

FACTORES DETERMINANTES DE LA INVERSION PRIVADA EN LA AGRICULTURA HOLANDESA(*)

Por
ERNO KUIPER (**)
GEERT THIJSSSEN (***)

I. INTRODUCCION

En la bibliografía sobre el comportamiento de la inversión predominan dos enfoques. El primero explica la tasa de inversión de las distintas empresas en función de los costes de ajuste. Esta teoría asume el modelo del ajuste parcial de la inversión. La función de demanda de capital resultante depende de la tasa de descuento, de los precios de los consumos intermedios, de los precios de la producción y de los costes del capital. El segundo enfoque resulta más difícil de definir, ya que la teoría que la sustenta no es ni única ni rigurosa. No obstante, un tema común en el proceso de inversión es el hincapié que se hace en el papel de las variables financieras, como los tipos de interés, el coeficiente de endeudamiento y los beneficios no distribuidos.

Algunas aplicaciones del modelo de coste de ajuste a datos agrícolas figuran, por ejemplo, en López (1985), Vasavada y Chambers (1986), y Thijssen (1992). Los procedimientos de contrastación previa plantean dudas sobre la validez de este modelo para explicar el

(*) Agradecemos la buena disposición de Arie Oskam al facilitarnos los datos para este estudio.

(**) Erasmus University Rotterdam.

(***) Waningen Agricultural University.

– Revista de Estudios Agro-Sociales. Núm. 166 (octubre-diciembre).

comportamiento de la inversión en la agricultura (Vasavada y Thijsen, 1993). Modelos *ad hoc* que integran variables de diferentes teorías pueden encontrarse, por ejemplo, en Lewis *et al.*, (1988) y en Weersink y Tauer (1989).

Este trabajo investiga los factores determinantes de la inversión privada utilizando un modelo *ad hoc*. La ecuación de inversión se estima utilizando datos anuales de la agricultura holandesa del período 1950-1991.

Este trabajo pretende realizar una contribución en dos frentes. En primer lugar, la falta de una teoría sólida de la inversión se compensa utilizando la metodología de Hendry. Esta metodología parte de un modelo general basado en la teoría económica, especificándolo gradualmente mediante simplificaciones aceptables por los datos (1). En segundo lugar, se utiliza el procedimiento de Johansen para contrastar la existencia de una relación a largo plazo entre el capital y las variables explicativas. Una ventaja del procedimiento de Johansen es que permite elaborar estadísticos de contraste para verificar la existencia de restricciones lineales de los coeficientes de la ecuación a largo plazo.

Según Hendry, las modelizaciones empíricas pretenden, por regla general, describir las propiedades de los datos mediante relaciones paramétricas simples y razonablemente constantes entre variables que tomen en consideración las conclusiones de estudios anteriores y puedan ser interpretables desde la perspectiva de la teoría económica disponible. Los procedimientos de contrastación ayudan a determinar en qué medida los modelos empíricos cumplen esos fines. En este estudio, procederemos del siguiente modo:

- una revisión de la bibliografía sobre la teoría del comportamiento de la inversión (sección 2);
- un análisis de los datos y contrastes del orden de integración (sección 3);
- el procedimiento de Johansen, con el fin de comprender las relaciones a largo plazo (sección 4);

(1) Para una descripción más amplia de esta metodología, véase Cuthbertson y cols. (1992), Gilbert (1986) y Hendry y Ericsson (1991).

- verificación y simplificación del modelo de corrección de error utilizando diversos contrastes de especificación y diagnóstico (sección 5).

Las conclusiones ponen fin a este trabajo.

II. TEORIA DEL COMPORTAMIENTO DE LA INVERSION

La bibliografía sobre el comportamiento de la inversión en la agricultura ha estado dominada por la teoría del coste de ajuste. Esta teoría parte de una familia de agricultores que maximiza el valor actual de sus ingresos a lo largo de un horizonte temporal infinito.

Puede considerarse que el primer objetivo de la explotación es maximizar los beneficios a corto plazo con respecto a los inputs variables, y en segundo término maximizar el valor actual de sus beneficios a largo plazo. Por consiguiente, los beneficios a corto plazo dependen de un stock fijo de capital. La familia de agricultores debe incurrir en costes de ajuste para modificar este stock. Tales cambios generan costes crecientes, debido a que incorporan nuevo capital en una explotación en funcionamiento. Los costes de ajuste presuponen que los ajustes de los factores de producción se producen lentamente, dado que es costoso modificar el stock con mayor rapidez. Esta lentitud podría incorporarse al modelo como una especie de inflexibilidad del stock de activos. Lucas (1967) relaciona este modelo con la bibliografía sobre el ajuste parcial *ad hoc*. La explotación agrícola ajusta parcialmente su stock de capital hacia el stock de capital «deseado» a una tasa directamente proporcional a la diferencia entre el stock deseado y el stock real:

$$(k_{t+1} - k_t) = m (k_t^* - k_t) \quad [1]$$

donde k es el nivel de stock de capital, k^* es el stock de capital óptimo a largo plazo y m es la tasa de ajuste. Esta tasa de ajuste depende de la tasa de descuento, de los parámetros que determinan la función de beneficios a corto plazo y del parámetro del coste de ajuste. La cantidad óptima del bien de capital se deriva de la condición de mar-

ginalidad que establece que los beneficios marginales de una unidad del bien de capital deben equivaler a su coste marginal:

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial k_t} = pk_t (r_t + \delta) \quad [2]$$

donde π es la función de beneficios a corto plazo, pk es el precio de adquisición del capital (corregido por las subvenciones a la inversión) expresado en términos del precio del producto, δ es la tasa de depreciación del capital y r es la tasa de descuento real. Si partimos de la hipótesis de que la función de beneficios tiene una forma cuadrática, el stock de capital óptimo es el siguiente (2):

$$k_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 pk_t (r_t + \delta) + \alpha_2 pv_t + \alpha_3 pl_t \quad [3]$$

donde pv es el precio de los inputs variables expresado en términos del precio del producto y pl es el precio de la mano de obra expresado en términos del precio del producto. Combinando las ecuaciones [1] y [3], obtenemos la función de demanda de capital:

$$k_{t+1} = m (\alpha_0 + \alpha_1 pk_t (r_t + \delta) + \alpha_2 pv_t + \alpha_3 pl_t) + (1 - m)k_t \quad [4]$$

En los modelos que toman en cuenta expectativas racionales (por ejemplo, Thijssen, 1992, y Kodde y cols., 1990), se obtiene un modelo similar, si bien se incluyen valores de las variables exógenas en períodos anteriores en función de los procesos de cada una de dichas variables.

En macroeconomía es conocida la «teoría q » o teoría de la q de Tobin (Branson, 1989). Relacionada con la teoría del coste de ajuste (véase Hayashi, 1982), en ella la inversión está relacionada con la divergencia de q con respecto a la unidad, de modo que:

$$q = \frac{\text{valor de mercado del capital instalado}}{\text{coste de sustitución del capital instalado}} \quad [5]$$

(2) La cantidad de tierra total en el sector no varía mucho a lo largo del tiempo, por lo que hemos supuesto que no influye en el comportamiento de la inversión.

si q es mayor que la unidad, el mercado de valores valora el capital instalado por encima de su coste de sustitución. En tal caso, los directivos de las empresas tienen incentivos para invertir. Inversamente, si q es inferior a la unidad, el mercado de valores valora el capital por debajo de su coste de sustitución. En tal caso, los directivos no sustituirán el capital a medida que se deprecia. El valor del coeficiente q incorpora ya las expectativas del mercado sobre la rentabilidad de la empresa en el futuro. En estudios más recientes, esta teoría se ha aplicado también a nivel de empresa (véase Blundell y otros, 1992). Dado que las explotaciones agrícolas no cotizan en bolsa, esta teoría no puede aplicarse directamente al comportamiento de la inversión de los agricultores. No obstante, los ingresos y las deudas del pasado pueden darnos una idea de los ingresos esperados.

Con todo, ambas teorías utilizan de manera implícita el teorema de Modigliani-Miller. Este teorema postula que, en determinadas circunstancias, los propietarios de la empresa serán bastante indiferentes entre los resultados de diferentes políticas financieras y, además, que las decisiones de inversión pueden adoptarse con independencia de las decisiones financieras (Nickell, 1978, p. 150; Blanchard y Fisher, 1989, p. 295).

Por lo demás, es cierto que la política financiera de la empresa desempeñará un papel relevante en las decisiones de inversión de la empresa, siempre que ésta encuentre más ventajosa una fuente de financiación de la inversión que otra. Esta es la situación relevante para los agricultores. Una aplicación de esta extensión de la teoría de la inversión a nivel de las empresas puede encontrarse en Bond y Meghir (1990). En el presente estudio utilizamos datos a nivel de sector, por lo que nos limitamos a formular un modelo *ad hoc* que tome en consideración los factores financieros determinantes de la función de demanda de capital. Estas variables financieras son el coeficiente de endeudamiento, la tasa de interés real y el volumen de ahorro.

La función de demanda de capital resultante es similar a la ecuación [4], pero el coste del capital se desagrega entre la tasa de interés real y el precio de adquisición del capital, además de añadirse como variables financieras el volumen de ahorro (que, asimismo, constituye una medida de los beneficios esperados) y el coeficiente de endeudamiento. Se utilizan retardos adicionales de las variables para

incorporar las expectativas con respecto a las variables exógenas. Debido al número de observaciones, únicamente se toman en consideración tres retardos. Todas las variables están expresadas en escala logarítmica, lo que tiene la ventaja de que su primera derivada representa la tasa de crecimiento. El resultado es que la función general de demanda de capital viene determinada por (3):

$$\begin{aligned}
 k_{t+1} = & \alpha_0 + \alpha_1 k_t + \alpha_2 p k_t + \alpha_3 p v_t + \alpha_4 p l_t + \alpha_5 f r_t + \alpha_6 s_t + \\
 & + \alpha_7 r_t + \alpha_8 k_{t-1} + \alpha_9 p k_{t-1} + \alpha_{10} p v_{t-1} + \alpha_{11} p l_{t-1} + \\
 & + \alpha_{12} f r_{t-1} + \alpha_{13} s_{t-1} + \alpha_{14} r_{t-1} + \alpha_{15} k_{t-2} + \alpha_{16} p k_{t-2} + \\
 & + \alpha_{17} p v_{t-2} + \alpha_{18} p l_{t-2} + \alpha_{19} f r_{t-2} + \alpha_{20} s_{t-2} + \alpha_{21} r_{t-2} + e_t
 \end{aligned}
 \tag{6}$$

donde k es la demanda de capital, $p k$ el precio de adquisición del capital (corregido por las subvenciones a la inversión) expresado en términos del precio del producto, $p v$ es el precio del input variable expresado en términos del precio del producto, $p l$ es el precio de la mano de obra expresado en términos del precio del producto, $f r$ es la proporción del capital propio en relación con el capital total, representada por el coeficiente de endeudamiento, s representa el volumen de ahorro, r la tasa de descuento real y e es el término de error.

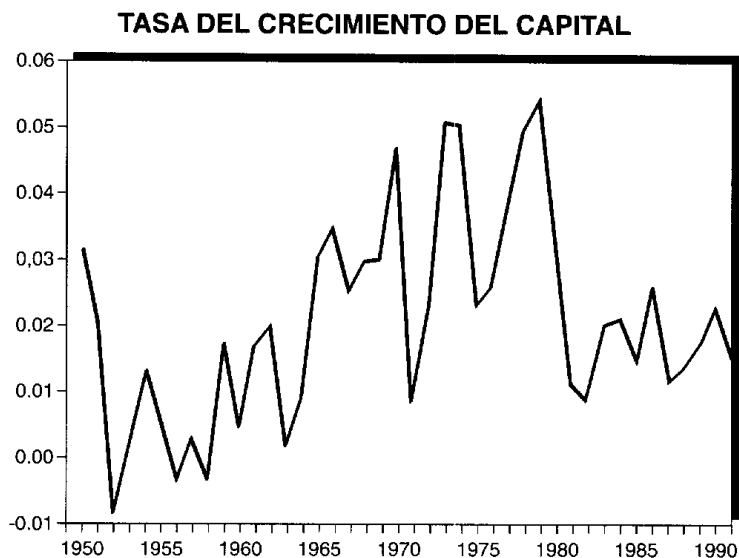
III. DATOS Y CONTRASTES DE INTEGRACION

En el presente estudio se han utilizado los datos anuales del período 1949-1991. La variable central es la cantidad de capital, que es el valor del capital invertido en edificios, maquinaria y ganado, dividido entre el índice de precios del capital de Tornqvist. Como puede verse en el gráfico, dicha variable oscila mucho a lo largo del tiempo, con tasas de crecimiento crecientes hasta 1980.

El precio del capital es un índice de Tornqvist compuesto de los precios de los edificios, de la maquinaria y del ganado. Los precios de los edificios y de la maquinaria están corregidos por los diferen-

(3) Las variables del segundo miembro de la ecuación están retardadas comparándolas con la variable del primer miembro, ya que lleva algún tiempo instalar un nuevo bien de capital.

GRAFICO 1



tes tipos de subvenciones a la inversión existentes en los Países Bajos. En 1979, el Gobierno introdujo un incremento sustancial de las subvenciones a la inversión, el cual hizo disminuir considerablemente el precio corregido del capital.

El volumen de ahorro se define como los ingresos totales menos los costes de los inputs variables y los costes de la mano de obra (que reflejan el consumo privado de las familias de agricultores). Los ahorros fueron muy bajos en 1979 y en 1980.

Los inputs variables son piensos, energía, fertilizantes, semillas y plaguicidas. El precio de la mano de obra es igual a los costes del trabajo de los trabajadores agrícolas. Todos los precios están divididos por el precio del producto agrícola bruto para mantener la homogeneidad de grado cero en precios.

La proporción de capital propio con respecto al capital total es bastante estable a lo largo del tiempo, fluctuando entre 0,56 y 0,60. El capital total se define como la suma del capital propio de los agricultores, los préstamos contraídos y el capital perteneciente a

los propietarios de la tierra. La tasa de descuento real es la tasa de interés de las hipotecas deflactada por el precio del producto agrario bruto.

Todos los datos se basan en la definición de agricultura de la oficina Estadística de los Países Bajos (CBS), y proceden casi siempre del LEI/CBS, Landbouwcijfers. Existen algunas dudas respecto de la validez de los datos, ya que la CBS utiliza algunas de las variables como variables residuales del resto de la economía. Por este motivo, debemos subrayar que todas las conclusiones deben ser interpretadas con suma prudencia.

Al verificar la estacionariedad de los datos, obtenemos una mejor comprensión de los mismos (4). En los casos en que las variables no son estacionarias, sino integradas de orden uno (lo que se indica mediante $I(1)$), por lo general no es posible utilizar los estadísticos t asociados con el estimador MCO de los coeficientes (Pagan y Wickens, 1989, p. 987). Para eludir este problema, se han diferenciado los datos. El orden de integración de las variables ha sido fijado utilizando el contraste de Dickey Fuller (Ampliado). Este contraste consiste en efectuar una regresión entre la serie con una diferencia y la serie con un retardo, los términos diferenciados retardados y, opcionalmente, una tendencia temporal. El estadístico t del coeficiente de la variable de contraste retardada es el estadístico de Dickey Fuller, que no tiene una distribución t bajo la hipótesis nula de raíz unitaria. Un estadístico t elevado y de signo negativo permite rechazar la hipótesis de raíz unitaria e indica que la serie es estacionaria.

Entre las variables consideradas, todas las variables contrastadas resultaron ser integradas de orden uno. Para las variables en niveles, no es posible rechazar la hipótesis de raíz unitaria. No obstante, la hipótesis de raíz unitaria puede rechazarse para las primeras diferencias de estas variables. En la regresión, se ha tomado en consideración un término de tendencia siempre que podía apreciarse una clara tendencia en la serie. Los términos diferenciados retardados de la serie han sido tomados en consideración sólo cuando eran significativos.

(4) Para los cálculos, se ha utilizado el programa MicroTSP. El procedimiento de Johansen ha sido ejecutado en un programa propio escrito en el lenguaje Gauss.

Cuadro 1

CONTRASTE DEL ORDEN DE INTEGRACION DE LAS VARIABLES.
(LA (*) INDICA UN NIVEL DE SIGNIFICACION DEL 5%)

variable	Dickey Fuller	tendencia temporal	términos diferenciados retardados
Δk	-3,24(*)	no	0
k	-2,68	sí	1
Δpk	-9,69(*)	no	0
pk	-2,66	sí	1
Δpv	-8,02(*)	no	0
pv	-2,03	no	0
Δpl	-5,21(*)	no	0
pl	-0,77	sí	0
Δfr	-8,14(*)	no	0
fr	-2,01	no	2
Δs	-6,25(*)	no	1
s	-2,52	no	0
Δr	-6,23(*)	no	0
r	-2,26	sí	0
Δg	-5,35(*)	no	1
g	-0,56	no	2

IV. CONTRASTE DE COINTEGRACION

Dado que todas las variables son integradas de orden uno, los datos deben diferenciarse. Un inconveniente del procedimiento de diferenciación es que provoca una pérdida de valiosa «información a largo plazo». Una solución a este problema es el concepto de cointegración. Dado que todas las variables son $I(1)$, podemos especificar la siguiente función de demanda a largo plazo:

$$k_t = \beta_0 + \beta_1 pk_t + \beta_2 pv_t + \beta_3 pl_t + \beta_4 fr_t + \beta_5 s_t + \beta_6 r_t + u_t \quad [7]$$

Este modelo puede estimarse mediante MCO. Si el término residual resultante \hat{u}_t es $I(0)$, entonces se dice que la demanda de capital y las variables del segundo miembro de la ecuación (que reflejan el stock de capital deseado, véase también la ecuación [3]) están cointegradas. Esto significa que existe una relación a largo plazo entre las variables (Maddala, 1988, pp. 216-218).

Utilizando la ecuación de cointegración [7], podemos formular la ecuación [6] del siguiente modo:

$$\begin{aligned} \Delta k_{t+1} = & \alpha_0 - (1 - \alpha_1 - \alpha_8 - \alpha_{15})\hat{u}_t - (\alpha_8 + \alpha_{15})\Delta k_t - \\ & - \alpha_{15} \Delta k_{t-1} - (\alpha_9 + \alpha_{16})\Delta pk_t - \alpha_{16}\Delta pk_{t-1} - \\ & - (\alpha_{10} + \alpha_{17})\Delta pv_t - \alpha_{17}\Delta pv_{t-1} - (\alpha_{11} + \alpha_{18})\Delta pl_t - \quad [8] \\ & - \alpha_{18}\Delta pl_{t-1} - (\alpha_{12} + \alpha_{19})\Delta fr_t - \alpha_{19}\Delta fr_{t-1} - \\ & - (\alpha_{13} + \alpha_{20})\Delta s_t - \alpha_{20}\Delta s_{t-1} - (\alpha_{14} + \alpha_{21})\Delta r_t - \\ & - \alpha_{21}\Delta r_{t-1} + e_t \end{aligned}$$

donde Δ es el operador de diferencias. El término de corrección de error (\hat{u}_t) es la diferencia entre el stock de capital y el stock deseado de capital. La ecuación [8] es un modelo de corrección de error, y, es una generalización del modelo de ajuste parcial de la ecuación [1], ya que tiene en cuenta diferentes tasas de reacción para los diferentes factores determinantes de la demanda de capital. El término de corrección de error garantiza que el objetivo a largo plazo se alcance en el estado estacionario.

Un enfoque más potente para contrastar la cointegración lo constituye el procedimiento de Johansen. Presenta la ventaja de que los estadísticos de contraste pueden calcularse para que contrasten la existencia de restricciones lineales en los coeficientes de la ecuación a largo plazo. Los estadísticos t de la ecuación [7] no pueden utilizarse para contrastar la significación de los parámetros. El enfoque de Johansen se describe en Johansen y Juselius (1990) y Cuthbertson y cols. (1992), y aquí sólo haremos una breve descripción del mismo. Consideremos un modelo vectorial autorregresivo de orden 3, o VAR(3) para una serie temporal vectorial (7X1), $X_t(t = 1...T)$:

$$X_t = \mu + \sum_{i=1}^3 \pi_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad [9]$$

donde μ es un vector 7 x 1 de ordenadas en el origen π_i , $i = 1...3$, son matrices de parámetros de dimensiones (7 x 7); X_t , es (k_t , pk_t , pv_t , pl_t , fr_t , s_t , r_t), y ε_t , es ruido blanco. El modelo [9] sirve de base para el análisis de cointegración. Añadiendo y eliminando varios retardos de X_t puede reformularse el modelo como:

$$\Delta X_t = \mu + \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \epsilon_t \quad [10]$$

donde:

$$\Gamma_i = -(\Pi_{i+1} + \dots + \Pi_3) \text{ y } \Pi = -(I - \sum_{i=1}^3 \Pi_i)$$

Ahora bien, dado que X_t es un vector de variables $I(1)$, el primer miembro y los términos diferenciados del segundo miembro son $I(0)$, pero el segundo término del segundo miembro es una combinación lineal de variables $I(1)$. El enfoque de Johansen consiste en estimar todas las diferentes combinaciones de los niveles de X_t que producen elevadas correlaciones con los elementos $I(0)$ de (10); estas combinaciones son los vectores de cointegración. El rango de la matriz Π , r , es el número de vectores de cointegración.

Aplicamos el modelo [10] a los datos descritos en la sección 3. Los residuos se someten al contraste de Box-Pierce para verificar que no están correlacionados y el contraste de normalidad de Jarque-Bera (5). Se utilizan dos contrastes de razón de verosimilitud para determinar el número de vectores de cointegración: el estadístico de traza y el estadístico del valor propio más grande (λ_{\max})⁶. Ambos estadísticos de razón de verosimilitudes tienen una distribución asintótica no-standard bajo la hipótesis nula. En el cuadro 2, se calculan los estadísticos de traza y λ_{\max} se comparan con los valores críticos de estos estadísticos tabulados en el cuadro 1 de Osterwald-Lenum (1992, p. 468).

Tanto el estadístico del valor propio más grande (λ_{\max}) como el contraste de traza rechazan la hipótesis nula de que no existe ningún vector de cointegración con un nivel de confianza del 95 por ciento. Sin embargo, también la hipótesis nula de que existe un vector de cointegración resulta rechazada por ambos contrastes con un nivel de confianza del 95 por ciento. Por lo tanto, a partir del cuadro 2 podemos concluir que existen dos vectores de cointegración en los

(5) Para una descripción de este contraste, véase la sección 5.

(6) Véase Johansen y Juselius (1990, pp. 176-183) para una descripción de estos contrastes.

Cuadro 2

ESTADÍSTICOS DE CONTRASTE PARA DIFERENTES VALORES DE r FRENTE A $r + 1$ (λ_{max})
Y r FRENTE A LA ALTERNATIVA GENERAL $r = 7$ (TRAZA)

H_0	traza	traza (0,95)	traza (0,99)	λ_{max}	λ_{max} (0,95)	λ_{max} (0,99)
$r \leq 6$	0,13	3,76	6,65	0,13	3,76	6,65
$r \leq 5$	10,99	15,41	20,04	10,86	14,07	18,63
$r \leq 4$	25,14	29,68	35,65	14,15	20,97	25,52
$r \leq 3$	46,69	47,21	54,46	21,54	27,07	32,24
$r \leq 2$	73,24	68,52	79,07	26,55	33,46	38,77
$r \leq 1$	120,34	94,15	103,18	47,10	39,37	45,10
$r = 0$	179,17	124,24	133,57	58,83	45,28	51,57

datos. Además de efectuar estos contrastes, debe analizarse la representación gráfica de las dos relaciones de cointegración posibles, como hacemos en el gráfico 2.

La segunda relación de cointegración es necesariamente un resultado espúreo, ya que los residuos de dicha relación de cointegración no parecen ser estacionarios (véase gráfico 2b). Por consiguiente, nos limitaremos a la relación de cointegración representada en el gráfico 2a. El vector de cointegración se presenta en el cuadro 3. Una ventaja del procedimiento de Johansen es que permite calcular tests estadísticos para contrastar si un coeficiente es cero. Este contraste de la razón de verosimilitudes tiene una distribución $\chi^2(1)$ bajo la hipótesis nula.

La interpretación del vector de cointegración sin restricciones como una relación a largo plazo es inmediata:

$$k_t = -0.77 p_{k_t} + 0.45 p_{v_t} + 0.62 p_{l_t} + 2.40 f_{r_t} + 0.15 s_t - 0.34 r_t + \hat{u}_t \quad [11]$$

Aunque los signos de los coeficientes de la ecuación [11] coinciden con la teoría económica, de ella resulta que los residuos de la ecuación [11] retardados un período (\hat{u}_{t-1}) no son variable explicativa significativa en la ecuación de inversión. Esto podría deberse a que algunas de las variables no pertenecen a la relación de cointegración. Dado que el coeficiente en p_{v_t} no difiere de forma significativa de

GRAFICO 2a

RELACION DE COINTEGRACION 1

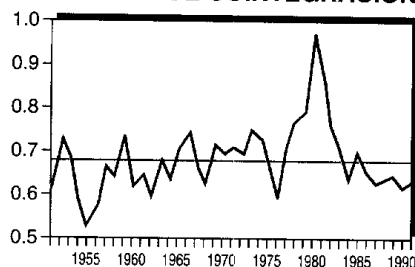
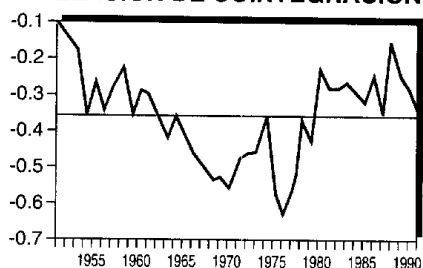


GRAFICO 2b

RELACION DE COINTEGRACION 2



cero, se excluye esta variable de la ecuación [11]. Con el fin de calcular una nueva relación de cointegración, se omite pv_t no sólo de la ecuación de equilibrio, sino de la totalidad del modelo [10].

En la segunda estimación de la relación de cointegración, los coeficientes de s_t y r_t parecen no ser significativos en orden ascendente. De este modo, omitimos pv_t y r_t en el modelo [10] y estima-

Cuadro 3

ESTIMACIONES DEL COEFICIENTE DE LA RELACION DE COINTEGRACION SIN RESTRICCIONES (1) Y DE LA RELACION DE COINTEGRACION CON RESTRICCIONES (2) (ENTRE PARENTESIS APARECE EL ESTADISTICO DEL TEST DE RAZON DE VEROSIMILITUDES)

	k_t	pk_t	pv_t	pl_t	fr_t	s_t	r_t
1	1,00 (6,42)	0,77 (4,00)	-0,45 (1,35)	-0,62 (6,93)	-2,40 (9,29)	-0,15 (10,57)	0,34 (8,28)
2	1,00 (9,27)	0,89 (14,75)		-0,61 (21,21)	-1,58 (9,36)		

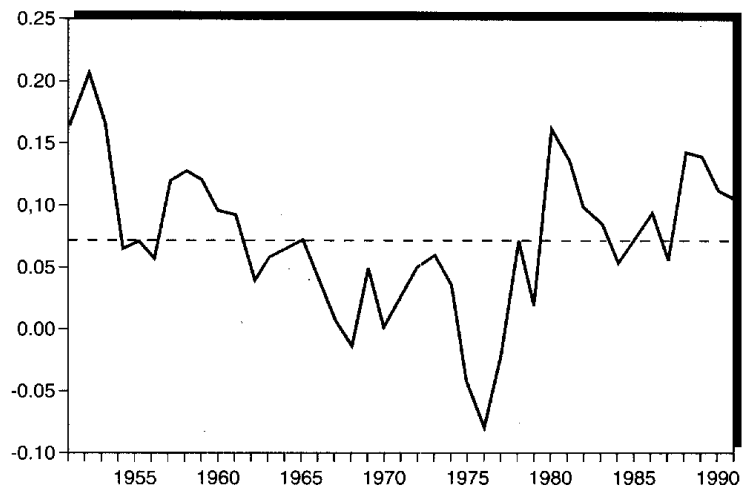
mos una nueva relación de cointegración. También el coeficiente en s_t parece ser no significativo, de modo que se estima una relación de cointegración más omitiendo pv_t , r_t y s_t en el modelo [10]. El vector de cointegración asociado con esta relación de cointegración se presenta en la segunda fila de el cuadro 3. Todos los coeficientes parecen ser significativos y tienen el signo correcto. Su interpretación como una relación a largo plazo es inmediata:

$$k_t = -0.89 pk_t + 0.61 pl_t + 1.58 fr_t + \hat{u}_t \quad [12]$$

La elasticidad a largo plazo de la demanda de capital con respecto al precio del capital es igual a $-0,89$. El capital y la mano de obra son sustitutos a largo plazo, siendo la elasticidad de la demanda de capital con respecto al precio de la mano de obra de $0,61$. Un aumento en la proporción de capital propio con respecto al capital total del 1 por ciento da lugar a un aumento del capital del $1,58$ por ciento a largo plazo. Los residuos se muestran en el gráfico 3, y utili-

GRAFICO 3

**RESIDUOS DE LA FUNCION
DE EQUILIBRIO SELECCIONADA**



zando el test de DF parecen ser estacionarios, ya que la hipótesis de raíz unitaria se rechaza a un nivel de confianza del 10 por ciento.

V. EL MODELO DE CORRECCION DE ERROR

Ahora que hemos estimado una relación de equilibrio satisfactoria, continuaremos modelizando la dinámica a corto plazo de la ecuación de cointegración elegida (la ecuación [12]) en el modelo de corrección de error, la ecuación [8]. Tras estimar la ecuación [8] mediante MCO, iniciamos la especificación del modelo eliminando variables. La ecuación estimada y contrastada [8] contendrá algunas variables irrelevantes. Esto no producirá estimaciones sesgadas de los parámetros, pero, sin embargo, sí obtendremos estimaciones ineficientes (Maddala, 1988, p. 125). Por consiguiente, el siguiente paso consiste en introducir de forma iterativa restricciones económicas significativas a la hipótesis aceptada, contrastando la significación de cada una de las restricciones mediante el contraste F clásico frente a la especificación del modelo con restricciones ligeramente inferiores que le precede en la secuencia (Cuthbertson y cols, 1992, p. 101). Esta metodología de lo general a lo particular implica inevitablemente una cierta dosis de «data mining». Por esta razón, la ecuación finalmente especificada se somete también a contrastes diagnósticos que nos den una idea de la adecuación de la especificación seleccionada. Debe tenerse presente que la realización de sucesivos contrastes con un grado de significación del 5 por ciento conducirá probablemente a un tamaño de la secuencia global de los tests considerablemente superior al 5 por ciento (Gilbert, 1986, p. 289).

La ecuación de inversión seleccionada finalmente es la siguiente:

$$\Delta k_{t+1} = 0.018 - 0.112 \hat{u}_t + 0.554 \Delta k_t + 0.095 (pk_t - pk_{t-2}) - 0.127 \Delta pv_t - 0.076 \Delta pl_{t-1} \\ (0.006) \quad (0.040) \quad (0.144) \quad (0.028) \quad (0.046) \quad (0.034) \quad [13]$$

(entre paréntesis, los errores estándar)

T = 40 (1952-1991), R² = 0.613, R² Ajustado = 0.556, $\hat{\sigma} = 0.011$,
DW = 1.914,

AR 1 - 1 $F(1,33) = 0.042$, AR 1 - 2 $F(2,32) = 0.239$, AR 1 - 3 $F(3,31) = 0.246$,

AR 1 - 4 $F(4,30) = 0.179$, AR 1 - 5 $F(5,29) = 0.427$, BP $\chi^2(10) = 3.92$,

Normalidad $\chi^2(2) = 5.840$, ARCH 1 - 1 $F(1,38) = 0.010$, $X_i^2 F(11,29) = 0.717$,

RESET $F(3,31) = 0.493$, Chow 1-81 $F(6,28) = 0.748$, Chow 2-81 $F(11,23) = 0.512$

El término de corrección de error (\hat{u}_t) es la diferencia entre el stock de capital y el stock de capital deseado (véase la ecuación [12]). Cuando el stock de capital sea inferior al stock de capital deseado, la inversión será positiva. Por el contrario, la inversión será negativa cuando el stock de capital sea mayor que el stock de capital deseado. La estimación del parámetro de ajuste es $-0,112$. La inversión parece estar influida positivamente por la diferencia entre pk_t y pk_{t-2} , pero, en realidad, existe una relación negativa entre las inversiones y su propio precio. La interpretación es la siguiente: si pk_t aumenta en un 1 por ciento, de acuerdo con la ecuación [12] el stock de capital deseado disminuye en un 0,89 por ciento, de modo que u_t aumentará en un 0,89 por ciento. En consecuencia, Δk_{t+1} cambia en $-0,112 * 0,89$ por ciento + $0,095 * 1$ por ciento = $-0,005$ por ciento a corto plazo. Así pues, el signo positivo del coeficiente en $(pk_t \text{ } pk_{t-2})$ puede interpretarse como un ajuste a corto plazo de la influencia a largo plazo de un cambio en pk_t . Además, las inversiones se ven negativamente afectadas por Δpv_t y Δpl_{t-1} en el corto plazo. Una explicación comúnmente aceptada es que si Δpv_t y Δpl_{t-1} aumentan, la liquidez de los agricultores disminuye, lo que les obliga a aplazar algunas inversiones previstas. Con todo, gracias al mecanismo de corrección de error, el stock de capital volverá a su nivel de equilibrio a largo plazo.

Estos resultados son similares a los resultados del modelo *ad hoc* elaborado por Lewis y cols. (1988). Su conclusión fue que el coste del capital para el usuario es el principal factor determinante de la inversión en instalaciones y maquinaria en la agricultura australiana. La renta no parece ser una variable explicativa importante, al igual

que sucede en nuestro estudio. Weersink y Tauer estudiaron datos de explotaciones lecheras de Nueva York y llegaron a la conclusión de que existe una relación negativa entre la renta y la inversión. Nuestros resultados difieren de los modelos neoclásicos tradicionales del coste de ajuste, debido a que la proporción de capital propio con respecto al capital total resulta ser significativa en la ecuación a largo plazo (véase la ecuación [12]).

Siguiendo a Hendry, hemos utilizado una serie de estadísticos de contraste para determinar la validez de la ecuación [13]. Los resultados de la mayoría de ellos aparecen a continuación de la propia ecuación (7):

- a. Contrastes sobre los residuos. Los residuos deben tener el carácter de ruido blanco; de otro modo, el modelo está mal especificado. Si existe correlación serial o heteroscedasticidad, el estimador de mínimos cuadrados ordinarios no será el estimador óptimo, y es probable que el sesgo del estimador de la varianza conduzca a inferencias erróneas.
 1. Contraste de Durbin-Watson (DW). El conocido estadístico de DW contrasta la hipótesis de la inexistencia de autocorrelación con la hipótesis de autocorrelación positiva de primer orden.
 2. Contraste de Box-Pierce (BP) de correlación serial. Una primera verificación de la autocorrelación consiste en comparar las autocorrelaciones de los residuos con límites $\pm T^{-1/2}$ (T es el número de observaciones). Además de examinar las autocorrelaciones individuales es posible examinar de forma conjunta todas las autocorrelaciones mediante el contraste de Box Pierce. Este estadístico tiene una distribución asintótica χ^2 bajo la hipótesis nula de inexistencia de correlación serial, y es pequeño si H_0 es cierta.
 3. Contraste de procesos autorregresivos (AR). Este contraste puede construirse para contrastar cualquier orden de correlación serial; su estadístico tiene una distribu-

(7) Nos limitamos a dar una breve descripción de los contrastes utilizados, remitiéndonos a Hall y cols. (1990) y a la bibliografía allí citada para más detalles.

ción F asintótica bajo la hipótesis nula de inexistencia de correlación serial.

4. Contraste de heteroscedasticidad de White (χ^2). El estadístico de White tiene también una distribución F asintótica bajo la hipótesis nula. Es un contraste general de la existencia de errores de especificación del modelo, ya que la hipótesis nula subyacente al contraste supone que los errores son homoscedásticos e independientes de los regresores, y que la especificación lineal del modelo es correcta.
 5. Una forma alternativa de heteroscedasticidad se denomina heteroscedasticidad condicional autorregresiva (ARCH). En lugar de relacionar los cuadrados de los residuos con el vector de variables explicativas, como se hace en 4, los cuadrados de los residuos se relacionan con los cuadrados de los residuos retardados.
 6. Contraste de normalidad de Jarque-Bera (Normalidad). Un supuesto importante de la mayoría de los estadísticos de contraste utilizados es que los residuos del modelo tienen una distribución normal.
- b. Contrastes de especificación y estabilidad.
7. Contraste RESET de Ramsey. Un supuesto importante de la ecuación [13] es que la forma de la función es lineal. La propuesta de Ramsey es incorporar a la ecuación potencias de los valores estimados de la variable dependiente. Los coeficientes de estas variables deben ser cero si se ha elegido la forma funcional correcta.
 8. Contraste de cambio estructural de Chow (Chow 1). Divide los datos en dos subconjuntos. Cada uno de los subconjuntos debe contener un número mayor de observaciones que el número de coeficientes de la ecuación que se está estimando. El objeto de esta división es contrastar si el vector de coeficientes puede
-

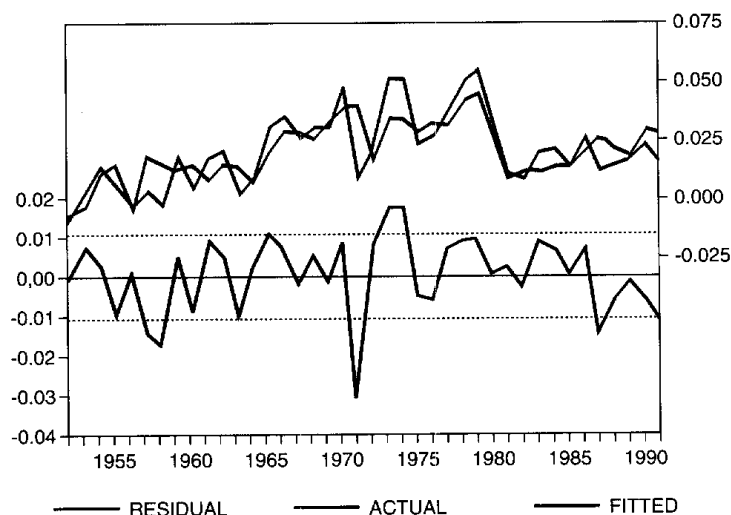
considerarse constante en ambos subconjuntos. Basándonos en el gráfico 1, decidimos que 1981 fuera el punto de división.

9. Contraste de predicción de Chow (Chow 2). La ecuación estimada con un subconjunto de los datos se utiliza para predecir los valores de la variable dependiente durante el resto del período. Así se obtiene un vector de discrepancias entre los valores predichos y los reales. Si estas discrepancias son pequeñas, se plantean muy pocas dudas sobre la ecuación estimada, pero valores elevados de las discrepancias harían sospechar sobre la ecuación estimada. También aquí, el punto de división de la muestra es 1981.
10. Contraste de CUSUM. El estadístico de contraste es la suma de los residuos recursivos normalizados por el error estándar de los residuos. Si los residuos son aleatorios, cabe esperar que el estadístico se sitúe próximo a cero; un valor sistemáticamente distinto de cero indicaría una especificación errónea del modelo.
11. Contraste de CUSUMQ. Este estadístico es la suma de los residuos recursivos al cuadrado expresados en términos de la suma residual de los errores al cuadrado. Cuando este estadístico se sitúa fuera del intervalo crítico, ello indica inestabilidad de los parámetros.
12. Estimaciones de coeficientes recursivos. Se analiza la evolución de cualquier coeficiente a medida que se utilizan cada vez más datos de la muestra para la estimación. Si el coeficiente muestra variaciones significativas a medida que se añaden nuevos datos a la ecuación de estimación, ello constituye una sólida indicación de inestabilidad.

Aparentemente, la ecuación de inversión estimada pasa todos los contrastes. No obstante, el ajuste del modelo es bastante pobre, como puede verse en el gráfico 4. En consecuencia, queremos subrayar que nuestros resultados son preliminares y, por consiguiente, deben interpretarse con suma prudencia.

GRAFICO 4

PRESENTACION DEL AJUSTE DE LA ECUACION [13]



VI. CONCLUSION

Este estudio presenta evidencia empírica de un modelo de corrección de error para la inversión en la agricultura neerlandesa. Las estimaciones de los coeficientes parecen tener el signo correcto y una magnitud interpretable. Sin embargo, debe subrayarse que las conclusiones deben interpretarse con suma prudencia, ya que tenemos algunas dudas sobre la validez de los datos primarios y el ajuste del modelo es bastante pobre. Las principales conclusiones obtenidas del estudio son:

- a) Los resultados de la estimación indican que la inversión depende a corto plazo del precio del capital, del precio del producto, del precio de los inputs variables, del precio de la mano de obra y de las inversiones realizadas en períodos pasados. Además, depende de un término de corrección de error derivado de una ecuación de equilibrio del capital a largo plazo estimada siguiendo el procedimiento de Johansen.

- b) Parece que, a largo plazo, el capital depende de su propio precio, del precio del producto, del precio de la mano de obra y de la proporción entre el capital propio y el capital total.
- c) En consecuencia, nuestros resultados difieren de los modelos neoclásicos tradicionales del coste de ajuste, ya que la proporción del capital propio sobre el capital total resulta tener una influencia significativa sobre la ecuación a largo plazo. Otra diferencia con el modelo del coste de ajuste es que nuestro modelo permite tasas de reacción diferentes ante cada uno de los diferentes factores determinantes de la demanda de capital. Dado que la teoría neoclásica del coste de ajuste no toma en consideración ni los factores determinantes de carácter financiero ni la dinámica a corto plazo, no explica adecuadamente la inversión.
- d) Los factores financieros, como los costes del capital y la proporción del capital propio sobre el capital total son determinantes importantes de la inversión privada en la agricultura neerlandesa. Sin embargo, en contra de lo comúnmente aceptado, no hemos encontrado una relación significativa entre el volumen de ahorro y los tipos de interés real y el comportamiento de la inversión.

BIBLIOGRAFIA

- BLANCHARD, O. J. y FISCHER, S. (1990). *Lectures on macroeconomics*. MIT Press, Cambridge.
- BLUNDELL, R.; BOND, S.; DEVEREUX, M. y SCHIANTARELLI, F. (1992). Investment and Tobin's q, evidence from panel data. *Journal of Econometrics* 51, 233-257.
- BOND, S. y MEGHIR, C. (1990). *Dynamic investment models and the firm's financial policy*. Institute for Fiscal Studies Working Paper N.º 90/17, London.
- BRANSON, W. (1989). *Macroeconomic theory and policy*. Harper & Row, New York.
- CUTHBERTSON, K.; HALL, S. y TAYLOR, M. (1992). *Applied econometric techniques*. The University of Michigan Press.
- GILBERT, C. (1986). *Professor Hendry's econometric methodology*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 48, 283-307.
- HALL, R.; JOHNSTON, J. y LILIEN, D. (1990). MicroTSP User's Manual, version 7.0. Quantitative Micro Software, Irvine, California.
- HAYASHI, F. (1982). Tobin's average q and marginal q: a neoclassical interpretation. *Econometrica* 50, 215-224.
-

- HENDRY, D. F. y ERICSSON, N. (1991). *Modeling the demand for marrow money in the United Kingdom and the United States*. *European Economic Review* 35, 833-886.
- JOHANSEN, S. y JUSELIUS, K. (1990). *Maximum likelihood estimation of cointegration vectors: an example of the Johansen procedure*. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 51, 213-218.
- KODDE, D., PALM, F., PFANN, G. (1990). *Asymptotic least-squares estimation, efficiency considerations and applications*. *Journal of Applied Econometrics* 5, 229-243.
- LEWIS, P.; HALL, N.; SAVAGE, C. y KINGSTON, A. (1988). *Taxation, cost of capital and investment in Australian agriculture*. *Australian Journal of Agricultural Economics* 32, 15-21.
- LUCAS, R. (1967). *Optimal investment policy and the flexible accelerator*. *International Economic Review* 8, 78-85.
- LÓPEZ, R. (1985). *Supply response and investment in the Canadian food processing industry*. *American Journal of Agricultural Economics* 67, 40-48.
- MADDALA, G. (1988). *Introduction to econometrics*. Macmillan, New York.
- NICKELL, S. (1978). *The investment decisions of firms*. Cambridge University Press, Cambridge.
- OSTERWALD-LENUM, M. (1992). *A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood rank test statistics*. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 461-471.
- PAGAN, A. y WICKENS, M. (1989). *A survey of some recent econometric methods*. *The Economic Journal*, 99, 962-1.025.
- THIJSEN, G. (1992). *Micro-economic models of Dutch dairy farms*. Wageningen Economic Studies 25, Wageningen Agricultural University, The Netherlands.
- VASAVADA, U. y CHAMBERS, R. (1986). *Investment in U.S. Agriculture*. *American Journal of Agricultural Economics*, 68: 950-961.
- VASAVADA, U. y THIJSEN, G. (1993). *Pre-testing and estimation of an intertemporal quadratic adjustment cost model for Canadian agriculture*. Ponencia presentada en el VII Congreso EAAE, Stresa, Italia.
- WEERSINK, A. y TAUER, L. (1990). *Regional and Temporal Impacts of Technical Change in the U.S. Dairy Sector*. *American Journal of Agricultural Economics*, 72: 923-934.

RESUMEN

Se construye una función de inversión que incorpora elementos de diversas teorías. Con el fin de compensar la falta de una teoría sólida, se ha utilizado la metodología de Hendry. Esta metodología consiste en los siguientes pasos: (i) revisión de la bibliografía sobre la teoría del comportamiento de la inversión; (ii) análisis de los datos y contrastes del orden de integración; (iii) procedimiento de Johansen con el fin de comprender las relaciones a largo plazo; (iv) verificación y simplificación del modelo de corrección de error utilizando diversos contrastes de especificación y diagnosis.

La ecuación de inversión se estima utilizando datos de la agricultura holandesa durante el período comprendido entre 1950 y 1991. Los factores determinantes a largo plazo de la inversión privada, en la agricultura holandesa obtenidos en el estudio son el precio del capital, el precio del producto, el coeficiente de endeudamiento y el precio de la mano de obra. Los precios de los inputs variables, de la producción, de la mano de obra y del capital y de las inversiones de períodos anteriores son los factores determinantes de la inversión a corto plazo.

RESUME

Dans ce travail, il est construit une fonction d'investissement qui inclut des éléments de diverses théories. En l'absence d'une théorie solide, il a été utilisé la méthodologie de Hendry, consistant dans les démarches suivantes: (i) révision de la bibliographie concernant la théorie du comportement de l'investissement; (ii) analyse des données et contrôles de l'ordre d'intégration; (iii) procédé de Johansen permettant de comprendre les rapports à long terme; (iv) vérification et simplification du modèle de correction des erreurs en utilisant divers contrôles de spécification et de diagnose.

L'équation d'investissement est évaluée en utilisant des données de l'agriculture hollandaise pendant la période 1950-1991. Les facteurs déterminants à long terme de l'investissement privé dans l'agriculture hollandaise résultant de l'étude sont le prix du capital, le prix du produit, le taux d'endettement et le prix de la main d'oeuvre. Les prix des intrants variables, de la production, de la main d'oeuvre, du capital et des investissements des périodes précédentes constituent les facteurs déterminants de l'investissement à court terme.

ABSTRACT

An investment function is developed integrating elements of several theories. To compensate the lack of a sound theory, Hendry's methodology has been used. This methodology consists of several steps: (i) review of the literature on the theory of investment behaviour; (ii) data investigation and tests on the order of integration; (iii) the Johansen procedure to get insight in the long-run relationship; (iv) check and simplify the error-correction model using several specification and diagnostic tests.

The investment equation is estimated using data for Dutch agriculture over the period 1950-1991. The long-run determinants of private investments in Dutch agriculture turn out to be the price of capital, the price of the output, the debt-equity ratio and the price of labour. The prices of the variable input, the output, labour and capital and lagged investments are the determinants of the investments in the short-run.
