la resta d'Espanya, A d'Alemanya, F de França i I d'Itàlia.

QUADRE 17 - ESTADÍSTICS DESCRIPTIUS DEL MODEL 3			
SQE	R quadrat	Durbin-Watson	F*
55.496	0,843	2,141	10,759

QUADRE 18 - PARÀMETRES ESTIMATS DEL MODEL 3			
Variable dependent: Δ Rendibilitat			
Variablen	Paràm. estimats	Desv. estàndard	t
ΔQ_C	0,443	0,094	4,689
ΔQ_E	0,302	0,114	2,652
ΔQ_A	0,270	0,069	3,898
ΔQ_F	0,097	0,136	0,720
ΔQ_I	0,272	0,165	1,652
ΔM_C	-0,024	0,030	-0,800
ΔM_E	0,055	0,030	1,845
ΔM_A	0,066	0,025	2,659
ΔM_F	0,050	0,029	1,742
ΔM_I	-0,016	0,039	-0,427
I_C	-0,852	0,109	-7,808
I_E	-0,366	0,108	-3,404
I_A	-0,159	0,133	-1,198
I_F	-0,799	0,212	-3,761
I_I	-0,338	0,146	-2,308
E_C	0,075	0,011	7,019
E_E	0,033	0,011	2,978
E_A	-0,003	0,464	-0,007
E_F	1,105	0,302	3,659
E_I	0,002	0,001	2,090

S'han expressat els països amb la lletra inicial corresponent, no en el subíndex descrit en la metodologia: C és la inicial de Catalunya, E de la resta d'Espanya, A d'Alemanya, F de França i I d'Itàlia.

QUADRE 19 - ESTADÍSTICS DESCRIPTIUS DEL MODEL 4			
SQE	R quadrat	Durbin-Watson	F*
65.567	0,815	1,994	12,099

QUADRE 20 - PARÀMETRES ESTIMATS DEL MODEL 4			
Variable dependent: Δ Rendibilitat			
Variabes	Paràm. estimats	Desv. estàndard	t
ΔQ_C	0,400	0,081	4,942
ΔQ_E	0,422	0,097	4,362
ΔQ_A	0,270	0,072	3,761
ΔQ_F	0,214	0,123	1,745
ΔQ_I	0,220	0,115	1,919
ΔM_A	0,066	0,026	2,566
I_C	-0,822	0,106	-7,730
I_E	-0,388	0,111	-3,508
I_A	-0,159	0,138	-1,156
I_F	-0,896	0,213	-4,214
I_I	-0,326	0,149	-2,188
E_C	0,073	0,011	6,815
E_E	0,034	0,012	3,015
E_A	-0,003	0,481	-0,007
E_F	1,233	0,304	4,061
E_I	0,002	0,001	1,986

S'han expressat els països amb la lletra inicial corresponent, no en el subíndex descrit en la metodologia: C és la inicial de Catalunya, E de la resta d'Espanya, A d'Alemanya, F de França i I d'Itàlia.



QUADRE 21 - ESTADÍSTICS DESCRIPTIUS DEL MODEL 5			
SQE	R quadrat	Durbin-Watson	F*
65.567	0,815	1,994	13,198

QUADRE 22 - PARÀMETRES ESTIMATS DEL MODEL 5			
Variable dependent: Δ Rendibilitat			
Variablen	Paràm. estimats	Desv. estàndard	t
ΔQ_C	0,400	0,080	4,998
ΔQ_E	0,422	0,096	4,412
ΔQ_A	0,270	0,069	3,934
ΔQ_F	0,214	0,121	1,765
ΔQ_I	0,220	0,113	1,941
ΔM_A	0,066	0,024	2,743
I_C	-0,822	0,105	-7,818
I_E	-0,388	0,109	-3,547
I_A	-0,160	0,059	-2,697
I_F	-0,896	0,210	-4,262
I_I	-0,326	0,147	-2,213
E_C	0,073	0,011	6,892
E_E	0,034	0,011	3,049
E_F	1,233	0,300	4,107
E_I	0,002	0,001	2,009

S'han expressat els països amb la lletra inicial corresponent, no en el subíndex descrit en la metodologia: C és la inicial de Catalunya, E de la resta d'Espanya, A d'Alemanya, F de França i I d'Itàlia.

QUADRE 23 - ESTADÍSTICS DESCRIPTIUS DEL MODEL 6			
SQE	R quadrat	Durbin-Watson	F*
71.687	0,798	1,876	17,544

QUADRE 24 - PARÀMETRES ESTIMATS DEL MODEL 6			
Variable dependent: Δ Rendibilitat			
Variabes	Paràm. estimats	Desv. estàndard	t
ΔQ	0,317	0,040	7,896
ΔMA	0,065	0,024	2,698
Ic	-0,816	0,105	-7,751
Ie	-0,422	0,106	-3,984
Ia	-0,178	0,055	-3,226
If	-0,851	0,205	-4,159
Ii	-0,284	0,140	-2,026
Ec	0,074	0,011	7,079
Ee	0,039	0,011	3,721
Ef	1,152	0,287	4,015
Ei	0,002	0,001	1,788

S'han expressat els països amb la lletra inicial corresponent, no en el subíndex descrit en la metodologia: C és la inicial de Catalunya, E de la resta d'Espanya, A d'Alemanya, F de França i I d'Itàlia.

QUADRE 25 - ESTADÍSTICS DESCRIPTIUS DEL MODEL 7			
SQE	R quadrat	Durbin-Watson	F*
71.709	0,797	1,87	19,685

QUADRE 26 - PARÀMETRES ESTIMATS DEL MODEL 7			
Variable dependent: Δ Rendibilitat			
Variabes	Paràm. estimats	Desv. estàndard	t
ΔQ	0,317	0,039	8,051
ΔM_A	0,065	0,024	2,724
I_C	-0,822	0,094	-8,744
I_E	-0,411	0,047	-8,814
I_A	-0,179	0,055	-3,265
I_F	-0,851	0,203	-4,200
I_I	-0,284	0,139	-2,045
E_C	0,075	0,009	7,931
E_E	0,038	0,005	7,299
E_F	1,152	0,284	4,054
E_I	0,002	0,001	1,804

S'han expressat els països amb la lletra inicial corresponent, no en el subíndex descrit en la metodologia: C és la inicial de Catalunya, E de la resta d'Espanya, A d'Alemanya, F de França i I d'Itàlia.

QUADRE 27 - ESTADÍSTICS DESCRIPTIUS DEL MODEL 8			
SQE	R quadrat	Durbin-Watson	F*
71.882	0,797	1,873	22,242

QUADRE 28 - PARÀMETRES ESTIMATS DEL MODEL 8			
Variable dependent: Δ Rendibilitat			
Variabes	Paràm. estimats	Desv. estàndard	t
ΔQ	0,318	0,039	8,139
ΔM_A	0,065	0,024	2,747
I_C	-0,822	0,092	-8,935
I_E	-0,411	0,046	-8,891
I_A	-0,179	0,054	-3,297
I_F	-0,850	0,201	-4,236
I_I	-0,284	0,138	-2,061
E_C	0,075	0,010	7,570
E_E	0,037	0,005	8,103
E_F	1,151	0,282	4,088
E_I	0,002	0,001	1,817

S'han expressat els països amb la lletra inicial corresponent, no en el subíndex descrit en la metodologia: C és la inicial de Catalunya, E de la resta d'Espanya, A d'Alemanya, F de França i I d'Itàlia.

ANNEX 7. MATRIU DE DADES DEL MODEL 8 (MODEL FINAL)

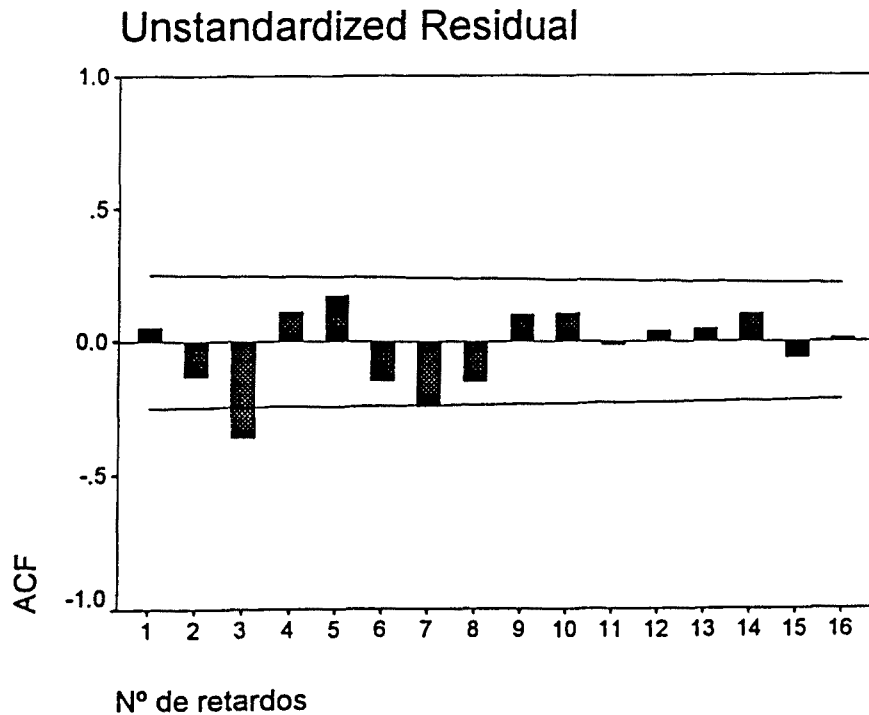
país/any	endògena	explicatives	Catalunya		resta d'Espanya		Alemanya		França		Itàlia	
	ΔR	ΔQ	I	E	I	E	ΔM	I	I	E	I	E
Cat84	-0,56	1,9	14,9	160,7	0	0	0	0	0	0	0	0
Cat85	3,56	2,2	12,2	170,0	0	0	0	0	0	0	0	0
Cat86	3,67	5,9	11,7	140,0	0	0	0	0	0	0	0	0
Cat87	-0,41	7,2	15,8	123,4	0	0	0	0	0	0	0	0
Cat88	0,19	7,4	11,7	116,4	0	0	0	0	0	0	0	0
Cat89	-1,40	6,8	15,0	118,3	0	0	0	0	0	0	0	0
Cat90	-3,64	4,5	15,2	101,9	0	0	0	0	0	0	0	0
Cat91	-1,26	1,6	13,2	103,9	0	0	0	0	0	0	0	0
Cat92	-3,52	-2,2	13,3	102,3	0	0	0	0	0	0	0	0
Cat93	-4,09	-7,4	11,7	127,2	0	0	0	0	0	0	0	0
Cat94	6,75	6,1	8,0	133,9	0	0	0	0	0	0	0	0
Cat95	3,72	7,0	9,3	124,6	0	0	0	0	0	0	0	0
Esp84	2,28	0,6	0	0	14,9	160,7	0	0	0	0	0	0
Esp85	-0,54	1,7	0	0	12,2	170,0	0	0	0	0	0	0
Esp86	0,46	3,9	0	0	11,7	140,0	0	0	0	0	0	0
Esp87	0,88	4,6	0	0	15,8	123,4	0	0	0	0	0	0
Esp88	2,10	4,0	0	0	11,7	116,4	0	0	0	0	0	0
Esp89	-0,06	5,6	0	0	15,0	118,3	0	0	0	0	0	0
Esp90	-3,02	-0,1	0	0	15,2	101,9	0	0	0	0	0	0
Esp91	-2,90	-1,8	0	0	13,2	103,9	0	0	0	0	0	0
Esp92	-3,00	-3,4	0	0	13,3	102,3	0	0	0	0	0	0
Esp93	-1,48	-5,4	0	0	11,7	127,2	0	0	0	0	0	0
Esp94	6,12	7,3	0	0	8,0	133,9	0	0	0	0	0	0
Esp95	3,13	6,1	0	0	9,3	124,6	0	0	0	0	0	0
Ale84	0,25	3,2	0	0	0	0	5,35	6,0	0	0	0	0
Ale85	0,39	5,6	0	0	0	0	-6,25	5,4	0	0	0	0
Ale86	-0,35	2,7	0	0	0	0	0,6	4,6	0	0	0	0
Ale87	-0,37	0,3	0	0	0	0	18,6	4,0	0	0	0	0
Ale88	1,39	4,7	0	0	0	0	33,4	4,3	0	0	0	0
Ale89	-0,81	6,5	0	0	0	0	-6,9	7,1	0	0	0	0
Ale90	0,48	7,6	0	0	0	0	-10,5	8,5	0	0	0	0
Ale91	-0,99	8,4	0	0	0	0	-14	9,2	0	0	0	0
Ale92	-2,29	-3,2	0	0	0	0	-1,6	9,5	0	0	0	0
Ale93	-4,47	-10,3	0	0	0	0	-5,4	7,3	0	0	0	0
Ale94	3,97	4,7	0	0	0	0	17,9	5,4	0	0	0	0
Ale95	2,00	2,8	0	0	0	0	16,3	4,5	0	0	0	0
Fra84	0,63	1,8	0	0	0	0	0	0	11,7	8,73	0	0
Fra85	1,11	0,2	0	0	0	0	0	0	9,9	8,98	0	0
Fra86	2,45	0,5	0	0	0	0	0	0	7,7	6,92	0	0
Fra87	2,55	1,9	0	0	0	0	0	0	8,3	6,01	0	0
Fra88	2,17	5,4	0	0	0	0	0	0	7,9	5,95	0	0
Fra89	-0,96	5,1	0	0	0	0	0	0	9,4	6,38	0	0
Fra90	-2,93	2,5	0	0	0	0	0	0	10,3	5,44	0	0
Fra91	-1,32	-1,8	0	0	0	0	0	0	9,6	5,64	0	0
Fra92	-2,24	-2,1	0	0	0	0	0	0	10,3	5,29	0	0
Fra93	-2,61	-5,0	0	0	0	0	0	0	8,6	5,66	0	0
Fra94	3,39	4,2	0	0	0	0	0	0	5,6	5,55	0	0
Fra95	-0,32	1,9	0	0	0	0	0	0	6,6	4,99	0	0
Ita84	2,33	3,2	0	0	0	0	0	0	0	0	15,3	1756,9
Ita85	0,22	1,1	0	0	0	0	0	0	0	0	13,9	1909,4
Ita86	1,36	2,1	0	0	0	0	0	0	0	0	11,9	1490,8
Ita87	0,09	4,3	0	0	0	0	0	0	0	0	11,1	1296,0
Ita88	0,39	6,0	0	0	0	0	0	0	0	0	11,2	1310,6
Ita89	-0,97	4,3	0	0	0	0	0	0	0	0	12,7	1372,0
Ita90	-2,12	-0,3	0	0	0	0	0	0	0	0	12,3	1198,1
Ita91	-2,02	-3,3	0	0	0	0	0	0	0	0	12,7	1240,6
Ita92	-1,26	-0,7	0	0	0	0	0	0	0	0	14,5	1232,4
Ita93	-0,11	-3,1	0	0	0	0	0	0	0	0	10,2	1573,6
Ita94	1,63	5,6	0	0	0	0	0	0	0	0	8,5	1612,4
Ita95	3,34	6,7	0	0	0	0	0	0	0	0	10,5	1628,9

Autocorrelations: RESIDUS Unstandardized Residual

Lag	Auto-Corr.	Stand. Err.	-1	-.75	-.5	-.25	0	.25	.5	.75	1	Box-Ljung	Prob.
1	.050	.126					I*					.160	.689
2	-.135	.125					***I					1.324	.516
3	-.360	.124				**	****I					9.784	.020
4	.111	.123						I**				10.604	.031
5	.173	.122						I***				12.639	.027
6	-.150	.120					***I					14.181	.028
7	-.245	.119					****I					18.381	.010
8	-.152	.118					***I					20.040	.010
9	.101	.117						I**				20.784	.014
10	.107	.116						I**				21.631	.017
11	-.013	.115						*				21.643	.027
12	.039	.114						I*				21.760	.040
13	.046	.112						I*				21.928	.056
14	.103	.111						I**				22.787	.064
15	-.063	.110						*I				23.120	.082
16	.010	.109						*				23.129	.110

Plot Symbols: Autocorrelations * Two Standard Error Limits .

Total cases: 60 Computable first lags: 59

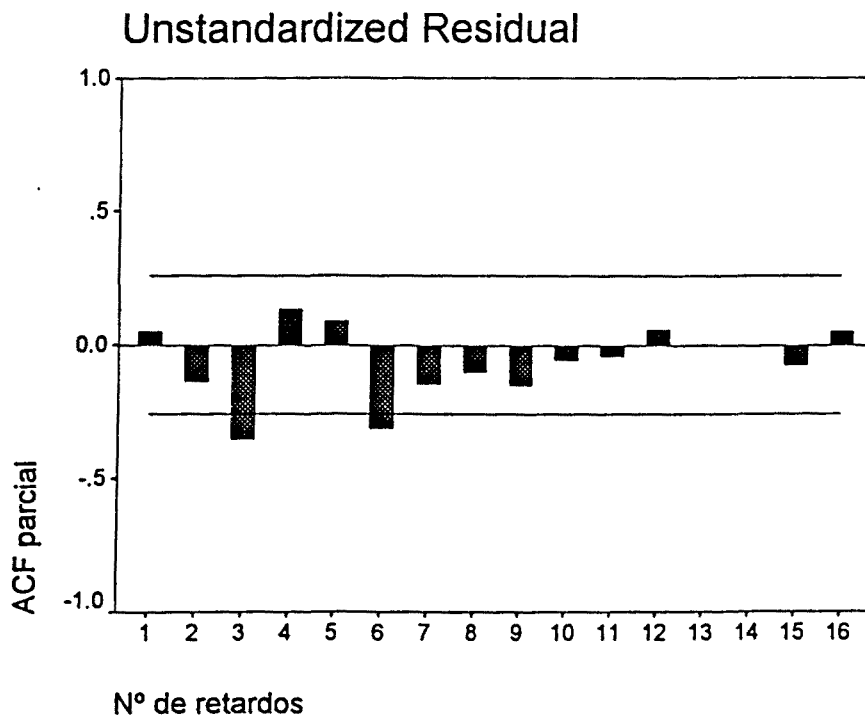


Partial Autocorrelations: RESIDUS Unstandardized Residual

Lag	Pr-Aut-Corr.	Stand. Err.	-1	-.75	-.5	-.25	0	.25	.5	.75	1
1	.050	.129					I*				
2	-.138	.129					***I				
3	-.353	.129				**	****I				
4	.136	.129						I****			
5	.090	.129						I**			
6	-.313	.129				*	****I				
7	-.145	.129					***I				
8	-.100	.129					**I				
9	-.150	.129					***I				
10	-.056	.129					*I				
11	-.043	.129					*I				
12	.059	.129					I*				
13	.001	.129					*				
14	-.005	.129					*				
15	-.076	.129					**I				
16	.051	.129					I*				

Plot Symbols: Autocorrelations * Two Standard Error Limits .

Total cases: 60 Computable first lags: 59



2

Capítol quart

Sumari de conclusions, comentari
final i vies futures de recerca

4.1.- SUMARI DE CONCLUSIONS

1.- Les diferents ràtios considerades per a la manufactura catalana ens mostren un marcat comportament cíclic: la major part augmenten en els dos períodes expansius (1985-1991 i 1994-1995), mentre que disminueixen en el període recessiu (1992-1993). Les oscil·lacions en el temps no queden reservades per a les magnituds de l'àmbit macroeconòmic, sinó que també s'observen en l'àmbit dels resultats empresarials.

2.- La rendibilitat catalana presenta uns valors molt elevats a finals de la dècada dels vuitanta (gairebé un 14%, en termes de l'actiu net de l'explotació) però, com a conseqüència de la greu recessió econòmica posterior, en el següent període expansiu s'assoleixen uns valors que queden força per sota dels anteriors (al voltant d'un 10%). En termes dels seus principals determinants,

a) d'una banda el cost laboral unitari augmenta tant en els anys de la primera expansió econòmica (1986-1991) com en els anys de la recessió (1992-1993), la qual cosa constitueix un llast massa gran per a la recuperació observada en els dos anys finals del període considerat;

b) d'altra banda, la productivitat del capital veu estroncada en la recessió econòmica la progressió iniciada en el primer període expansiu, per la qual cosa en el segon període expansiu tot just es recuperen els valors assolits anteriorment.

3.- La descomposició de la productivitat del capital en termes de productivitat dels actius fixos i circulants presenta uns resultats ben diferents: en el primer cas només augmenta en un 20%, mentre que en el segon pràcticament duplica el seu valor en aquest període. Analitzant els comptes que integren la productivitat del circulant, s'hi aprecia una clara millora en les ràtios de tresoreria i de gestió d'existències, alhora que es redueix el període de cobrament als clients i s'amplia el termini de pagament als proveïdors.

4.- L'estructura financera destaca per l'augment de pes de l'autofinançament de l'empresa catalana en els dos períodes expansius considerats, mentre que en el període recessiu aquest pes disminueix. El resultat més negatiu es troba en les despeses financeres: en l'any 1993 aquestes són més grans que els beneficis bruts menys els impostos; d'aquest fet se'n desprenen els punts següents:

a) La peculiar combinació de les polítiques fiscal (expansiva) i monetària (recessiva), practicada pel ministre Solchaga, hauria provocat un "crowding-out effect": el creixement de la producció (cicle expansiu 1987-1992) no fou "acomodat monetàriament" (acompanyat per increments suficients de l'oferta monetària); els elevats tipus d'interès resultants van atraure capitals estrangers, que havien de finançar els successius dèficits públics que s'anaven pressuposant;

b) amb aquest elevat preu del diner a més de perjudicar greument la inversió de renovació dels actius en l'economia productiva (i d'afavorir

l'economia financeru-especulativa), es va produir una massiva entrada de capitals foranis, que varen apreciar considerablement la pesseta (entre els anys 1989 i 1993 al voltant d'un 25%-30%), tot perjudicant el sector exportador de la manufactura catalana i de la resta de l'Estat.

5.- La combinació de les polítiques fiscal i monetària abans esmentada també va causar un impacte molt desigual per Comunitats Autònomes. Així,

a) es va castigar en major mesura les comunitats amb més presència de sector industrial, en relació a les que tenen un sector primari o terciari amb més pes dins del corresponent P.I.B. autonòmic;

b) es va perjudicar més les comunitats industrials amb una més gran presència de la petita i mitjana empresa manufacturera (generalment de caràcter familiar), en relació a les que tenen un sector industrial dominat o amb major presència de la gran empresa energètica pública;

c) es va penalitzar considerablement les comunitats més exportadores, en relació a les que no ho són tant o a les tradicionalment més importadores.

6.- La comparació de les ràtios catalanes amb les de la manufactura europea presenta un element comú: en la majoria de casos, en els dos períodes expansius les ràtios catalanes se situen per sobre de les europees (amb una diferència més gran en el quinquenni 1986-1991 que en el bieni 1994-1995), mentre que en el període recessiu de

1992-1993 els valors de les ràtios catalanes se situen clarament per sota dels valors de les ràtios europees. Caldria, però, destacar algunes situacions en particular.

a) el cost laboral unitari de la manufactura catalana se situa durant dos anys (1992-1993) per sobre del mateix cost europeu;

b) la productivitat del capital (o rotació de l'actiu) és durant els tretze anys considerats inferior en la manufactura catalana;

c) en la productivitat de l'actiu circulant la comparació amb la manufactura europea presenta uns resultats millors: diferències favorables en augment per a disponible, existències i proveïdors (només els clients hi estan per sota); en la de l'actiu fix, però, la diferència negativa és de 40 punts (1995).

7.- L'autofinanciació de la manufactura catalana és també sempre superior a l'europea: una possible explicació rauria en el caràcter de petita i mitjana empresa familiar, tan abundós en la manufactura catalana. A més, hi ha també el predomini que la indústria transformadora té sobre la indústria bàsica en la manufactura catalana: aquest fet fa que en aquesta hi abundin els processos poc intensius en capital i tecnologia avançada, afavorint així la dimensió esmentada.

Aquest major autofinançament, però, podria convertir-se en un obstacle en el procés de globalització que s'advé: aquesta estructura ha funcionat quan es produïa exclusivament per al mercat espanyol, però ara cal produir per als mercats globals i serà necessari d'ampliar el capital (és a dir, disposar d'una dimensió més gran). Aquest

fet pot implicar, en molts casos, una pèrdua de control de les decisions per part del nucli familiar; així, més que un problema de costos, de tecnologia o de capital humà, s'afirma que l'empresa catalana té en el canvi de dimensió el principal repte en una economia globalitzada.

8.- Els resultats de la convergència en rendibilitat per al conjunt de la manufactura europea (convergència microeconòmica) es corresponen amb els que s'obtenen en les anàlisis del P.I.B. per habitant (variable principal per a l'estudi de la convergència macroeconòmica): en els períodes d'expansió econòmica es convergeix en termes de rendibilitat i dels seus components (tal com succeeix amb el P.I.B. per habitant a nivell europeu), mentre que en períodes de recessió econòmica es divergeix en termes d'aquesta rendibilitat i dels seus determinants (d'una manera semblant al que passa amb el P.I.B. per habitant). Es pot suggerir el següent paral·lelisme entre les convergències micro i macroeconòmica: és la convergència entre els resultats empresarials dels diferents països (àmbit microeconòmic) la que després, a nivell agregat, fa possible la convergència en termes de les variables macroeconòmiques.

9.- La neutralitat o inexistència d'efectes dels preus industrials sobre la rendibilitat ha estat observada per a totes les manufactures europees: aquest fet ratificaria la no influència de l'evolució dels mateixos sobre el marge empresarial. La significació que s'obté en la manufactura alemanya quan augmenten els preus de les matèries primeres cal explicar-la en clau interna: l'autosuficiència de proveïments fa possible un lleuger increment de la rendibilitat, en no patir un increment de costos.

10.- La homogeneïtat dels efectes de la producció industrial sobre la rendibilitat s'ha observat també a escala europea i per a tota la manufactura. En aquest sentit, les diferències de resposta, tot i ser d'una certa magnitud (una major sensibilitat procíclica en les manufactures catalana i de la resta de l'Estat), no han estat prou grans com per rebutjar la hipòtesi de no homogeneïtat en la resposta. Els més de deu anys d'integració econòmica han estat, per tant, acostant patrons de comportament i de producció a nivell empresarial europeu.

11.- Un tipus d'interès elevat afecta negativament la rendibilitat de les empreses. A més, el seu manteniment en nivells elevats durant molt anys (i més si la inflació disminueix, i el tipus d'interès real queda pel damunt del 10%, com succeeix a partir de 1992) perjudica encara més la viabilitat del teixit empresarial d'un país: queden així validats i quantificats els advertiments que Joaquim Muns (1993) havia fet en aquest sentit.

D'altra banda, el tipus d'interès afecta de diferent manera la rendibilitat de les manufactures catalana i de la resta d'Espanya. Així doncs, queda també validada la intuïció de J. Trigo (1991), en avançar que la política monetària restrictiva de l'època Solchaga (acompanyada d'una política fiscal expansiva) d'alts tipus d'interès perjudicava especialment la indústria catalana. Els teixits industrials de les dues àrees geogràfiques també són diferents: petita i mitjana empresa manufacturera familiar exportadora catalana (que financia bàsicament el seu procés inversor a través del

sistema financer privat) enfront de la gran empresa industrial pública espanyola (que aconsegueix préstecs més barats per causa de la seva dimensió i titularitat en la banca pública).

Pel que fa als resultats dels altres països europeus, tots els paràmetres estimats mostren també aquest impacte negatiu (essent la rendibilitat de la indústria alemanya la que menys afectada resulta de les variacions en el preu del diner: l'escàs impacte fa semblar com si aquesta rendibilitat n'estigués protegida o aïllada).

12.- Un tipus de canvi sobrevalorat perjudica i malmet la rendibilitat de les empreses. A més, el manteniment de l'apreciació del tipus de canvi durant uns quants anys (subordinant a aquest objectiu altres variables, com ara el tipus d'interès en el cas espanyol) es converteix en una greu amenaça per a les posicions que les empreses exportadores han aconseguit en els mercats exteriors (quan no les destrueix); queden així validats i quantificats els advertiments que Joaquim Muns (1993) havia fet en aquest sentit.

D'altra banda, el tipus de canvi afecta de manera diferent a la rendibilitat de manufactures catalana i de la resta d'Espanya. Els resultats són del tot congruents, atès que en ser l'economia catalana molt més oberta que la de la resta d'Espanya és també més sensible a les oscil·lacions del tipus de canvi. I en aquest sentit, es tornaria a validar la intuïció de J. Trigo (1991) quan afirmava que la política Solchaga de tipus de canvi

apreciats (anys 1988-1993) va castigar especialment l'economia catalana, i no tant la de la resta de l'estat.

Pel que fa als resultats de les altres manufactures europees, val a dir que un cop més l'evolució del tipus de canvi alemany no té incidència efectiva sobre la rendibilitat. Tal com s'ha esmentat anteriorment en el cas del tipus d'interès, la rendibilitat alemanya sembla també protegida de l'evolució d'aquesta variable: cal tenir present que la divisa alemanya ha estat apreciand-se constantment des de 1945 en relació a les altres divises europees, i tot i així la balança comercial teutona ha presentat seculars superàvits comercials. Aquesta és una prova inequívoca de que el tipus de canvi tampoc no és una variable rellevant en l'explicació de la rendibilitat de l'empresa alemanya: la seva competitivitat està basada en les reduccions de costos provocades per un continuat procés d'innovacions tecnològiques, aplicades de manera continuada als processos productius.

L'altra cara de la moneda torna a ser l'especial sensibilitat de la rendibilitat francesa, ara en relació a les variacions del tipus de canvi: aquesta és la més alta de les cinc manufactures considerades. Així, el manteniment de la paritat del franc francès en relació al marc alemany en el període analitzat (el franc francès ha estat l'única divisa europea que no ha perdut valor en relació al DM en el període 1987-1998) van mantenir la divisa francesa especialment apreciada en relació a les altres divises europees. Les conseqüències varen ser, també per aquest banda, especialment funestes per a la indústria francesa, atesa l'especial sensibilitat de la rendibilitat al tipus de canvi,

contribuint a l'agreujament de la recessió econòmica gal·la de principis dels noranta. França ha pagat, per causa del seu xovinisme econòmic, una bona part dels costos de la unió monetària europea.

4.2.- COMENTARI FINAL

L'entrada de l'Estat espanyol a la Unió Europea ha estat, segurament, la notícia més favorable per a l'economia catalana en aquest final de segle. El nou context internacional en el qual es desenvoluparan les nostres empreses contempla un horitzó a llarg termini de baixos tipus d'interès, així com també d'una trajectòria del tipus de canvi adequats a l'evolució de l'economia europea a llarg termini. Sembla desaparèixer, per tant, la possibilitat de que en un futur proper puguin fer-se a nivell estatal nous experiments amb aquestes variables macroeconòmiques, que podrien (per atzar o per manca d'altaveu) no tenir prou presents les necessitats i els interessos diferenciats de la indústria catalana.

D'altra banda, l'especial sensibilitat de la rendibilitat de la manufactura catalana a les variables esmentades, que tant l'ha perjudicada quan es practicaven polítiques alcistes de tipus d'interès, es presenta ara com un avantatge competitiu en el nou context de preus del diner a la baixa. Tal i com s'ha comprovat en les comparacions de la manufactura catalana amb les de la resta d'Espanya i la d'Europa-6, després dels desastrosos resultats de l'any 1993 l'espectacular reacció de les ràtios de rendibilitat en tant sols dos anys (per causa de la convergència en tipus d'interès amb Europa i de la intensa depreciació de la pesseta) ja tornaven a situar pràcticament totes les ràtios catalanes de resultats per sobre de les ràtios de les altres manufactures: es podria dir que si la política del ministre Solchaga havia castigat doblement la manufactura

catalana, tant en termes de tipus d'interès com de tipus de canvi, la política duta a terme pel ministre Solbes la va beneficiar doblement.

En termes de cost d'oportunitat, podria ser possible d'intuir fins a quin punt els valors, en molts casos força bons, de les ràtios de rendibilitat, gestió dels actius i d'estructura financera de la manufactura catalana en l'any 1995 haurien pogut ser molt millors: si tot el conjunt de circumstàncies adverses generades per la política econòmica espanyola abans curosament descrites (mantingudes durant el llarg quinqueni 1988-1993), haguessin estat afavoridores i adreçades a estimular tot allò que s'anomena "economia productiva", els resultats que avui s'analitzarien serien potser espectaculars. N'hi ha prou amb una senzilla comparació de quina era la situació de la nostra manufactura entre l'any 1995 i l'any 1993 (autèntic "annus horribilis" de la indústria catalana, amb alguns resultats certament catastròfics), per tal de veure tota la competitivitat deixada de guanyar: la possibilitat actual de les empreses catalanes de guanyar mercat fora del nostre país seria, segurament, força més gran.

4.3.- VIES FUTURES DE RECERCA

L'adaptació de les dades de la manufactura catalana (que anualment publica la conselleria d'Economia i Finances de la Generalitat de Catalunya amb el Departament d'Economia de l'empresa de la Universitat Autònoma de Barcelona) al format de la base de dades comunitària B.A.C.H. permet moltes vies futures de treball:

En primer terme, cal treure partit a la necessària l'adaptació del Balanç de Situació i del compte de Pèrdues i Guanys, per al tretze anys del període considerat (1983-1995), de cadascun dels subsectors que conformen la indústria manufacturera (cal tenir present que de l'agregació dels subsectors s'ha obtingut els resultats agregats del que s'anomena indústria manufacturera, base del present treball): indústries química, metal·lúrgia d'automoció, elèctrica, de materials de construcció, maquinària, material de transport, alimentació, tèxtil, cuir i calçat, fusta, paper i cautxú. Aquesta feina permet la possibilitat de realitzar molts estudis a nivell sectorial, alhora que és potser la més important i la més necessària: cal tenir presents les limitacions que han estat fetes en el moment de presentar el treball en el seu format agregat per a l'heterogeni conjunt que conforma la manufactura catalana.

D'altra banda, l'annual actualització de les dades permet eixamplar l'estudi present, tant en els continguts del capítol segon com del tercer d'aquest treball. Així, per exemple, si bé les primeres estimacions de la rendibilitat de l'actiu net de

l'explotació de la manufactura catalana per a l'any 1996 la situen pel volts del resultat obtingut l'any anterior (d'un 10%), les primeres dades referides a 1997 mostrarien un significatiu salt endavant (al voltant d'un 13-14%): s'accentuaria d'aquesta manera el dibuix de la fluctuació, alcista des del mínim de l'any 1993, d'aquesta ràtio.

En segon terme, també són disponibles els estats financers agregats en format B.A.C.H. de l'economia japonesa; si s'obtenen els resultats agregats nord-americans i s'adapten al format esmentat, es pot fer una comparació de resultats entre les empreses europea, japonesa i nord-americana.

En tercer terme, es pot aprofundir en l'estudi i comparació de les productivitats dels factors productius, per tal de veure quina és la seva influència en termes tant de producció com de resultats. El format B.A.C.H. subministra directament les dades de la productivitat del capital (o rotació de l'actiu: valor afegit en relació a l'actiu que l'ha generat), mentre que es poden obtenir també les dades de la productivitat del treball (atès que el format esmentat facilita, també directament, les dades del cost laboral unitari: valor afegit en relació als costos de personal). Aquest fet permetria la realització d'estudis de comparació i de convergència entre els països considerats.

I en darrer terme, es podria abordar la possibilitat de realitzar d'estudis comparatius en un àmbit menor a l'estatal: en un futur proper es podria disposar dels estats financers agregats per als estats federals alemanys. Aquest fet permetria la comparació de les dades de la manufactura catalana amb les de realitats geogràfiques

semblants, tant en termes de població com d'estructura productiva (com ara, per exemple, l'estat federal alemany de Baden-Württemberg):

Bibliografia

REFERÈNCIES BIBLIOGRÀFIQUES

- AGHION, P. & HOWITT, P. (1998): Endogenous Growth Theory. The M.I.T. Press, Cambridge, Massachussets.
- ALBERT, M. (1991): Capitalisme contre capitalisme. Éditions du Seuil (entreprise cooperative). Paris.
- ARGIMON, I.; GONZALEZ-PÁRAMO, J.M. & ROLDÁN, J.M. (1997): Evidence of public spending crowding-out from a panel of O.E.C.D. countries. *Applied Economics*, 29, 1001-1010.
- BACKUS, D.K., KEHOE, P.J. & KYDLAND, F.E. (1995): International Business cycles: Theory and Evidence. *Frontier of Business Cycle Reserach*, Thomas F. Cooley, Editor. Princenton University Press (New Jersey), 331-356.
- BAJO RUBIO, O. & SOSVILLA RIVERO, S.: "Teorías del tipo de cambio: una panorámica". *Revista de Economía Aplicada*, número 2, volum I, 175-205.
- BALTAGI H., BADI (1995): Econometric Analysis of Panel Data. *Chichester*: John Wiley, Londres.
- BANCO DE ESPAÑA (1994): Resultados de las empresas no financieras. *Central de Balances del banco de España (C.B.B.E.)*, Madrid.
- BARRO, R.J. (1976): "Rational expectations and the role of monetary policy", *Journal of Monetary Economics*, 2, 1-32.

- BEUER, J. (1994): "An assessment of the evidence on purchasing power parity". J. Williamson editor, Estimating equilibrium exchange rate, Institute for International Economics, Washington.
- BOILEAU, M. (1996): "Growth and the International transmission of Business Cycles". *International Economic Review*, volum 37, novembre, número 4, 737-751.
- CAMARERO, M. (1994): "Aportaciones empíricas recientes de la paridad del poder adquisitivo". *Revista de Economía Aplicada*, número 6, volum II, 79-103.
- CECCHETTI, S.G., KASHYAP, A.K. & WILCOX, D.W. (1997): "Interactions between the seasonal and business cycles in production and inventories". *American Economic Review*, volum 87, desembre, número 5, 884-892.
- CHRISTIANO, J. L. (1995): "Modeling the Liquidity Effect of a Money Shock". Inventory, Business Cycles and Monetary Transmission. Springer Verlag, Berlin (Riccardo Fiorito, Editor), capítol 2, 61-125.
- COOLEY, T.F. & HANSEN, G.D. (1998): "The role of monetary shocks in equilibrium business cycle theory: Three examples". *European Economic Review*, 42, 605-517.
- COOLEY, T.F. & HANSEN, G.D. (1995): "Money and the Business Cycle". Frontier of Business Cycle Reserach, Thomas F. Cooley, Editor. Princenton University Press (New Jersey), 175-216.
- COSTA, LL. & FONT. M. (1995): "Divises i riscos de canvi". Edició catalana a cura del Banc de Sabadell, Barcelona.
- COSTA, M.T. & VILADECANS, E. (1998): "Efecto distrito y competitividad de las empresas manufactureras en los sistemas productivos locales", *Document de*

Treball de la Divisió de Ciències Jurídiques, Econòmiques i Socials. Col·lecció d'Economia, E98/35, Universitat de Barcelona.

COSTA, M.T. & CALLEJÓN, M. (1997): "Localització industrial i externalitats", *Revista Econòmica de Catalunya*, número 31, 9-17.

Dirección General de Previsión y Coyuntura (1992): "El empleo de las tasas de variación como indicadores cíclicos". *Síntesis Mensual e Indicadores Económicos*, abril, 15-23.

EDISON, H.J.; GAGNON, J.E. & MELICK, W.R. (1997): "Understanding the emprirical literature on purchasing power parity: the post Bretton Woods era". *Journal of International Money and Finance*, volum 16, 1-17.

ENGEL, U. (1996): *Analisis of change: advanced techniques in panel data analysis.* Walter de Gruyter (1996).

EZEKIAL, M. (1938): "The Cobweb effect". *Quartely Journal of Economics*, 52, 255-280.

EUROPEAN ECONOMY (1994): "Financial situation of industrial enterprises: costs, profitability and financing". *Suplement A*, número 1, juny.

EVANS, G.W., HONKAPOHJA, S. & ROMER, P. (1998): "Growth Cycles". *American Economic Review*, volum 88, juny, número 3, 495-511.

FRIEDMAN, M. (1956): *Studies in quantity theory of money.* University of Chicago Press, Chicago.

FUENTES, E. (1995): "Los males de la inflación y el déficit público de la economía española". *Cuadernos de Información Económica*, 199, juliol 1995. Madrid.

FUKUYAMA, F. (1995): *Trust. N'existeix una versió castellana, Confianza.* Editorial Atlántida, Mexico.

- FUNDACIÓ EMPRESA I CIÈNCIA (1996), Salas, V. et al.: *Competir en Europa*. Ariel Sociedad Económica, Barcelona.
- GENERALITAT DE CATALUNYA (1983-1995): *Informe anual de l'Empresa Catalana*. Direcció General de Programació Econòmica, Departament d'Economia i Finances, Barcelona.
- GENESCÀ, E. (1996): "La empresa catalana: rentabilidad y estructura financiera". *La industria en España y Catalunya*, 139-158. Editorial Columna i Comissió Obrera Nacional de Catalunya, Barcelona.
- GENESCÀ, E. & SALAS, V. (1995): "Convergencia microeconómica España-Europa (1982-1992)". *Papeles de Economía Española*, 63, 146-163. Fundación F.I.E.S. de la C.E.C.A., Madrid.
- GENESCÀ, E. & SALAS, V. (1994): "La reactivación de la economía española: una perspectiva empresarial". *Cuadernos de Información Económica*, 85.
- GENESCÀ, E. & SALAS, V. (1994): "Factors de costos i diferenciació en la competitivitat de l'empresa catalana". *L'economia catalana davant del canvi de segle*, Fundació Banco Bilbao Vizcaya, 547-565.
- GREGORY, A.W., HEAD, A.W. & RAYNAULD, J. (1997): "Measuring World Business Cycles". *International Economic Review*, volum 38, agost, número 3, 677-701.
- HAKURA, D.S. (1998): "The effects of European economic integration on the profitability of industries", *International Monetary Fund Institute (IMF Working Paper WP/98/85)*.
- HALL, R.E. (1990): "The relation between price and marginal cost in United States industry", *Journal of Political Economy*, volum 96, número 5, 921-947.

- HAYECK, P.A. (1933) : Monetary theory and the trade cycle. Jonathan Cape, London.
- HARTOK, J.(1990): Panel data and labor market studies.North-Holland, Amsterdam.
- HORTALÀ i ARAU, J. (1996): Teoria Econòmica (Curs de Teoria Econòmica des d'una aproximació històrica). Editorial Mc Graw-Hill, Barcelona, 408.
- HSIAO, CHENG (1989): Analysis of panel data. Cambrigde University Press, 1989, Econometric Society Monograph, 11.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1994b): Indicadores cíclicos del entorno internacional de la economía española. *Boletín Trimestral de Coyuntura*, 53, 61-121.
- JUGLAR, C. (1862): Des crises commerciales et leur retour périodique, en France, en Angleterre, et aux Etats-Units. Guillaumin, Paris.
- LEDESMA, F.J.; NAVARRO, M.; PEREZ, J.V. & SOSVILLA, S.: (1997): "Paridad del poder adquisitivo: una reconsideración". *Documento de Trabajo 97-01*, FEDEA.
- KEYNES, J.M. (1936): La teoria general de l'ocupació, l'interès i el diner. *Clàssics del pensament modern*, 35. Edicions 62 i Diputació de Barcelona.
- KITCHIN, J. (1923): "Cycles and trends in economic factors". *Review of Economics and Statistics*, 5, 10-16.
- KLEIN, P. (1990): Analyzing modern business cycles: Essays honoring Geoffrey More. M.E. Sharpe, Inc., Armonk, New York and London.
- KLEIN, P. & MOORE, G. (1985): Monitoring growth cycles in Market oriented countries. Cambridge, Massachussets. Ballinger.
- KONDRATIEFF, N.D. (1926): "Die langen wellen der konjunktur", *Archiv für Sozialwissenschaft und Sozialpolitik*, 56, 573-609. N'existeix una versió anglesa: The long waves in economc life, *The Review of Economic Statistics*, 1935, 17, 105-115.

- LAFFER, A. (1982): *Supply-side economics*. Pacific Palisades, New York.
- LESCURE, J. (1923): *Des crises generales et periodiques de surproduction*. Libraire du Recueil Sirey, Paris.
- LUCAS, R.E. jr (1976): *Understanding business cycles*. A. Brunner K. & Meltzer, A. H. (1977). *Stabilisation of the domestic and international economy*, Carnegie-Rochester conference Series on *Public Policy*, 5, North Holland, New York. N' existeix una versió en castellà a *Cuadernos Económicos de ICE*, 1985, 30, 45-64.
- MARIMON, R. (1995): "La economía española: una visión diferente". Antoni Bosch, editor, Barcelona.
- MARTÍN, C. (1995): "La industria española: problemas estructurales y coyuntura actual". *Papeles de Economía Española*, 62, 188-203. Fundación F.I.E.S. de la C.E.C.A., Madrid.
- METZLER, L.A. (1994): "The nature and stability of inventory cycles". *Review of Economics and Statistics*, 23, 100-129.
- MITCHELL, W.C. & BURNS, A.F. (1938): *Statistical indicators of cyclical revivals*. National Bureau of Economic Research, New York.
- MITCHELL, W.C. (1959): *Business cycles and their causes*. University of California Press, Berkeley.
- MUNS i ALBUIXECH, J. (1995): "Radiografía de la crisis" (Col·lecció d'articles publicats al diari "La Vanguardia" (1986-1993). Editorial Vicens Vives, Barcelona.
- NGAMA, Y.L. & SOSVILLA-RIVERO, S. (1991): "An empirical examination of absolute purchasing power parity: Spain 1977-1988". *Revista española de economía*, volum 8, 285-311.

- NIEMIRA, M.P. & KLEIN, P.A. (1994): Forecasting financial and economic cycles. Wiley, New York.
- OCDE (1987) : OECD leading indicators and business cycles in member countries, 1960-1986. OCDE, Paris.
- PIGOU, A.C. (1927) : Industrial fluctuations. Macmillan, London.
- PONS i NOVELL, J. (1995): Un sistema d'indicadors cíclics per a l'economia catalana. Col·lecció de Manuals de la Universitat de Barcelona.
- PULIDO, A. (1996): Dèficit i inversió pública: la connexió oculta. *Societat d'Estudis Econòmics* (Foment del Treball Nacional) i Edicions Gestió 2000 SA, 3, 11-29, Barcelona.
- RAYMOND, J.L. (1997): "Tipo de cambio real de la peseta y productividad". *Revista de Economía Aplicada*, volum 15, hivern de 1997, 31-49.
- RAYMOND, J.L. (1995): "El comportamiento del consumo y de la inversión en 1993 en España". *Papeles de Economía Española*, 62, 144-155. Fundación F.I.E.S. de la C.E.C.A., Madrid.
- RAYMOND, J.L. (1995): "Análisis del ciclo económico". *Papeles de Economía Española*, 62, 2-36. Fundación F.I.E.S. de la C.E.C.A., Madrid.
- RAYMOND, J.L. (1993): "Acortamiento de distancias, convergencia y competitividad en los países de la Europa de los Doce". *Papeles de Economía Española*, 56, 78-97. Fundación F.I.E.S. de la C.E.C.A., Madrid.
- ROGOFF, K. (1996): "The purchasing power parity puzzle". *Journal of Economic Literature*, volum 34, 647-668.

- ROS i HOMBRAVELLA, J. (1997): *Ahorro con avaricia*. Ediciones Flor del Viento, Barcelona.
- ROS i HOMBRAVELLA, J. (1997): *La Unión Europea y la economía española*. Fundación Argentaria, Madrid.
- ROS i HOMBRAVELLA, J. (1992): *Catalunya, una economia decadent?* Editorial Barcanova, Barcelona.
- SALAS, V. (1993): "Aspectos microorganizacionales de la competitividad". *Fundación Empresa Pública*, Documento de Trabajo 9205.
- SALAS, V. (1993): "La empresa: un análisis económico frente a Europa". En E. Albi (ed.), *Europa y la competitividad de la economía española*, Editorial Ariel, Barcelona.
- SAMUELSON, P.A. (1939): "Interaction between the multiplier analysis and the acceleration principle". *Review of Economics and Statistics*, 31, 75-78.
- SARGENT, T.J. & WALLACE, N. (1975): "Rational expectations, the optimal monetary instrument and the optimal money supply rule". *Journal of Political Economy*, 53, 241-254.
- SARGENT, T.J. & WALLACE, N. (1976): "Rational expectations and the theory of economic policy". *Journal of Monetary Economics*, 2, 169-183.
- SCHUMPETER, J.A. (1939): *Business cycles: a theoretical, historical and statistical analysis of the capitalist process*. Mcgraw-Hill, New York.
- SCHUMPETER, J.A. (1954): *History of economics analysis*. Oxford University Press, London. N' existeix una versió castellana a Ediciones Ariel (1971).
- SERRA i RAMONEDA, A. (1993): *L'empresa. Una anàlisi econòmica*. Servei de Publicacions de la Universitat Autònoma, Bellaterra.

- SHERMAN, H. J. (1991): The Business Cycle. Capítols 12 (232-247) i 16 (317-339).
Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- SOLÀ, J.; FLUVIÀ, M. & GUAL, J. (1993): La indústria catalana en els anys noranta.
Ariel Economía/CIDEM, Barcelona.
- TRIGO, J. (1997): "Márgenes empresariales, inflación y recuperación económica". *La Economía Española: el camino hacia el mercado*, 17-43. Ediciones Gestión 2000, SA,
Barcelona.
- TRIGO, J. (1994): La empresa española. *Economía y empresa en España*, 229-269. Ediciones
Gestión 2000, SA. Barcelona.
- TRIGO, J. (1991) : El Marc Monetari. *Quaderns de Competitivitat*, número 11, 15-19.
Departament d'Indústria i Energia. Generalitat de Catalunya. Barcelona.
- TUGORES, J. (1995): "Economía Internacional e Integración Económica". Editorial Mc-
Graw-Hill, Madrid.
- VAN EES, H.; KUPER, G. & STERKEN, E. (1997): "Investment, finance and the
business cycle: evidence from the Dutch manufacturing sector". *Cambridge Journal
of Economics*, 21, 395-407.
- WEISSKOPF, TH. (1979): "Marxian Crisis Theory and the Rate of Profit in the postwar
U.S. economy". *Cambridge Journal of Economics* (número 3, desembre), 341-378.
- WOOD, A. (1987): An economics theory of profits. Cambridge, Cambridge University
Press.

ZABALZA, A. (1995): "Thirty years of spanish economic growth: the role of private and public sectors", presentat en la conferència "*Twenty yeas of iberian democracy: an assessment*", 7-9 d'abril, Harvard University.

ZIMMERMANN, C. (1997): "International real business cycles among heterogeneous countries". *European Economic Review*, 41, 319-355.

BIBLIOTECA DE ECONOMIA
Diagonal, 690 - 08034 Barcelona
Tel. 402 19 66

