
INFLUÈNCIA DE LA DESPESA PÚBLICA EN RECERCA I DESENVOLUPAMENT SOBRE LA PRODUCTIVITAT TOTAL DELS FACTORS A L'AGRICULTURA ESPANYOLA (1964-1989)

O. Alfranca Burriel

RESUM

L'objectiu d'aquest treball és analitzar la influència de la despesa pública en R+D agrari i la capacitat sobre la productivitat total dels factors de l'agricultura espanyola a llarg termini. Per a això, s'utilitzen tècniques de cointegració. L'estimació de noves dades sobre la despesa pública en R+D agrari rebrà una especial atenció, ja que no existeix una sèrie contínua de dades entre 1964 i 1989.

MOTS CLAU: despesa pública en R+D, productivitat total dels factors, cointegració.

RESUMEN

Este trabajo analiza la influencia del gasto público en I+D agrario y la capacitación sobre la productividad total de los factores de la agricultura española en el largo plazo. Para ello, se utilizan técnicas de cointegración. Una atención singular recibe el tratamiento de los datos empleados en la estimación, especialmente los correspondientes al gasto público en I+D agrario, para los que no existe una serie continua disponible entre 1964 y 1989.

PALABRAS CLAVE: gasto público en I+D, productividad total de los factores, cointegración.

ABSTRACT

This paper tries to study the relationship between total factor productivity in Spanish agriculture and explanatory variables such as public sector agricultural R&D and extension, in the long run. Cointegration analysis has been applied. Special care has been given to the estimated data for the Spanish public sector agricultural R&D, because there was not a complete available serie between 1964 and 1989.

KEY WORDS: public sector agricultural R&D, total factor productivity, cointegration.

1. INTRODUCCIÓ

El nombre d'estudis recents sobre les variables que expliquen el creixement en la productivitat total dels factors a l'agricultura és reduït, i a més les conclusions obtingudes per les diferents investigacions són sovint contradictòries.

Així, Pardey i Craig (1989) accepten la causalitat entre la despesa pública en recerca i desenvolupament (R+D) agrari i la productivitat per l'agricultura americana, l'estudi de Hallam (1990) rebutja aquesta mateixa hipòtesi per a l'agricultura britànica.

Una diferència essencial entre la recerca de Pardey i Craig i la de Hallam és la longitud de la sèrie disponible. Pardey i Craig utilitzen una sèrie anual des de 1890 fins a 1983. Hallam disposa d'una sèrie més reduïda que comença l'any 1947 i s'estén fins al 1987. Els dos treballs utilitzen deflactors específics per a la despesa pública en R+D agrari. Aquesta és una diferència important respecte a les dades que utilitzo en aquest treball, que han estat deflactades amb el deflactor del PIB, a manca d'un índex específic per a la despesa en R+D agrari.

Segons els resultats que obté Hallam, la despesa en R+D públic agrari i l'índex de productivitat total dels factors (PTF) no són variables cointegrades (per la qual cosa no pot acceptar-se l'existència d'una relació a llarg termini). Pardey i Craig, en canvi, sí que troben relacions causals tant entre la despesa pública en R+D agrari i la productivitat, com a l'inrevés, pel que fa a l'agricultura americana.

Les raons d'aquestes divergències s'han de buscar, segons Schimmelpfennig i Thirtle (1994), més en la longitud de la sèrie utilitzada que en la metodologia emprada pels autors (Schimmelpfennig i Thirtle, 1994). De fet, la investigació de Schimmelpfennig i Thirtle sí que permet d'acceptar la cointegració entre la productivitat total dels factors i la despesa pública en R+D agrari pel que fa al cas britànic. Schimmelpfennig i Thirtle construeixen un model amb dades de panel per a deu països comunitaris (entre els quals no es troba Espanya) i els Estats Units, i obtenen uns resultats molt semblants als de Pardey i Craig. Això indicaria que la metodologia centrada en la estimació d'una única regressió no sembla la més adient quan les sèries són curtes.

2. COINTEGRACIÓ ENTRE LA DESPESA PÚBLICA EN RECERCA I DESENVOLUPAMENT AGRARI I LA PRODUCTIVITAT TOTAL DELS FACTORS EN L'AGRICULTURA ESPANYOLA

L'anàlisi basada en la cointegració suposa l'existència de grups de variables amb una mateixa tendència, i que no presenten un comportament estacionari. L'ús de tècniques de cointegració serveix per determinar una possible relació lineal entre un conjunt de variables, i si aquesta relació es manté a llarg termini. La cointegració pot utilitzar-se per validar una teoria sempre que les variables incorporades presentin tendències estocàstiques molt marcades.

La cointegració no indica el sentit de la causalitat entre les variables. Malgrat tot, si dos variables estan cointegrades, llavors ha d'existir causalitat de Granger, almenys en un sentit. És per això que, en aquest treball, es contrasta l'existència de causalitat entre les variables, un cop acceptada la cointegració, tot i que la validesa dels valors obtinguts és molt limitada a causa del reduït volum de la mostra.

En aquest apartat es proposen algunes variables per explicar l'evolució de la productivitat total dels factors a l'agricultura espanyola durant el període 1964-1989. *lnptf* és un índex Tornqvist-Theil de productivitat total dels factors, en logaritmes. *lnrd* es refereix a la despesa pública en R+D agrari, en logaritmes. *lnsup* és el nombre d'alumnes que segueixen estudis universitaris d'enginyeria agrícola durant aquest curs (tècnics i superiors), dividit per la població agrària ocupada, en logaritmes. *lncap* és el nombre d'alumnes que segueixen estudis de capacitació agrària dividit per la població agrària ocupada, en logaritmes. *imp* és un índex meteorològic de Martonne, ponderat segons les diverses zones geogràfiques.

La variable que recull la influència de l'educació superior en la productivitat s'exclou de l'estimació de paràmetres perquè presenta un coeficient de correlació amb la variable *lnrd* de 0,968. El coeficient de correlació entre les variables *lnrd* i *lnsup* és de 0,495; per tant, s'inclou la variable *lnsup* sense cap altre transformació.

2.1. Ordre d'integració de les sèries

La primera etapa en el contrast de cointegració consisteix a determinar l'ordre d'integració de les dades per a cada variable, és a dir, contrastar el nombre d'arrels unitàries.

En la taula 1 es presenten els resultats dels contrastos utilitzats per determinar l'ordre d'integrabilitat de les variables.

La variable *imp* és l'única variable per a la qual es rebutja la hipòtesi d'una arrel unitària. Segons els valors del contrast ADF, les sèries *lnptf*, *lnrd*, *lnca* i *lnsup* són integrades d'ordre 1, i per tant, estacionàries en primeres diferències. Segons el contrast de la *t*, cap de les sèries és estacionària en tendència.

TAULA I. *Contrastos per determinar l'ordre d'integració de les variables*

NIVELLS		
	ADF	TENDÈNCIA
<i>lnptf</i>	-2,10	1,91
<i>lnrd</i>	3,08	3,04
<i>lnca</i>	-2,34	0,59
<i>lnsup</i>	-1,68	2,26
<i>imp</i>	-4,52	-1,75
PRIMERES DIFERÈNCIES		
	ADF	TENDÈNCIA
INCPTF	-5,58	-0,83
INCRD	-4,18	-0,08
INCAP	-3,94	-1,29
INCSUP	-3,28	-1,93
INCIMP	-7,48	-0,26

Valors crítics: Davidson y Mackinnon (1993)

ADF: -3,61; (5 %)

La impossibilitat d'acceptar comportaments tendencials en alguna de les variables pot evitar l'aparició de possibles regressions espúries que s'obtidrien en establir relacions entre variables estacionàries en diferències i variables estacionàries en tendència.

Els contrastos per a les variables en primeres diferències sostenen en tots els casos les hipòtesis apuntades, per la qual cosa resulta improbable l'existència d'arrels dobles en cap de les variables.

2.2. Contrastos de cointegració

La taula II presenta els resultats obtinguts en el cas de cointegrar les variables explicatives *lnrd* i *lnca* amb la variable *lnptf*.

Els resultats indiquen que la variable *ln_{cap}* no està cointegrada amb la variable *ln_{ptf}*. Els valors del test DF obtinguts són inferiors als valors crítics que presenten Davidson i Mackinnon (1993).

El fet que no existeixi cointegració entre parells d'algunes variables (com és el cas de *ln_{cap}* i *ln_{ptf}*), no significa que no pugui donar-se la cointegració. Els resultats obtinguts en estimar el model amb les tres variables de manera conjunta no permeten d'acceptar la hipòtesi de no-cointegració, tal com mostra la columna (1) a la taula II.

TAULA II. *Relacions de cointegració*

VARIABLE DEPENDENT: <i>Ln_{ptf}</i>			
	(1)	(2)	(3)
Constant	4,286 (140,362)	4,755 (105,085)	4,278 (168,954)
<i>Ln_{rd}</i>	0,059 (16,880)	—	0,059 (17,564)
<i>Ln_{cap}</i>	0,013 (0,514)	0,096 (1,058)	—
CRDW	1,681	2,107	1,652
DF	-3,971	-0,827	-3,724
ADF	-3,752	-1,045	-3,558

Valors crítics: Engle i Yoo (1987) i Davidson i Mackinnon (1993). (5 %)
CRDW: 0,99; DF: -4,12; ADF: -3,74

Els contrastos CRDW rebutgen la hipòtesi de no-cointegració en tots els casos, fins i tot per a la variable *ln_{cap}*. Els valors dels contrastos DF i ADF per a la relació entre *ln_{rd}* i *ln_{ptf}* no permeten rebutjar la hipòtesi de no-cointegració.

Els contrastos de cointegració de Johansen indiquen l'existència d'una relació de cointegració a un nivell de significació del 5 %, si es rebutja la presència d'una tendència determinística en el model de correcció de l'error i s'accepta la presència d'una constant en la relació de cointegració. En el cas d'acceptar la presència de tendència en el model de correcció de l'error, llavors es rebutja l'existència de cointegració.

El valor dels coeficients d'ajust és clarament inferior a la unitat. Això

TAULA III. *Contrastos de cointegració de Johansen*

SUPÒSIT: tendència lineal determinista en les dades <i>lnptf, lnrd, incap</i>			
Ho	RV	VC (5 %)	VC (1 %)
s=0	25,49	29,68	35,65
s=1	10,69	15,41	20,04
s=2	2,08	3,76	6,65

SUPÒSIT: No existeix tendència lineal determinista en les dades <i>lnptf, lnrd, incap</i>			
Ho	RV	VC (5 %)	VC (1 %)
s=0	35,47	34,91	41,07
s=1	19,53	19,96	24,60
s=2	8,42	9,24	12,97

s: hipòtesi sobre el nombre d'equacions cointegrades

RV: *ratio* de versemblança

VC: valor crític

significa que no existeix interrelació, i que no s'influeixen els desequilibris entre les variables.

El petit valor del coeficient expressa que les variables no són endògenes i no tindran influència perquè mantenen els valors d'equilibri de la productivitat total dels factors.

2.3. Causalitat en el sentit de Granger

La cointegració no indica el sentit en què es produeix la causalitat entre les variables. Malgrat tot, si dos variables estan cointegrades, llavors ha d'existir causalitat de Granger, almenys en un sentit. El contrast de causalitat de Granger (1969) que faig servir en aquest treball, efectua una regressió entre la variable endògena *lnptf* i cadascuna de les variables cointegrades. Si la variable explicativa és significativa, això implica que la variable explicativa «causa» *lnptf* en el sentit de Granger.

En aquest treball, solament es confirma la causalitat de *lnptf* sobre l'educació superior. La casualitat de *lnrd* sobre *lnptf* s'accepta amb un valor de 7,12 per al contrast F. La parametrització utilitzada inclou solament el primer retard. La variable *lnptf* com a causant en el sentit de Granger de

Insup amb un valor de 5,47 per al contrast F, i el mateix nombre de retards. Nogensmenys, el nombre reduït d'observacions disponibles aconsella prudència en la interpretació del contrast.

Una possible explicació a la causalitat entre productivitat total dels factors i educació superior es troba en l'abandó de l'activitat agrària per part dels fills dels treballadors agraris, que inicien estudis superiors si ho permet la renda de l'explotació. No resulta estrany que aquests estudiants busquin ocupacions que els permetin d'aconseguir salaris relativament superiors als de l'explotació familiar, i això provoca la seva partença. En conseqüència, l'augment en la productivitat total dels factors provoca l'increment del capital humà (en forma d'educació superior agrària), i en canvi no apareixen efectes sobre la productivitat derivats de l'educació superior.

3. CONCLUSIONS

La utilització de tècniques de cointegració permet d'acceptar l'existència d'una relació a llarg termini entre la productivitat total dels factors, la despesa pública en R+D agrari i la capacitació.

L'escassa llargada de les sèries disponibles, és el defecte que limita la validesa dels contrastos de causalitat i els possibles models de mecanisme de correcció de l'error que poguessin realitzar-se.

ANNEX ESTADÍSTIC

1. FONTS ESTADÍSTIQUES UTILITZADES

En aquesta secció són descrites les fonts i les dades utilitzades (veure taula iv) en les relacions entre un índex PTF per l'agricultura espanyola i un conjunt de variables que es proposen com a explicatives. Les variables són l'educació superior, la capacitació i extensió agràries, un índex meteorològic i la despesa pública en R+D agrari.

1.1. Índex de productivitat total dels factors (*lnptf*)

La font per a l'índex és Alfranca (1995). L'índex PTF que he utilitzat és el que inclou quatre *outputs* i deu *inputs*, ja que permet de distingir la influència i el pes dels factors de producció sobre l'*output* de la manera més detallada possible. L'índex es calcula encadenat, per evitar que les fluctuacions excessives en un període puguin distorsionar el valor final de l'índex.

TAULA IV. *Dades utilitzades*

	<i>Lnrđ</i>	<i>Lncap</i>	<i>Lnsup</i>	<i>Lnptf</i>	<i>imp</i>
1964	5,11	-0,91	0,29	4,61	23,55
1965	5,11	-0,87	0,49	4,56	27,63
1966	5,11	-0,87	0,50	4,57	29,45
1967	6,17	-0,84	0,53	4,61	25,04
1968	5,85	-0,61	0,61	4,59	26,68
1969	5,46	-0,58	0,63	4,60	32,38
1970	5,33	-0,39	0,67	4,64	25,58
1971	5,84	-0,33	0,73	4,64	30,54
1972	6,05	-0,28	0,65	4,61	32,17
1973	6,82	-0,29	0,72	4,62	23,32
1974	6,97	-0,39	0,72	4,71	26,27
1975	6,87	-0,16	0,84	4,68	26,48
1976	6,92	-0,07	1,01	4,70	28,09
1977	6,84	-0,26	1,20	4,71	29,79
1978	7,91	-0,57	1,24	4,72	27,65
1979	8,09	-0,48	1,36	4,74	31,18
1980	8,29	-0,62	1,55	4,80	26,02
1981	8,51	-0,27	1,67	4,80	24,78
1982	8,79	-0,03	1,73	4,79	26,27
1983	8,92	-0,21	1,78	4,82	24,72
1984	9,11	-0,27	1,85	4,84	29,14
1985	9,26	-0,34	1,95	4,86	24,89
1986	9,40	-0,31	2,16	4,82	26,74
1987	9,62	-0,35	2,26	4,84	27,05
1988	9,73	-0,45	2,36	4,84	25,56
1989	9,85	-0,40	2,51	4,81	26,76

1.2. Educació superior (*lnsup*)

Aquesta variable agrupa els estudiants matriculats a les escoles universitàries d'enginyeria tècnica agrícola i enginyeria tècnica superior agrària, tal com apareixen a l'anuari estadístic de l'INE.

La variable *Insup* es defineix com el logaritme del quocient entre el nombre d'estudiants d'enginyeries tècniques i superiors agràries i la població agrària ocupada mitjana anual (que apareix a les successives *encuestas de población activa* que publica l'INE. Aquesta aproximació és la seguida per Thirtle i Bottomley (1989) i Hallam (1990). Una representació alternativa estaria formada pels anys d'escolarització dels estudiants. El fet que bona part dels estudiants provinguin de famílies agràries i es dediquin posteriorment a activitats relacionades amb l'agroindústria faria preferible, per la seva senzillesa, la primera opció.

1.3. Capacitació i extensió (*lncap*)

Les xifres sobre la despesa en extensió no estan disponibles en una sèrie continuada que arribi fins a l'any 1989. La publicació de la sèrie per al conjunt d'Espanya s'interromp l'any 1983. Actualment, les activitats d'extensió i capacitació es troben descentralitzades i es desenvolupen per comunitats autònomes. Aquest fet dificulta considerablement l'obtenció de les xifres sobre despesa, i per això es va triar, com a possible aproximació el nombre d'alumnes assistents a escoles de capacitació agrària.

La variable *lncap* es correspon amb el quocient entre el nombre d'alumnes matriculats a les escoles de capacitació agrària i el valor mitjà anual de la població agrària ocupada, en logaritmes. La font per al nombre d'alumnes en escoles de capacitació són els successius anuaris de l'INE.

1.4. Índex meteorològic (*imp*)

Existeixen diferents aproximacions al càlcul d'índex que recullin l'evolució climàtica en un territori. Bàsicament, la literatura es concentra en tres propostes:

1) Thirtle, Hadley i Bureau (1992) i Schimmelpfennig i Thirtle (1994) utilitzen com a variable *proxy* el logaritme de la desviació mitjana per al cultiu del blat. Aquesta aproximació presenta com a principal inconvenient la possible correlació amb l'índex PTF. La seva utilització és deguda en bona part a les dificultats per obtenir dades meteorològiques corresponents a una sèrie d'estats diferents, en confeccionar una matriu de dades.

2) Doyle i Ridout (1985) utilitzen les diferències respecte a les condicions climatològiques mitjanes, per a les quals es fixa un valor 100. Un entrebanc important, en el cas d'aplicar aquest índex al cas espanyol, és establir les condicions mitjanes per a cada zona climàtica, i després les que correspondrien al conjunt de l'Estat.

3) Thirtle i Bottomley (1989) i Hallam (1990) calculen un índex de Martonne.

L'índex de Martonne es basa en la fórmula següent:

$$I = \frac{P}{T + 10} \quad [1]$$

on I és l'índex, P és el volum de precipitació, i T és la temperatura.

Aquest índex empíric presenta l'avantatge de la seva senzilleza (tant en la facilitat per obtenir les dades necessàries com en el càlcul de l'índex), però resulta difícilment acceptable per mesurar la influència climàtica en un espai físic tan variat i complex com és l'espanyol. És per això que s'utilitza aquí un índex de Martonne «corregit», en el qual tracten de temperar-se algunes de les diferències existents en deu zones climàtiques diferents. Les zones escollides, juntament amb el seu factor de correcció (fixat per tal d'ajustar-se a la mitjana del país), apareixen en la taula v. El Professor Martín Vide, de la Facultat de Geografia i Història de la Universitat de Barcelona, em facilità la classificació de les diferents zones climàtiques i les corresponents ponderacions, que són el resultat del seu treball empíric.

Les fonts estadístiques utilitzades per obtenir les dades són l'*Anuario estadístico* de l'INE i l'*Anuario de Estadística Agraria* del Ministeri d'Agricultura, Pesca i Alimentació.

TAULA v. Factors de correcció en els índexs meteorològics

ÀREA CLIMÀTICA	TEMPERATURA	PRECIPITACIÓ
Nord i Navarra	1,2	0,5
Castella-Lleó	1,2	1
Castella-la Manxa, Extremadura i Madrid	1	1
Andalucia occidental	0,8	1
Andalucia oriental i Múrcia	1	1
Rioja, Aragó i Lleida	0,8	1
Catalunya (excepte Lleida)	0,8	1
València	0,8	1
Balears	0,8	1
Canàries	0,8	1

Font: Martín Vide (1993). Comunicació personal

1.5. La despesa en R+D agrari a Espanya (*Inrd*)

1.5.1. Fonts i definicions

La R+D es defineix com el conjunt d'activitats creatives realitzades de manera sistemàtica per tal d'augmentar el cabal de coneixements científics i tècnics i utilitzar-los per introduir noves aplicacions (INE, 1985).

Tal com exposa l'INE (1985), les activitats relacionades amb la R+D són tres: la investigació fonamental, la investigació aplicada i el desenvolupament tecnològic.

La font estadística principal és la publicació de l'INE *Estadística sobre las actividades en investigación científica y desarrollo tecnológico*, 1985. Aquesta publicació comença a editar-se l'any 1969, tot i que havia existit en 1967 un treball semblant realitzat pel Grupo de Planificación del Gabinete Técnico del Patronato Juan de la Cierva. Les dades corresponents al període 1960-1963 apareixen en la publicació del Ministeri d'Agricultura, Pesca i Alimentació, *La agricultura española en...*, 1963.

Les xifres es presenten en preus constants de l'any 1970, mitjançant la utilització del deflactor implícit del PIB al cost dels factors. La utilització d'un deflactor específic per a aquestes dades milloraria els resultats de l'estudi. Aquesta font d'error, malgrat tot, pot resultar de poca importància en comparació amb altres causes. Una causa evident és la discontinuïtat en les sèries de dades, o bé la precisió de les dades publicades entre 1960 i 1963. MAPA (1963) qualifica aquestes observacions d'estimatives (p. 129).

1.5.2. Construcció d'una sèrie de despesa pública en R+D agrari per al període 1960-1989.

Els problemes principals que planteja la construcció d'una sèrie sobre la despesa pública en R+D agrari a Espanya són bàsicament dos: l'escassa llargària de la sèrie publicada i l'existència de discontinuïtats en les dades disponibles.

Pel que fa al primer problema, la dada més antiga que he pogut aconseguir per a aquest treball és la de l'any 1960. No existeix cap publicació específica per als anys anteriors, i la seva recopilació constituïria per ella mateixa un treball de recerca.

Entre els anys 1960 i 1989 existeixen set exercicis dels quals no es disposa d'observacions. Els anys són: 1964, 1965, 1966, 1968, 1975, 1976 i 1977.

El problema de les observacions no disponibles s'ha solucionat mitjançant una regressió lineal en logaritmes entre la despesa pública en R+D i una variable temporal. Aquesta metodologia, també la utilitzen Thirtle, Hadley i Bureau (1992) per completar algunes sèries de despesa en R+D, en el seu estudi sobre la productivitat de l'agricultura a diferents països de la Unió Europea on estimen regressions entre una variable temporal i la despesa pública en R+D per obtenir les dades no disponibles d'Alemanya, França, Itàlia i el BENELUX.

També estimo una regressió en logaritmes entre la variable *lnrd* i la variable *lnsup* per corroborar si la variable temporal és un bon estimador de la despesa pública en R+D agrari. He escollit la variable *lnsup* perquè el valor del coeficient de correlació de Pearson amb *lnrd* entre 1964 i 1989 és de 0,968, i a més, s'observa un gran paral·lelisme en el comportament de les dues sèries.

Amb les dades publicades, les regressions que puc estimar són (1), (2), (3), (6) i (7) de la taula vi.

TAULA VI. Regressions per a l'estimació de les observacions no disponibles
Variable dependent: *Lnrd*

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	1960-1963	1960-1963	1969-1974	1960-1967	1960-1974	1978-1989	1978-1989
Constant	-5917,575		329,414	-1910,83	-1634,56	-2591,09	6,05
<i>t</i>	-5,358		0,254	-1,834	-4,494	-21,53	36,205
<i>Lnrd</i>	781,206	0,674	-42,664	252,697	216,253	342,447	
<i>t</i>	5,362	19,242	-0,25	1,839	4,51	21,605	
<i>lnsup</i>							1,57
<i>t</i>							17,902
R2 aj.	0,902	0,992	0	0,254	0,58	0,977	0,967
MEC	0,028	0,282	0,008	0,195	0,199	0,009	0,013
Observacions	4	4	6	8	15	12	12

Les regressions (6) i (7), que són les que utilitzen sèries més llargues, foren rebutjades per a la estimació de les dades de l'interval 1964-1967, per dues raons principals:

1) Com que l'interval de confiança de la predicció creix més que proporcionalment conformement ens allunyem del punt mitjà de la sèrie

utilitzada, la predicció amb les dades disponibles per a períodes molt distants pot resultar ineficient.

2) La despesa pública en R+D agrari per a l'any 1978, mesurada en logaritmes, és un 13,52 % superior a la de l'any 1974. La despesa pública en R+D agrari segueix una trajectòria creixent fins al 1989. L'increment comentat podria ser l'indicador d'un canvi estructural.

La regressió (3) de la taula vi no va ser escollida perquè els coeficients no són significatius i el valor de la R^2 ajustada és molt baix.

La regressió (2) és preferida a la regressió (1) perquè la significació conjunta del model és superior. A més, el nombre de graus de llibertat és superior a la regressió (2) (ja que no inclou terme constant), i les diferències entre les prediccions i els valors observats són escasses entre els dos models.

Amb la regressió (2) es realitzaren prediccions entre 1964 i 1966. S'hi incorporaren les prediccions dels valors no disponibles de la sèrie, i s'estimà una nova regressió amb els valors de la sèrie 1960-1967 per esti-

TAULA VII. *Validació del model a posteriori*
Variable dependent: Lnrd

DIFERÈNCIES ENTRE VALORS ESTIMATS I VALORS OBSERVATS (1960-1989)							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
EBP	0,23	-0,21	0,09	0,01	-0,89	0,24	0,52
ECM	0,52	0,63	0,81	0,42	1,20	0,48	0,81
ECPM	0,08	0,11	0,15	0,07	0,14	0,08	0,15
DIFERÈNCIES ENTRE VALORS ESTIMATS I VALORS OBSERVATS (1960-1974)							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
EBP	0,23	-0,21	0,09	0,01	-0,12	0,47	1,06
ECM	0,52	0,63	0,81	0,42	0,44	0,68	1,16
ECPM	0,08	0,11	0,15	0,07	0,07	0,12	0,22
DIFERÈNCIES ENTRE VALORS ESTIMATS I VALORS OBSERVATS (1978-1989)							
					(5)	(6)	(7)
EBP					-1,59	0,03	0,03
ECM					1,61	0,07	0,11
ECPM					0,18	0,01	0,01

mar el valor corresponent a l'any 1968. Amb aquesta darrera observació, ja es disposa d'una sèrie contínua de valors entre 1960 i 1974.

Per a l'estimació de les dades corresponents al període 1975-1977, s'havia d'escollir entre les regressions (5), (6) i (7). A la taula VII s'observa que la regressió (5) és la que minimitza les diferències entre els valors estimats i els valors observats durant el període 1960-1974. La regressió (6) és la que minimitza aquestes diferències per al període entre 1978 i 1989.

La mitjana de l'error brut de predicció (EBP) per al període 1960-1989 és inferior a l'equació (6) que a l'equació (7). L'equació (6) és la que presenta uns valors inferiors per a l'error quadràtic mitjà (ECM) i l'error quadràtic percentual mitjà (ECPM) durant el mateix període.

Tanmateix, si s'accepta la hipòtesi de canvi estructural entre 1977 i 1978, i s'estimen les regressions per al període 1960-1974, llavors l'equació (5) és la que presenta uns valors més propers a zero per a ECM i ECPM.

L'equació (6) és la preferida per estimar la despesa en R+D durant el període 1978-1989, la qual cosa indica que la variable temporal és una aproximació millor a la despesa pública en R+D que la variable *lnsup*.

De tot això, es conclou:

1) L'existència d'un canvi estructural que es produeix entre 1974 i 1977.

2) Els resultats de les diferents mesures dels errors milloren si s'estima cada submostra amb un model diferent, i no amb un model conjunt.

1.5.3. L'existència d'un canvi estructural

Fins a l'any 1978, l'elaboració de les estadístiques sobre R+D corresponia a l'Institut Nacional d'Estadística (INE), que col·laborava amb el Patronat Juan de la Cierva i el Ministeri d'Educació i Ciència. La desaparició del Patronat Juan de la Cierva i una reorganització administrativa dintre de l'INE provocaren un replantejament de l'estadística sobre R+D.

A partir de 1978 es produeix la col·laboració entre l'INE, la Direcció General d'Innovació Industrial i Tecnologia del Ministeri d'Indústria i Energia i la Direcció General de Política Científica del Ministeri d'Educació i Ciència en la realització de l'estadística sobre activitats en recerca científica i desenvolupament tecnològic. Tot i que no es produiran canvis en la metodologia utilitzada durant tot el període estudiat (que coincideix amb el

manual de Frascati de l'OCDE), és a partir d'aquest any que s'inicia la publicació d'una sèrie contínua en la despesa de R+D públic en agricultura.

Per aquesta raó, vaig suposar que l'increment en la despesa pública en R+D es produeix l'any 1978, no abans, i vaig utilitzar la regressió (5) en l'estimació dels valors entre els anys 1974 i 1977.

Per comprovar l'existència d'un possible canvi estructural que he fixat entre els anys 1977 i 1978, i que podria justificar l'apreciable increment en la despesa pública en R+D que es produeix a partir d'aquest any, vaig calcular el test de Chow per a dos períodes:

- 1) 1960-1977.
- 2) 1978-1989.

El valor obtingut en el test es de 17,20, per la qual cosa s'accepta la hipòtesi d'existència de canvi estructural per a la R+D (taula VIII).

TAULA VIII. Test de Chow. Test d'igualtat de variàncies

<i>L_{nrd} = Cte + beta1 * L_{nt}</i>				
	<i>e'e</i>	<i>n</i>	<i>k</i>	Var. residual
1960-1977	2,53	18	2	0,15813
1978-1989	0,091	12	2	0,0091
1960-1989	6,088	30	2	0,21743

Test de Chow: 17,1961

Test d'igualtat de variàncies: 17,3764

<i>L_{nrd} = Cte + beta1 * L_{nsup}</i>				
	<i>e'e</i>	<i>n</i>	<i>k</i>	Var. residual
1960-1977	3,363	18	2	0,21019
1978-1989	0,132	12	2	0,0132
1960-1989	4,656	30	2	0,16629

Test de Chow: 4,63677

Test d'igualtat de variàncies: 15,9233

La possible existència de canvi estructural es contrastà també utilitzant la variable LNSUP com a explicativa, per als mateixos períodes. El va-

lor del test de Chow en aquest cas és de 4,64, per la qual cosa s'accepta l'existència de canvi estructural.

Per tal de contrastar l'estabilitat dels coeficients i del terme constant del model, he utilitzat variables fictícies. Les hipòtesis fonamentals a contrastar són quatre:

- 1) Canvi en el terme constant.
- 2) Canvi en el coeficient.
- 3) Canvi en el terme constant i en el coeficient.
- 4) Canvi en la variància residual.

Siguin les equacions:

$$\ln rd_1 = \alpha_1 + \beta_1 \ln T \quad [2]$$

per al període 1960-1977, i

$$\ln rd_2 = \alpha_2 + \beta_2 \ln T \quad [3]$$

per al període 1978-1989.

Es pot escriure una sola equació per als dos períodes, en la forma

$$\ln rd_t = \alpha_1 + (\alpha_2 - \alpha_1) Dconst + \beta_1 \ln T + (\beta_2 - \beta_1) Dcoef + u_t \quad [4]$$

on *Dconst* i *Dcoef* són variables fictícies que prenen els següents valors:

Dconst: 1, per al període 1978-1989.
0, per al període 1960-1977.

Dcoef: Els valors de la variable *lnT*, per al període 1978-1989.
0, per al període 1960-1977.

L'estabilitat, l'he contrastada també per al cas d'utilitzar la variable *lnsup*. En aquest cas, l'equació que utilitzo és

$$\ln rd_t = \alpha_1 + (\alpha_2 - \alpha_1) Dconst + \beta_1 \ln SUPA + (\beta_2 - \beta_1) Dcoef + u_t \quad [5]$$

on *Dconst* i *Dcoef* són variables fictícies que prenen els següents valors:

Dconst: 1, per al període 1978-1989.
0, per al període 1960-1977.

Dcoef: Els valors de la variable *Lnsup*, per al període 1978-1989.
0, per al període 1960-1977.

A les taules ix i x s'exposen els resultats per les diferents hipòtesis: igualtat de coeficients, igualtat del terme constant o igualtat de coeficient i constant.

TAULA IX. *Contrast d'estabilitat dels coeficients*

	(1)	(2)	(3)
Constant	-1.837,011 (-8,92)	-2.002,941 (-10,425)	-1.826,895 (-8,902)
<i>LnT</i>	242,95 (8,95)	264,831 (10,456)	241,623 (8,931)
<i>DConst</i>	0,442 (0,941)	1,198 (5,344)	
<i>DCoef</i>	0,491 (1,813)		0,718 (5,790)
R2aj	0,966	0,963	0,966
F	277,093	381,686	416,967
DW	1,758	1,658	1,683
MEC	0,101	0,11	0,101

A la taula ix es contrasta l'estabilitat dels coeficients utilitzant com a explicativa una variable temporal. Els resultats de la contractació conjunta indiquen que es manté l'estabilitat en el terme constant, però no en els coeficients, a un nivell de significació del 10 % (columna (1)). Si es contrasta separatament l'estabilitat en el terme constant i el coeficient, es rebutja en els dos casos la hipòtesi d'estabilitat (columnes (2) i (3)). S'accepta clarament la significació conjunta de tots els models.

A la taula x es contrasta l'estabilitat dels coeficients utilitzant com a explicativa la variable *Lnsup*. Els resultats de la contractació conjunta són contraris als obtinguts amb la variable temporal. Així, s'accepta l'estabilitat dels coeficients i la variació en el terme constant (columna (1)). Si es contrasta separatament l'estabilitat en el terme constant i el coeficient, els resultats són diferents. En aquest cas, es rebutja l'estabilitat del terme constant (columna (2)) i s'accepta l'estabilitat dels coeficients. No és possible rebutjar la significació conjunta de cap dels models.

TAULA X. *Contrast d'estabilitat dels coeficients*

	(1)	(2)	(3)
Constant	4,656 (25,65)	4,081 (33,52)	4,801 (25,62)
<i>Lnsup</i>	2,078 (7,34)	1,821 (9,042)	1,88 (6,345)
<i>DConst</i>	1,394 (2,474)	0,78 (2,628)	
<i>DCoef</i>	-0,508 (-1,23)		0,333 (1,47)
R2aj	0,955	0,954	0,947
F	206,41	301,761	257,684
DW	0,967	0,899	0,862
MEC	0,134	0,137	0,16

BIBLIOGRAFIA

- ALFRANCA, O. (1995). *Productividad total de los factores en la agricultura española, 1964-1989: Medición y determinantes* [Tesi doctoral]. Universitat Autònoma de Barcelona. Facultat de Ciències Econòmiques i Empresariales.
- DAVIDSON, R.; MACKINNON, S. (1993). *Estimation and inference in econometrics*. Oxford University Press.
- Doyle, C. J.; Ridout, M. S. (1985). «The impact of scientific research on agricultural productivity». *Research Policy*, 14, p. 109-116.
- ENGLER, R.; YOO, S. (1987). «Forecasting and testing in cointegrated systems». *Journal of Econometrics*, vol. 35, p. 143-159.
- GRANGER, C. (1969). «Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods». *Econometrica*, vol. 37, p. 424-438.
- HALLAM, D. (1990). «Agricultural research expenditures and agricultural productivity change». *Journal of Agricultural Economics*, vol. 41, 41, p. 434-439.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1985). *Estadística sobre las actividades en investigación científica y desarrollo tecnológico*. Madrid.
- MINISTERIO DE AGRICULTURA (1963). *La agricultura española en...* Madrid.
- PARDEY, P.; CRAIG, B. (1989). «Causal relationships between public agricultural research expenditures and output». *American Journal of Agricultural Economics*, 71, p. 9-19.
- SCHIMMELPFENNIG, D.; THIRTLE, C. (1994). «Cointegration and causality: Exploring the relationship between agricultural R&D and productivity». *Journal of Agricultural Economics*, 45, p. 220-231.
- THIRTLE, C.; BOTTOMLEY, P. (1989). «The rate of return to public sector R&D in the United Kingdom, 1965-1980». *Applied Economics*, 21, p. 1063-1086.
- THIRTLE, C.; HADLEY, D.; BUREAU, J. (1992). *Productivity comparisons and the returns to R&D in EC agriculture* [Conferència presentada en el congrés *Strengthening Endogenous Development Patterns in European Agriculture*]. Chania [Creta], Mediterranean Agronomic Institute.