

El riesgo de los cereales en Castilla y León. Un análisis provincial y comarcal (*)

ARTURO SERRANO BERMEJO (**)

PEDRO ARIAS MARTÍN (**)

SILVERIO ALARCÓN LORENZO (**)

AURELIO VILLA PÉREZ (**)

1. INTRODUCCIÓN

Es un hecho que, desde hace décadas, todos aquellos que se preocupan por la elaboración de decisiones económicas se interesan por el análisis del riesgo. La teoría económica lo correlaciona de manera positiva con el beneficio, si bien, de manera coloquial, se asocia a acontecimientos negativos de orden variado. La noción de riesgo está generalmente asociada con la posibilidad de que la rentabilidad sea menor que la esperada. El descenso de dicha rentabilidad en los cultivos puede estar motivado por una disminución del rendimiento o del precio de venta. Esta parte del riesgo que explica la variabilidad de la rentabilidad constituye el riesgo sistemático. El riesgo no sistemático o específico es la parte del riesgo total que depende de aquellos factores no considerados explícitamente. La diferenciación del riesgo en sus dos componentes, riesgo sistemático y no sistemático, es empleada en la toma de decisiones, en particular en la planificación agraria, donde la división del riesgo total de un cultivo, o de un plan de cultivos entre ambos, es de gran importancia debido al efecto que ejerce en la diversificación de cultivos.

El desarrollo conceptual y metodológico de estas cuestiones tiene una amplia trayectoria en los mercados financieros, y también son

(*) Este trabajo forma parte de los resultados del proyecto de investigación «El riesgo físico y económico de los cultivos extensivos en la zona centro» de la Universidad Politécnica de Madrid (A0306).

(**) Dpto. de Economía y Ciencias Sociales Agrarias. ETSI Agrónomos. Universidad Politécnica de Madrid.

numerosos los trabajos en el ámbito agrario, entre otros los realizados por Hazell (1971), Collins y Barry (1986) o Turvey, Driver y Baker (1988) y, en el contexto español, los de Romero (1976), Alonso (1977), Alonso *et al.* (1983, 1987), Juárez (1985), Serrano (1987), Alaejos y Cañas (1992), Arias (1994), Millán y Millán (1996), Kamel y García (2001).

En los últimos años se han modificado las condiciones de producción, tanto físicas como económicas y esto afecta al riesgo de la actividad agraria. Así, la aleatoriedad agrícola ha ido reduciéndose de manera significativa en amplios sectores de la producción. Controles y tratamientos fitopatológicos, sistemas de riego, cultivos protegidos o mejora genética son avances técnicos que han contribuido a ello. No obstante, siguen existiendo aún sectores de la producción agrícola donde la aleatoriedad sigue afectando (sequía, heladas, pedrisco, incendios). Por otra parte, las condiciones económicas también han cambiado como consecuencia de la reforma de la PAC, y existe, por tanto, la posibilidad de que se haya modificado el riesgo económico de los agricultores. Este estudio aborda el análisis del riesgo en la agricultura cerealista de Castilla y León, y, en concreto, los objetivos son:

- Explicar, a nivel provincial y comarcal, la variabilidad en los rendimientos de los cereales en Castilla y León a través de variables climatológicas.
- Determinar el riesgo total, tanto físico como económico, y su desagregación en sistemático y no sistemático. Además, cuantificar qué parte de la variabilidad de los rendimientos de los cereales se debe a variables climatológicas.
- Analizar la estabilidad del riesgo.
- Comparar a nivel provincial y comarcal la variabilidad de los cereales.

2. METODOLOGÍA

Por lo que respecta a la metodología, este estudio se basa en el modelo monoíndice de Sharpe (1963). Este modelo se ha adaptado y se ha aplicado a los cereales de secano, estableciendo una relación entre los rendimientos de un cultivo (R_j) y ciertos factores o índices (I_j) como la climatología (índices climáticos) o rendimientos económicos (precios de los productos), además de los elementos aleatorios o residuales en los que se incurren (ϵ_j), es decir:

$$R_j = \alpha_j + \beta_{j1} I_1 + \beta_{j2} I_2 + \dots + \beta_{jn} I_n + \epsilon_j$$

El término α_j , representa el valor de R_j al ser el índice $I_j = 0$, esto es, la respuesta que por término medio dará el rendimiento del cultivo j a los índices cuando éstos sean nulos.

El término β_j es un parámetro propio de cada cultivo y determina la relación existente entre el rendimiento del cultivo j y el índice elegido. Mide la variación que experimentan los rendimientos de los cultivos ante una variación unitaria del índice, es decir, expresa la sensibilidad de un cultivo a variaciones de los factores climáticos. Esta sensibilidad recibe el nombre de coeficiente de volatilidad. Cuanto mayor sea el coeficiente de volatilidad β , más sensible será el rendimiento del cultivo a las variaciones climáticas. En consecuencia, es un índice del riesgo sistemático del cultivo, o lo que es lo mismo, riesgo que depende de la climatología.

El término ϵ_j es el error o perturbación aleatoria. Explica las variaciones de los rendimientos que dependen de otras variables no consideradas, por lo que es un índice del riesgo no sistemático o diversificable de un cultivo. Sobre estos errores se asumen ciertas hipótesis, entre otras que son independientes entre sí y se distribuyen normalmente con media cero y varianza constante.

La relación causal entre los rendimientos de los cultivos y los índices climáticos permite descomponer la varianza de un cultivo en dos partes: una es el riesgo sistemático y otra parte es el riesgo no sistemático, donde el primero indica la variabilidad de los rendimientos de un cultivo debida a las fluctuaciones del índice y el segundo la variabilidad residual.

La cuantificación de los mismos se puede obtener al determinar la varianza de los rendimientos. Para el caso de un solo índice vendrá determinado por la siguiente expresión:

$$\text{Var } R_j = E [\alpha_j + \beta_j I + \epsilon_j - E (\alpha_j + \beta_j I + \epsilon_j)]^2 = \beta_j^2 \sigma_I^2 + \sigma_{\epsilon_j}^2$$

$$\text{Riesgo sistemático} = \beta_j^2 \sigma_I^2$$

$$\text{Riesgo no sistemático} = \sigma_{\epsilon_j}^2$$

Generalizando para varios índices:

Riesgo sistemático = $\sum_{i=1}^n \beta_{ji}^2 \sigma_{Ii}^2$ siempre que los índices no estén correlacionados.

$$\text{Riesgo no sistemático} = \sigma_{\epsilon_j}^2$$

Independientemente del riesgo físico de los cultivos, identificado éste con las variaciones de los rendimientos debido a las variaciones

de factores climáticos, puede hablarse también del riesgo económico de las fluctuaciones de los ingresos. Estas oscilaciones vienen explicadas por la dependencia de los ingresos de dos variables aleatorias como los rendimientos físicos y los precios de los productos. En este caso, el índice explicativo puede ser, como indican entre otros, Collins y Barry (1986), Alonso et al (1987) o Millán y Millán (1996), una media generalizada de los ingresos medios deflactados de la región o la renta agraria.

2.1. La cuantificación del riesgo

Los rendimientos de los cultivos pueden variar, y de hecho lo hacen, en función de determinados factores. Estos factores pueden ser controlables (fertilizantes, semillas, operaciones de cultivo...) e incontrolables (pluviometría, temperaturas...).

Los técnicos de seguros, especialistas en el estudio del riesgo, distinguen dos tipos de riesgo: riesgo puro y riesgo especulativo. El riesgo puro hace referencia únicamente a la probabilidad de que ocurra un siniestro, objeto éste del interés del seguro. El riesgo especulativo o dinámico incluye, además, la esperanza de resultados positivos. A éste es al que se enfrenta el empresario, ya que contempla las situaciones futuras que se pueden dar, unas positivas y otras no, y que, frecuentemente, se presentan de manera simultánea en el campo de las ciencias económicas.

El procedimiento para la cuantificación del riesgo no es único. Existen varias formas de medirlo, entre otras, mediante el rango (valor máximo-valor mínimo), el coeficiente de variación, la desviación típica o la varianza, que es la se utiliza en este estudio. Además del método de medida del riesgo, se ha de elegir la variable o transformación de la variable con la que analizar la variabilidad. Entre las variables posibles están:

1. El rendimiento de cada cultivo j en el período t , (R_{jt}) .
2. Las desviaciones de los rendimientos respecto a su media (\bar{R}_j) , $(R_{jt} - \bar{R}_j)$.
3. Las desviaciones del rendimiento de un período t y el precedente $t-1$ $(R_{jt} - R_{j,t-1})$.
4. Las desviaciones relativas del rendimiento de un período t y el precedente $t-1$ $(R_{jt} - R_{j,t-1})/R_{j,t-1}$.

En este trabajo se ha optado por desviaciones relativas del rendimiento de un período t y el precedente $t-1$ por dos motivos:

1. Por hacer uso del concepto de elasticidad, esto es, para conocer qué respuesta tienen en términos relativos las variaciones de los índices en las variaciones de los rendimientos.
2. Por motivos de estabilidad estructural en el modelo. Para lo cual es necesario la transformación de las variables con logaritmos y una diferencia regular, lo que equivale a estudiar las variables según desviaciones relativas, es decir para una variable genérica y_t , la transformación sería:

$$(1 - B)\text{Lny}_t = \text{Lny}_t - \text{Lny}_{t-1} = \text{Ln}\left(1 + \frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}}\right) \approx \frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}}$$

(B retardo de orden 1)

2.2. Estabilidad de las betas

La beta es un coeficiente que presenta especial interés e importancia como medida de la volatilidad y por tanto del riesgo. Su obtención se establece frecuentemente a través de modelos de regresión uni o multivariante. No obstante, existen varios procedimientos o formas de analizar su estabilidad. Hay autores que abordan la estabilidad de las betas incorporando variables cualitativas o dummy como el de Zalewska (2004), que dependiendo de la significatividad del estimador de estas variables dummy analiza si hay o no estabilidad, o Groenewold y Fraser (1999), que plantean varios modelos para la determinación de las betas.

El interés del estudio de las betas y de su estabilidad viene motivado no solamente desde un punto de vista explicativo, sino también predictivo. Por ello, en sentido estadístico, se deben diferenciar las betas buenas de las que no los son, Campbell y Vuolteenaho (2004). Sin embargo, el valor de las betas puede variar con el tiempo, afectando a la bondad del modelo explicativo y consecuentemente al poder de predicción.

Los modelos de regresión, que generalmente se utilizan en la estimación de las betas, se basan en una serie de supuestos (la función de regresión es lineal, la varianza es constante, la distribución de los residuos es normal y los errores son independientes). Sin embargo, en numerosas ocasiones se violan o no se cumplen alguna de estas hipótesis, lo que conlleva a que la estimación de los parámetros de un modelo, los coeficientes del modelo de regresión y la varianza de la distribución que se supone normal, no sean los adecuados.

Es por ello que un planteamiento posterior a la estimación de las betas, sea determinar su estabilidad en el tiempo. En el análisis de

dicha estabilidad se han utilizado varias metodologías, generalmente aplicadas a los mercados financieros.

Así, Fabozzi y Francis (1978) emplean un modelo de coeficientes aleatorios con datos mensuales de cotizaciones en el mercado bursátil de Nueva York, y muestran que no se pueden aceptar coeficientes beta invariantes en el tiempo. Bos y Newbold (1984) llegan a conclusiones similares usando modelos autorregresivos de primer orden. Groenewold y Fraser (1999) también encuentran evidencia de inestabilidad de las betas utilizando el filtro de Kalman y regresiones recursivas.

Por el contrario, Wells (1994) no rechaza la estabilidad de las betas para valores de la bolsa de Estocolmo mediante el filtro de Kalman, y Cheng (1997) encuentra estabilidad en el riesgo sistemático para valores bursátiles de Hong Kong, usando modelos de regresión «switching» que mediante una función de máxima verosimilitud identifica el número de subperíodos con betas distintas y la fecha de cambio más probable para cada uno de ellos.

Pero, ¿por qué se realiza este tipo de análisis cuando a través de la información que se tiene se explica el comportamiento de una variable? La justificación está en que, si bien el modelo es explicativo, no se tiene la certeza de que pueda o no variar en períodos futuros, es decir, que el modelo no sea predictivo.

Un procedimiento para analizar su estabilidad consiste en realizar un análisis de la estabilidad estructural del modelo por medio, por ejemplo, del test de Chow (1960). Si bien este test obliga a fijar un punto de ruptura en la serie, éste se puede variar y con ello nos aseguraremos del rechazo o no de dicha estabilidad.

3. APLICACIÓN PRÁCTICA

La zona elegida corresponde a Castilla-León, que comprende una superficie geográfica de 9,4 millones de hectáreas y representa el 19,5 por ciento de las tierras de cultivo de España, de las que el 67 por ciento son de cultivos herbáceos de secano y el 80 por ciento de cereales.

El estudio se ha aplicado a los cereales de secano de Castilla y León tanto a nivel provincial como comarcal, determinando el riesgo físico y económico. El análisis provincial se ha realizado para los cuatro cereales (trigo, cebada, avena y centeno) en el horizonte temporal 1980-2001 con datos de rendimientos obtenidos a partir de los Anuarios de Estadística Agraria del MAPYA. Por su parte, el estudio

comarcal se efectúa con datos facilitados por ENESA para los cereales en su conjunto, seleccionándose las comarcas con una dedicación superior al 5 por ciento de la SAU provincial.

Como variable explicativa se utilizan índices pluviométricos y termométricos (precipitación total y temperatura media mensuales) por entender que al ser cultivos de secano serían determinantes de las variaciones ocasionadas en los rendimientos. Estos índices se centran en los meses de abril, mayo y junio por considerarlos meses críticos. Cuando el estudio se efectúa a nivel provincial, los datos meteorológicos corresponden a los observatorios de la capital de la provincia (1). Sin embargo, cuando son a nivel comarcal, los datos climáticos corresponden a la propia comarca o a la más próxima.

3.1. Análisis provincial de los resultados del riesgo físico

La correlación entre los rendimientos es alta, estando en el entorno 88-95 por ciento, lo que quiere decir que años buenos o malos en uno de los cereales también lo son en los restantes (cuadro 1).

Cuadro 1

		Trigo	Cebada	Centeno	Avena
TRIGO	Correlación	1	,937(**)	,947(**)	,919(**)
	Sig. (bilateral)	.	,000	,000	,000
	N	22	22	22	22
CEBADA	Correlación	,937(**)	1	,936(**)	,881(**)
	Sig. (bilateral)	,000	.	,000	,000
	N	22	22	22	22
CENTENO	Correlación	,947(**)	,936(**)	1	,920(**)
	Sig. (bilateral)	,000	,000	.	,000
	N	22	22	22	22
AVENA	Correlación	,919(**)	,881(**)	,920(**)	1
	Sig. (bilateral)	,000	,000	,000	.
	N	22	22	22	22

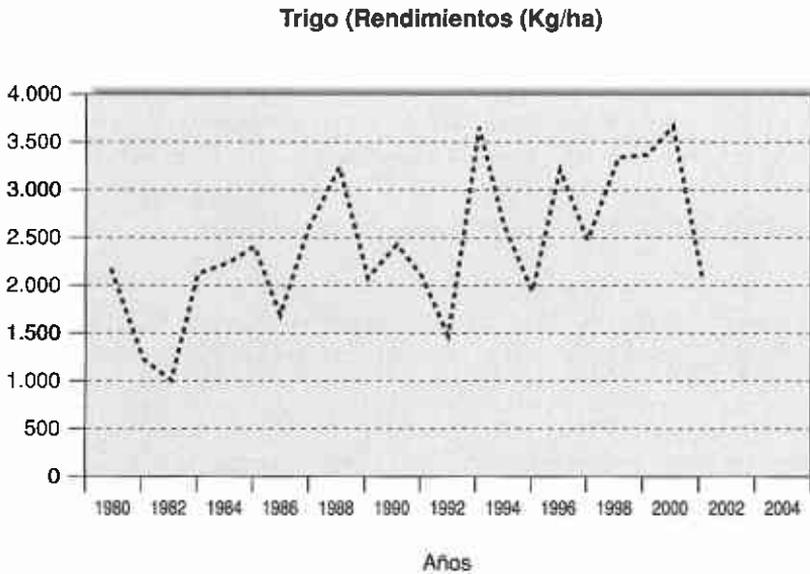
(**) La correlación es significativa al nivel 0,01 (bilateral).

Un análisis previo a establecer la relación funcional es contrastar la estacionariedad en media y varianza. Debido a que el comportamiento que presentan los cereales es similar, se puede inferir el análisis de uno de ellos, por ejemplo el trigo, al resto de los mismos.

(1) Se ha optado por la capital de provincia por disponer de series de datos climatológicos más completos.

La representación gráfica (gráfico 1) de la serie temporal de los rendimientos de trigo presenta una cierta tendencia que manifiesta la falta de estacionariedad en media y varianza, elementos básicos para poder estimar el modelo de comportamiento.

Gráfico 1



Con objeto de analizar si existe alguna alternativa al estudio de la variable original que consiga su estacionariedad, se realiza una transformación logarítmica y una diferencia regular de orden 1, lo que conlleva que se verifique la igualdad en medias y varianzas, así como la ausencia de autocorrelación en los residuos [modelo ARIMA (0,1,0)] (gráfico 2).

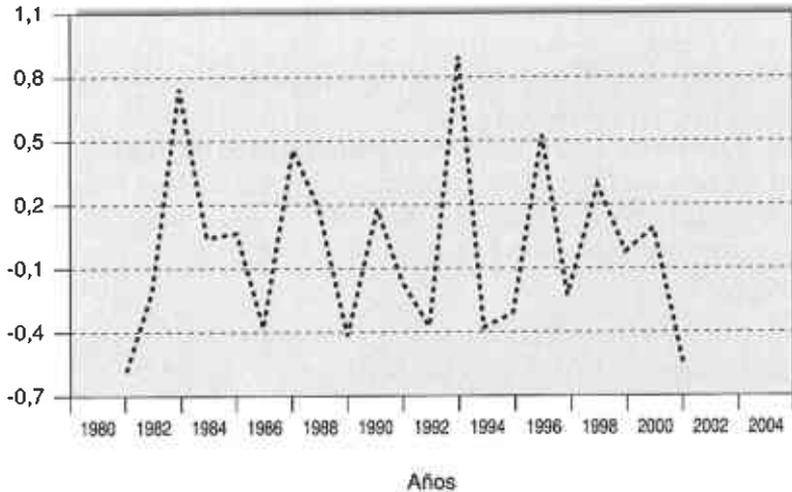
Esta transformación equivale a realizar el estudio según desviaciones relativas, lo que justifica su utilización en la selección de la variable que cuantifica el riesgo y hace que la variable transformada se convierta en estacionaria y sin tendencia.

3.2. Análisis comparativo a nivel provincial por cultivos

Para cada cultivo se realiza el análisis de regresión, siendo las variables explicativas las temperaturas y las precipitaciones de los meses

Gráfico 2

Trigo (Transformación logarítmica y diferencia regular)



de abril, mayo y junio. El término independiente, en todos los casos, ha resultado no significativo, lo que era de prever dado que se han transformado las variables y que no hay tendencia (Maddala, 1985, pp., 94, 95). Los resultados se recogen en el Anejo 1 y se comentan a continuación.

- Trigo

El período crítico respecto a los índices climáticos lo conforman los meses de abril, mayo y junio, si bien la importancia de la precipitación y la temperatura es diferente según el mes y la provincia. Así, por ejemplo, mientras que en Ávila es más importante el agua de mayo, en Burgos se reparte en abril y junio. En León y en Salamanca es limitante la temperatura de mayo y junio, con elasticidad negativa en mayo y positiva en junio. Por su parte, en Palencia influye negativamente el incremento de la temperatura de mayo. En Segovia, si bien es importante la precipitación de abril, el efecto que presenta la temperatura de junio es mucho más importante. Soria es una provincia donde la precipitación de abril, y sobre todo la de mayo, son determinantes en los rendimientos. En Valladolid dependen de la lluvia de abril y de la temperatura de mayo. Finalmente los rendimientos de Zamora están condicionados, de forma negativa, por la temperatura de mayo.

– **Cebada**

Por lo que respecta a las precipitaciones, al igual que en trigo, abril, mayo y junio son meses con elasticidad positiva respecto a los rendimientos, mientras que la temperatura de mayo, en aquellas provincias que interviene, lo hace negativamente. La temperatura de abril no interviene en ninguna provincia, pero la de junio es frecuente en varias provincias (León, Salamanca, Segovia y Zamora). En Soria, solamente es significativa la precipitación de mayo. En Ávila y Burgos se justifica la variación de sus rendimientos por la precipitación, en el caso de Ávila en los meses de abril y mayo, y en el de Burgos abril y junio.

– **Avena**

Por lo que respecta a las precipitaciones, las de los meses de abril y mayo tienen un efecto positivo sobre los rendimientos, no afectando en ninguna provincia la precipitación de junio. Por su parte, la precipitación de abril es una variable que interviene en cinco de las nueve provincias de Castilla y León (Burgos, Palencia, Segovia, Soria y Valladolid).

Por otro lado, las temperaturas de abril y junio también presentan influencia positiva, mientras que la temperatura de mayo, en aquellas provincias que interviene, lo hace negativamente. La precipitación de junio no interviene en ninguna provincia.

– **Centeno**

En general, las temperaturas van a ser las determinantes en la mayoría de las provincias, con la misma tónica que en el resto de cereales. Mayo con incidencia negativa y junio con positiva, salvo en el caso de Soria. La precipitación de mayo es importante en Ávila, Palencia y con un efecto algo menor en Burgos. La precipitación de junio sólo interviene en Burgos y Palencia.

3.3. Análisis comparativo a nivel comarcal

El estudio comarcal (Anejo 2) se realiza para los cereales en su conjunto, obteniéndose el rendimiento comarcal como ponderación, en función de la superficie, de los de trigo, cebada, avena y centeno.

En este análisis se concluye que las variables con mayor influencia, en la mayoría de las comarcas, son la temperatura de junio y la precipitación de abril y mayo. En menor medida la temperatura de mayo y la precipitación de junio, mientras que la temperatura de abril no tiene ninguna influencia.

Así mismo, cabe indicar que la precipitación, independientemente del mes, tiene un efecto positivo sobre los rendimientos y menos que proporcional, mientras que la temperatura suele tener un efecto más que proporcional, si bien es negativo en mayo y positivo en junio.

La cuantificación del riesgo total de los cereales en las diferentes comarcas de Castilla y León, así como su reparto entre sistemático y específico, se recoge en el Anejo 3. El riesgo sistemático varía entre el 43 y 95 por ciento del riesgo total según las comarcas, mientras que el específico o no sistemático es el resto hasta 100 por cien.

3.4. Riesgo económico

El estudio del riesgo económico de los cultivos se lleva a cabo analizando la evolución de los ingresos en el período 1980-2001 y relacionando las variaciones de los mismos con las de un índice de actividad económica global durante el mismo período.

En este estudio se consideraron distintos índices económicos, entre otros los ingresos medios, renta agraria..., resultando más significativo el elaborado a partir de los ingresos previamente deflactados con el índice de precios al consumo, incluyendo las subvenciones a partir del año 1992 que es el primer año que se conceden. El índice de actividad económica para cereales se elabora ponderando los ingresos de cada cereal por la importancia del mismo, medida ésta por la superficie sembrada respecto del total (cuadro 2).

Cuadro 2

Año	80	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90
índice	702	333	309	649	740	687	419	641	736	429	483

Año	91	92	93	94	95	96	97	98	99	00	01
índice	393	206	671	430	308	477	355	410	392	428	226

Al igual que en el caso del riesgo físico, se relacionan, previa deflatación, las tasas de variación de los ingresos de cada uno de los cultivos con las del índice de actividad económica, llegándose a los resultados que se resumen en el Anejo 4, y, como puede apreciarse, las provincias con menor volatilidad son Burgos y Soria en todos los cultivos y con elasticidades inferiores a la unidad. En el resto de las pro-

vincias la elasticidad es superior a uno, destacando Zamora, Valladolid y Ávila.

3.5. El estudio de la estabilidad de las betas

Definido el modelo explicativo del riesgo, tanto físico como económico, de cada uno de los cultivos y en cada provincia, se hace necesario contrastar si los coeficientes beta estimados son constantes o difieren según el período. Para ello, se utiliza el test de Chow con diferentes puntos de ruptura (años 1991, 1992 y 1993) que va a permitir analizar la validez del modelo, particularmente en el cuadro 3 se muestran los resultados del año 1992.

Así pues, si en epígrafes anteriores se percibía que la influencia del clima es manifiesta en los rendimientos de los cereales desde un punto de vista explicativo, con el test de Chow no existe evidencia de que las condiciones climatológicas hayan modificado el modelo, en la mayoría de las provincias. Para un nivel de significación del 5 por ciento sólo se rechaza la hipótesis de que la beta es diferente en los dos períodos analizados en 6 de 36 cultivos: trigo en Burgos, cebada y centeno en Segovia y trigo, avena y centeno en Zamora.

En el modelo económico se ha contrastado la estabilidad con distintos puntos de ruptura, concluyendo que no existe estabilidad en la mayoría de las provincias, por lo que es interesante estudiar la varia-

Cuadro 3

PROBABILIDAD DE NO RECHAZO DE LA HIPÓTESIS DE ESTABILIDAD ESTRUCTURAL (TEST DE CHOW, PUNTO DE RUPTURA 1992)

	Trigo	Cebada	Centeno	Avena
Ávila	0,2717	0,7607	0,7103	0,6321
Burgos	0,0227	0,0956	0,7946	0,3854
León	0,4941	0,3021	0,6603	0,0509
Palencia	0,2417	0,6515	0,5970	0,1047
Salamanca	0,1387	0,1477	0,3104	0,1399
Segovia (2)	0,1776	0,0330	0,0832	0,0083
Soria	0,2558	0,5817	0,0795	0,6116
Valladolid	0,2068	0,0578	0,2718	0,0609
Zamora	0,0258	0,0553	0,0051	0,0260

(2) En la provincia de Segovia el punto de ruptura es 1993.

ción del riesgo a lo largo del tiempo. El año de 1992 fue un año de especial relevancia respecto de los ingresos tanto desde el punto de vista físico (mala cosecha) como desde el económico (entrada en la UE), por lo que se sitúa el punto de ruptura en dicho año.

En el Anejo 5 se recogen los resultados del riesgo total y sistemático por provincias y en ambos períodos (1980-1992 y 1993-2001). Del mismo se deduce que, de manera general, se produce una disminución del riesgo, tanto total como sistemático, en el segundo período.

Si se considera que una parte de los ingresos de los agricultores, a partir de 1992, proviene de las subvenciones de la UE, cabe pensar que la existencia de estos ingresos fijado, entre otras causas, han hecho reducir el riesgo.

4. CONCLUSIONES

Las conclusiones que se extraen de este trabajo se resumen en las siguientes:

1. El período crítico de los cereales en Castilla y León viene definido por los meses de abril, mayo y junio.
2. La elasticidad o sensibilidad de los rendimientos respecto a la precipitación es positiva y menos que proporcional.
3. La elasticidad de los rendimientos respecto a las temperaturas suele ser más que proporcional, resultando negativa la de mayo; y en zonas de recolección tardía, como Soria, también la de junio.
4. A nivel provincial, el riesgo sistemático tiene una importancia relativa sensiblemente inferior que a nivel comarcal, lo que indica que a medida que aumenta la desagregación de los datos también aumenta la variabilidad explicada.
5. A nivel provincial y para cada cultivo, el riesgo total en el que se incurre presenta la siguiente jerarquización:

En trigo: Zamora > Segovia > Salamanca > Valladolid > León > Palencia > Ávila > Soria > Burgos

En cebada: Segovia > Zamora > Valladolid > Salamanca > León > Palencia > Ávila > Soria > Burgos

En avena: Segovia > Valladolid > Zamora > Salamanca > Ávila > León > Soria > Burgos > Palencia

En centeno: Segovia > Valladolid > Salamanca > Zamora > León > Ávila > Palencia > Burgos > Soria

Donde Burgos y Soria, suelen ser las provincias menos arriesgadas, mientras que Zamora, Segovia y Valladolid son las que asumen mayor riesgo.

6. A nivel provincial, en general existe estabilidad en las betas para los distintos cereales, únicamente Zamora en trigo, cebada y avena y Segovia con cebada y centeno no se puede aceptar dicha estabilidad.
7. En los últimos 20 años, se puede considerar que las betas respecto a los índices climáticos (temperatura y precipitación) se han mantenido estables.
8. El riesgo total y sistemático desde el punto de vista económico ha disminuido a partir de 1992.

BIBLIOGRAFÍA

- ALAEJOS, A. M. y CAÑAS, J. A (1992): «Obtención de planes de cultivo eficientes en el sentido de Markowitz en la provincia de Córdoba». *Invest. Econ.*, 16(2): pp 281-297.
- ALONSO, R (1977): «Programación de cultivos en situaciones de riesgo e incertidumbre en Castilla la Vieja». *Revista Estudios Agrosociales*, 9: pp. 157-188.
- ALONSO, R.; IRURETAGOYENA, M. T. y SERRANO, A. (1987): «El riesgo físico y económico de los cultivos de secano en la Comunidad Autónoma de Madrid. Sus índices de performance». *Revista de Estudios Agrosociales*, 141: pp. 85-104.
- ALONSO, R. y RODRÍGUEZ, J. E. (1983): «Una adaptación del modelo de Sharpe a la evaluación del riesgo de los cultivos». *Revista estudios agrosociales*, 124: pp. 21-47.
- ARIAS, P. (1994): «Planificación agraria en contexto de riesgo mediante los modelos MOTAD y de Markowitz. Una aplicación a la comarca de la Campiña (Guadalajara)». *Investigaciones agrarias: Economía*, 9(3): pp. 393-405.
- BOS, T. y NEWBOLD, P. (1984): «An empirical investigation of the possibility of stochastic systematic risk in the market model». *Journal of Business*, 57: pp. 35-41.
- CAMPBELL, J. Y. y VUOLTEENAHO, T. (2004): «Bad beta, good beta». *Harvard Institute of Economic Research, Discussion Paper*, 2016.
- CHENG, J. W. (1997): «A switching regression approach in the stationarity of systematic and non-systematic risks: the Hong Kong experience». *Applied Financial Economics*, 7: pp. 45-57.
- CHOW, G. C. (1960): «Test of equality between subsets of coefficients in two linear regression». *Econometrica*, pp. 591-605.
- COLLINS, R. A. y BARRY, P. J. (1986): «Risk analysis with single-index portfolio models: and application to farm planning». *Amer. J. Agr. Econ.*, 68: pp. 152-161.
- FABOZZI, F. J. y FRANCIS, J. C. (1978): «Beta as a random coefficient». *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13: pp. 101-116.
- GROENEWOLD, N. y FRASER, P. (1999): «Time-varying estimates of CAPM betas». *Mathematics and Computers in Simulation*, vol. 48: pp. 531-539.

- HAZELL, P. (1971): «A linear alternative to quadratic and semivariance programming for farm planning». *Amer. J. Agr. Econ.*, 53: pp. 53-62.
- KAMEL, H. A. y GARCÍA, J. M. (2001): «Resultados económicos y riesgo en los cítricos de la Comunidad Valenciana». *Economía Agraria y Recursos Naturales*, 1: pp. 95-114.
- JUAREZ, F. (1985): «Programación de actividades agrarias en un contexto de riesgo». *Revista de Estudios Agrosociales*, 133: pp. 43-57.
- MADDALA (1985): «Econometría». Mc Graw Hill. 546 pp.
- MILLÁN, M. D. y MILLÁN, J. A. (1996): «Aplicaciones del modelo de índice simple a los cultivos de regadío de Córdoba». *Invest. Agr.: Econ.*, vol. 11 (2): pp. 279-295.
- NEUMANN, T. (2003): «Time-varying betas from German stock returns». *Discussion paper*, Deka Investment.
- ROMERO, C. (1976): «Una aplicación del modelo de Markowitz a la selección de planes óptimos de variedades de manzanas en la provincia de Lérida». *Revista de Estudios Agrosociales*, 97: pp. 61-80.
- SERRANO, A. (1987): «El riesgo y la efectividad de los cultivos españoles en secano». *Invest. Agr.: Econ.*, vol. 2 (2): pp. 127-145.
- SHARPE, W. F. (1963): «A simplified model for portfolio analysis». *Management Science*, IX, 2: pp. 277-293.
- TURVEY, C.; DRIVER, H. y BAKER, T. G. (1988): «Systematic and nonsystematic risk in farm portfolio selection». *Americ. J. of Agr. Econ.*, 70: pp. 831-836.
- ZALEWSKA, A. (2004): «Evolving character of the CAPM beta - the case of the telecom industry». *An independent working paper*. Maastricht University.
- WELLS, C. (1994): «Variable betas on the Stockholm exchange 1971-1989». *Applied Financial Economics*, 4: pp. 75-92.

Anejo 1

Trigo

	β_{pa}	β_{ta}	β_{pm}	β_{tm}	β_{pj}	β_{tj}	r^2 (%)	F	Sig.
Ávila	0,215		0,425				56,3	11,59	0,001
Burgos	0,182				0,109		78	33,75	0,000
León				-1,870		2,447	45,9	8,06	0,003
Palencia				-1,99			54,8	11,52	0,001
Salamanca				-3,436		3,729	64,3	15,34	0,000
Segovia	0,414					4,539	65,5	8,55	0,008
Soria	0,154		0,391				57,5	12,84	0,000
Valladolid	0,282			-2,655			57	12,59	0,000
Zamora				-4,835		4,391	57,6	12,20	0,000

Cebada

	β_{pa}	β_{ta}	β_{pm}	β_{tm}	β_{pj}	β_{tj}	r^2 (%)	F	Sig.
Ávila	0,229		0,357				42,9	6,77	0,006
Burgos	0,152				0,141		77,2	32,24	0,000
León				-2,767		2,908	55,5	11,831	0,000
Palencia				-2,499			38,1	12,312	0,002
Salamanca				-3,515		3,734	65,1	15,85	0,000
Segovia						6,295	51,1	10,45	0,009
Soria			0,348				33,7	10,167	0,005
Valladolid				-3,774			44,5	16,03	0,001
Zamora				-5,395		4,612	64,9	16,633	0,000

Avena

	β_{pa}	β_{ta}	β_{pm}	β_{tm}	β_{pj}	β_{tj}	r^2 (%)	F	Sig.
Ávila			0,422				26,7	6,9	0,017
Burgos	0,232	0,477	0,170				71,2	14,85	0,000
León				-1,734		1,587	57,4	12,82	0,000
Palencia	0,154	0,531					37,6	5,72	0,011
Salamanca				-2,160			26,2	6,39	0,021
Segovia	0,524					5,222	76,0	14,24	0,002
Soria	0,157		0,326				34,5	4,99	0,018
Valladolid	0,275			-2,83			64,1	16,95	0,000
Zamora				-3,493			49,1	18,33	0,000

El riesgo de los cereales en Castilla y León. Un análisis provincial y comarcal

Centeno

	β_{pa}	β_{ta}	β_{pm}	β_{tm}	β_{pj}	β_{tj}	r^2 (%)	F	Sig.
Ávila			0,499				39,1	12,19	0,002
Burgos	0,176		0,191		0,077	0,325	84	22,25	0,000
León				-2,909			40,1	13,368	0,002
Palencia			0,152	-1,154	0,293		63,9	10,628	0,000
Salamanca				-2,980		3,830	57,4	11,432	0,001
Segovia						6,614	45,9	8,469	0,016
Soria						1,136	19,2	4,760	0,041
Valladolid				-3,078			37,5	11,985	0,002
Zamora				-3,562			40,0	12,588	0,000

Notación:

β_{pa} : precipitación de abril.
 β_{ta} : temperatura de abril.

β_{pm} : precipitación de mayo.
 β_{tm} : temperatura de mayo.

β_{pj} : precipitación de junio.
 β_{tj} : temperatura de junio.

Anejo 2

Provincia	Comarca	β_{pa}	β_{pm}	β_{tm}	β_{pj}	β_{tj}	r^2 (%)	F	Sig.
Ávila	Arévalo-Madrigal			0,458		-0,909	81	19,22	0,001
	Ávila	0,158					46,8	8,79	0,014
Burgos	La Bureba	0,059					65,6	20,94	0,000
	La Ribera		0,34			3,91	87,1	41,40	0,000
	Arlanza					1,24	47	9,74	0,010
	Pisuerga	0,136					52,5	12,15	0,005
	Arlanzón	0,056					49,3	10,69	0,007
León	Esla					2,532	52,4	12,13	0,005
	Sahagún		0,117			1,148	81,1	21,49	0,000
Palencia	Cerrato					2,89	77,4	37,68	0,000
	Campos				0,279	5,217	90,2	46,20	0,000
	Saldaña					1,22	55,3	13,63	0,004
	Boedo	0,071					45,8	9,30	0,011
Salamanca	Salamanca		0,529				77,4	30,87	0,000
	Peñaranda		0,789				76,2	28,84	0,000
Segovia	Cuellar					5,01	63,2	18,88	0,001
	Sepúlveda					3,769	61,6	17,65	0,001
	Segovia			-1,913		3,645	77,5	17,17	0,001
Soria	Burgo de Osma	0,095	0,256			1,828	94,4	50,13	0,000
	Soria	0,177					42,9	8,26	0,015
	Campo de Gómara	0,233	0,152	0,603		1,175	94,7	35,61	0,000
	Almazán	0,128	0,173			1,109	82,5	14,13	0,001
Valladolid	Tierra de Campos					5,534	55,7	13,80	0,003
	Centro					5,41	52,3	12,05	0,005
	Sur					3,66	61,3	17,45	0,002
	Sureste					5,396	72,6	29,09	0,000
Zamora	Benavente			-2,180			50,9	11,42	0,006
	Aliste			-0,617			62,3	18,16	0,001
	Campos Pan			-4,255			62,4	18,24	0,001
	Duero Bajo			-2,654		2,433	75,7	15,60	0,001

β_{pa} : precipitación de abril,
 β_{ta} : temperatura de abril.

β_{pm} : precipitación de mayo.
 β_{tm} : temperatura de mayo.

β_{pj} : precipitación de junio.
 β_{tj} : temperatura de junio.

Anejo 3

Provincia	Comarca	Riesgo total	Riesgo sistemático (% riesgo total)	Riesgo específico (% riesgo total)
Ávila	Arévalo-Madrigal	0,041	81,0	19,0
	Ávila	0,127	46,8	53,2
Burgos	La Bureba	0,073	65,6	34,4
	La Ribera	0,245	87,0	13,0
	Arlanza	0,058	47,0	53,0
	Pisuerga	0,05	52,5	47,5
	Arlanzón	0,009	49,3	50,7
León	Esta	0,26	52,4	47,6
	Sahagún	0,047	81,1	18,9
Palencia	Cerrato	0,207	77,4	22,6
	Campos	0,418	90,0	10,0
	Saldaña	0,051	55,3	44,7
	Boedo	0,025	77,0	23,0
Salamanca	Salamanca	0,329	77,4	22,6
	Peñaranda	0,743	76,0	24,0
Segovia	Cuellar	0,719	63,2	36,8
	Sepúlveda	0,417	61,6	38,4
	Segovia	0,707	77,5	22,5
Soria	Burgo de Osma	0,096	94,4	5,6
	Soria	0,101	43,0	67,0
	Campo de Gómara	0,089	95,0	5,0
	Almazán	0,844	82,5	17,5
Valladolid	Tierra de Campos	0,774	55,7	44,3
	Centro	0,788	52,3	47,7
	Sur	0,308	61,3	38,7
	Suresle	0,517	72,6	27,4
Zamora	Benavente	0,148	50,9	49,1
	Aliste	0,0087	61,9	39,1
	Campos Pan	0,415	62,3	37,7
	Duero Bajo	0,358	75,7	24,3

Anejo 4

Trigo

	β	R^2	F	Sig.	R. Total		R. Sistemático		R. Específico	
					(σ^2_y)	$\beta^2 \sigma^2_1$	%	(σ^2_e)	%	
Ávila	1,771	74	58,899	.000	0,94484	0,7028	74	0,24204	26	
Burgos	0,475	59	29,033	.000	0,08570	0,05059	59	0,03511	41	
León	1,148	69	43,844	.000	0,43045	0,29544	69	0,13501	31	
Palencia	1,242	91	220,93	.000	0,37788	0,34538	91	0,0325	9	
Salamanca	1,654	81	88,725	.000	0,75406	0,61301	81	0,14105	19	
Segovia	1,344	82	89,73	.000	0,49518	0,40435	82	0,09083	18	
Soria	0,674	72	51,94	.000	0,14100	0,10191	72	0,03909	28	
Valladolid	1,752	93	296,84	.000	0,73575	0,6876	93	0,04815	7	
Zamora	2,079	75	60,989	.000	1,28820	0,96754	75	0,32066	25	

Cebada

	β	R^2	F	Sig.	R. Total		R. Sistemático		R. Específico	
					(σ^2_y)	$\beta^2 \sigma^2_1$	%	(σ^2_e)	%	
Ávila	2,110	76	63,865	.000	1,3129	0,99698	76	0,31592	24	
Burgos	0,494	58	28,185	.000	0,09375	0,054847	58	0,038912	42	
León	1,550	77	67,601	.000	0,69878	0,53839	77	0,16039	23	
Palencia	1,409	92	234,1	.000	0,48207	0,44464	92	0,03743	8	
Salamanca	1,657	83	97,518	.000	0,74303	0,61508	83	0,12795	17	
Segovia	1,702	73	55,788	.000	0,88333	0,64893	73	0,2344	27	
Soria	0,423	33	9,7648	.005	0,12196	0,04023	33	0,08172	67	
Valladolid	2,056	89	167,15	.000	1,0624	0,9465	89	0,1159	11	
Zamora	2,173	78	73,637	.000	1,3477	1,0574	78	0,2903	22	

Avena

	β	R^2	F	Sig.	R. Total		R. Sistemático		R. Específico	
					(σ^2_y)	$\beta^2 \sigma^2_1$	%	(σ^2_e)	%	
Ávila	1,440	81	88,004	.000	0,57194	0,46464	81	0,1073	19	
Burgos	0,304	27	7,2912	.013	0,07823	0,02082	27	0,057413	73	
León	0,753	66	38,341	.000	0,19414	0,12725	66	0,06689	34	
Palencia	0,225	15	3,444	.078	0,07697	0,0114	15	0,06557	85	
Salamanca	1,216	76	65,42	.000	0,43444	0,33145	76	0,10299	24	
Segovia	1,332	71	50,023	.000	0,55702	0,39726	71	0,15976	29	
Soria	0,415	40	13,093	.001	0,09711	0,03861	40	0,0585	60	
Valladolid	1,635	79	78,578	.000	0,75369	0,59884	79	0,15485	21	
Zamora	1,375	83	98,609	.000	0,51028	0,42342	83	0,08686	17	

Centeno

	β	R^2	F	Sig.	R. Total		R. Sistemático		R. Específico	
					(σ^2_y)	$\beta^2 \sigma^2_1$	%	(σ^2_e)	%	
Ávila	1,665	88	152,02	.000	0,70507	0,62114	88	0,08393	12	
Burgos	0,359	31	9,104	.006	0,09272	0,02897	31	0,063749	69	
León	1,411	80	81,872	.000	0,55674	0,44605	80	0,11069	20	
Palencia	0,694	47	17,769	.000	0,22936	0,108	47	0,12136	53	
Salamanca	1,605	83	102,44	.000	0,69235	0,57703	83	0,11532	17	
Segovia	1,559	56	25,726	.000	0,97067	0,54449	56	0,42618	44	
Soria	0,194	13	2,9124	.103	0,06618	0,00848	13	0,05769	87	
Valladolid	1,768	85	112,72	.000	0,82733	0,70042	85	0,12691	15	
Zamora	1,646	82	93,463	.000	0,73848	0,60683	82	0,13165	18	

Anejo 5

Trigo

	Riesgo Total		Riesgo Sistemático	
	1980-1992	1993-2001	1980-1992	1993-2001
Ávila	0,54238	0,24936	0,3205	0,18086
Burgos	0,12975	0,01990	0,08204	0,01132
León	0,38817	0,11209	0,17824	0,10366
Palencia	0,35256	0,14170	0,31237	0,10186
Salamanca	0,53846	0,18900	0,38043	0,13144
Segovia	0,32274	0,16082	0,22798	0,13246
Soria	0,096838	0,06110	0,06377	0,02253
Valladolid	0,64436	0,13033	0,59358	0,10686
Zamora	1,0093	0,17441	0,63988	0,10658

Cebada

	Riesgo Total		Riesgo Sistemático	
	1980-1992	1993-2001	1980-1992	1993-2001
Ávila	0,76287	0,21759	0,49290	0,18038
Burgos	0,13747	0,01497	0,07386	0,01102
León	0,53889	0,08793	0,33372	0,08569
Palencia	0,49397	0,09761	0,45036	0,07508
Salamanca	0,49913	0,24798	0,36024	0,20576
Segovia	0,60040	0,10975	0,34383	0,09535
Soria	0,12322	0,05643	0,01386	0,02192
Valladolid	0,87249	0,12347	0,75682	0,10360
Zamora	1,04270	0,21306	0,70368	0,15209

Avena

	Riesgo Total		Riesgo Sistemático	
	1980-1992	1993-2001	1980-1992	1993-2001
Ávila	0,41135	0,16602	0,28525	0,127180
Burgos	0,12185	0,02302	0,02796	0,019744
León	0,17844	0,07470	0,08416	0,047752
Palencia	0,10998	0,03514	0,00712	0,027008
Salamanca	0,32667	0,12187	0,19640	0,082559
Segovia	0,37254	0,09653	0,21344	0,054848
Soria	0,08262	0,09038	0,01915	0,045702
Valladolid	0,73799	0,02617	0,55642	0,015508
Zamora	0,50313	0,04749	0,40996	0,023793

Centeno

	Riesgo Total		Riesgo Sistemático	
	1980-1992	1993-2001	1980-1992	1993-2001
Ávila	0,48608	0,13196	0,42459	0,091388
Burgos	0,14991	0,01578	0,04294	0,009254
León	0,44778	0,14291	0,32163	0,076184
Palencia	0,38738	0,01873	0,22015	0,006952
Salamanca	0,47987	0,13148	0,37025	0,091249
Segovia	0,76381	0,05270	0,27267	0,012620
Soria	0,08346	0,04300	0,00387	0,010106
Valladolid	0,66765	0,04710	0,53545	0,045823
Zamora	0,75798	0,04262	0,59451	0,028293

RESUMEN

El riesgo de los cereales en Castilla y León. Un análisis provincial y comarcal

La estimación y análisis del riesgo sigue siendo una preocupación para todos aquellos que se dedican a la toma de decisiones económicas. En este trabajo se cuantifica el riesgo total, así como el sistemático y específico, de los cereales en Castilla-León tanto a nivel provincial como comarcal. Los resultados son analizados y testados para comprobar la validez del modelo y la explicación de dichos resultados mediante el estudio de la estabilidad de las betas.

PALABRAS CLAVE: Riesgo, riesgo sistemático y específico, estabilidad de las betas.

SUMMARY

The risk of cereal crop in Castilla y León. An analysis at province and county levels

Risk analysis is yet a main concern for economic decision makers. This work quantifies total risk, as well as systematic and non-systematic ones, of cereal crops in Castilla y León region at province and county levels. The results are analysed and tested to contrast the validity of the models and their implications by means of the stability of beta coefficients.

KEYWORDS: Risk, systematic and non-systematic risk, beta stability.