Investigaciones Económicas (Segunda época). Vol. X, n.º 2 (1986), págs.309-325

EL CRITERIO DE BAUMOL. UNA APLICACION A LA PLANIFICACION COMERCIAL DE VARIEDADES

Luis Miguel RIVERA VILAS*

Universidad Politécnica de Valencia

El criterio de dominancia de Baumol, superada su etapa inicial en que no se disponía de métodos operativos para encontrar las soluciones eficientes, constituye en la actualidad una alternativa al criterio de dominancia de Markowitz para explicar la conducta del decisor. Desde esta perspectiva es analizado en este trabajo que ofrece, además, una aplicación del criterio en el ámbito de la economía agraria y un procedimiento simplificado para encontrar las soluciones.

1. Introducción

En una agricultura moderna resulta cada vez más evidente la necesidad de una estrecha coordinación entre las decisiones de producción y comercialización, especialmente en cuanto a variedades se refiere. Lo precedente viene justificado por las abundantes experiencias que confirman comportamientos diferentes del consumidor según la variedad de un, teóricamente, único producto agrario; véase a este respecto, por ejemplo, Casado, Puig y Benedicto (1982).

Si el mercado, para el producto en cuestión, no está intervenido y puede asemejarse a un mercado competitivo en su funcionamiento, las preferencias del consumidor se traducirán en una demanda creciente de una variedad y, en general, de un conjunto de ellas, lo cual, por los conocidos mecanismos de ajuste del mercado, acabará elevando el precio relativo de las variedades favoritas y aparecerá entonces un incentivo para incrementar su producción si el objetivo empresarial es maximizar los ingresos, o bien, suponiendo unos costes similares para todas las variedades, que siempre será preferida (de acuerdo con el modelo neoclásico de decisión empresarial) aquella situación que maximiza los beneficios.

Merced, por otra parte, a las distintas influencias en las variedades de los elementos agronómicos y climáticos, consustanciales al proceso productivo agrario, la cosecha planeada raras veces coincidirá con la obtenida, lo cual originará en los precios de ésta para cada campaña, las lógicas fluctuaciones que, podemos hipotetizar, no serán deseables por el productor debido a las consabidas consecuencias sobre sus ingresos y, en definitiva, sobre sus beneficios. Tenemos ya

* El autor, quien asume toda la responsabilidad de este trabajo, desea agradecer los comentarios de su anónimo evaluador.

apuntados, según la clasificación debida a Caldentey (1979), los dos tipos de riesgo a los que ha de hacer frente el productor frutícola: el técnico o físico y el económico. Mientras el primero puede ser reducido utilizando determinadas técnicas culturales, material vegetal adecuado, etc., el riesgo económico puede serlo mediante contratos productor-comercializador y, muy usualmente, mediante la diversificación varietal.

Si, llegados a esta tesitura, nos preguntamos cómo debería obrar el productor agrario para seleccionar sus variedades, aun reconociendo que hemos identificado anteriormente las dos variables —beneficio y riesgo— usualmente admitidas como determinantes de su decisión, la respuesta no es obvia. Una de las alternativas propuestas para dar solución al problema planteado es asumir que una variedad, y más en general, una combinación de variedades —o plan varietal— debe ser preferido a otro (porque lo «domina») si origina el mismo valor esperado en los beneficios (E) con unas fluctuaciones —o «riesgo»— en los mismos, menores o iguales que otros planes varietales alternativos. Este criterio o regla de decisión originaría, mediante pares de comparaciones, una clasificación de preferencias para todos los planes varietales, siendo la solución óptima o «eficiente» aquella que no es «dominada» por ninguna otra.

En la regla de decisión anteriormente expuesta, puede especificarse como medida del riesgo (o de las fluctuaciones) bien la varianza de los beneficios del plan varietal seleccionado (V), o bien la probabilidad para éste de alcanzar en el beneficio, valores inferiores al establecido como crítico, en ocasiones el de ruina, otras veces un nivel de «beneficios suficientes». En el primer caso obtendríamos el criterio debido a Markowitz (1952) o criterio E-V, y en el segundo caso el criterio debido a Baumol (1963) o criterio E-L.

En este último criterio el riesgo es medido como $L = E - k\sqrt{V}$ en donde L es el límite inferior de un intervalo de confianza, para los beneficios, con un grado de seguridad —en probabilidades de que éstos excedan a L— fijado por k. Obsérvese, pues, que el criterio de decisión de Baumol equivale al siguiente criterio de dominancia estocástica, en el que el plan varietal B es dominado por otro A, si se verifica:

$$E(A) \geqslant E(B)$$
$$L(A) \geqslant L(B)$$

siendo estricta, al menos, alguna de las desigualdades anteriores, para un mismo nivel de k, correspondiendo la solución eficiente *u* óptima para Baumol, con la no dominada por ninguna otra.

Interesa resaltar, ahora, el significado del estimador del riesgo (L) propuesto por Baumol en su modelo de decisión para imitar el comportamiento real. Para ello supondremos dos planes varietales A y B, con idénticos beneficios esperados ($E_A = E_B = E$) y diferentes varianzas —en estas condiciones es posible la comparación de los dos planes varietales— de tal manera que $V_A < V_B$. Admitiendo distribuciones tendentes a la normalidad para el beneficio, y un nivel concreto de seguridad fijado por k, el riesgo de cada uno de los planes sería:

$$L_A = E - k\sqrt{V_A}$$
$$L_B = E - k\sqrt{V_B}$$

Puesto que $V_A < V_B$, se colige que $L_A > L_B$, lo cual indica que existe idéntica probabilidad de obtener un valor por debajo del nivel indicado por L en cada plan varietal, por lo que, como fácilmente puede comprenderse, la alternativa B resulta, según Baumol, más arriesgada que la A y, consecuentemente, esta última debería ser la preferida por el decisor.

Finalmente, después de esta panorámica de ambos criterios, indicaremos que el objetivo de este trabajo es múltiple. Por una parte, realizar una aplicación del criterio de decisión de Baumol —quizás algo olvidado en nuestro país— para seleccionar una estrategia comercial de producción de variedades de manzanas a nivel empresarial; por otra parte, utilizar un modelo simplificado a fin de encontrar las soluciones eficientes del criterio, comparando sus resultados con los del modelo cuadrático original; por último, y basándose en los resultados precedentes, analizar la operatividad y posibilidades prácticas del criterio de Baumol frente al de Markowitz.

2. El modelo de Baumol

El problema fundamental del criterio de decisión debido a Baumol, resuelto por Scott y Baker (1972) y por Barry y Robinson (1975), consistía en idear una manera práctica de seleccionar las soluciones eficientes. Según los autores anteriores, la forma práctica es proceder secuencialmente; en una primera etapa se deben encontrar las soluciones dadas por el siguiente modelo cuadrático, expresado en forma matricial:

$$\text{Minimizar} \quad Z = X'WX$$

sujeto a:

$$\begin{aligned} AX' &\leqslant B \\ R'X &= R_0 \\ X &\geqslant 0 \end{aligned}$$

donde: R es el vector $(1 \times m)$ de valores esperados para los beneficios de las actividades, en nuestro caso las diversas variedades; X es el vector $(1 \times m)$ de pesos de las actividades en el plan eficiente; W es la matriz $(m \times m)$ de varianzas-covarianzas para los beneficios de las actividades; A es la matriz $(p \times m)$ de coeficientes técnicos; B es el vector $(p \times 1)$ de recursos disponibles y R_0 es el parámetro que indica el nivel fijado para el valor esperado de los beneficios del plan varietal. Se trata, pues, de resolver una programación cuadrática con una restricción paramétrica. El proceder de esta primera etapa del criterio de Baumol coincide con la búsqueda de las soluciones eficientes en el sentido de Markowitz, incluyendo en el modelo las restricciones indicadas matricalmente como: $AX' \leqslant B$.

En la etapa segunda, se determinan las soluciones eficientes para Baumol de entre el conjunto de las anteriores, eficientes para Markowitz. Para ello, se procederá eligiendo para un cierto nivel de E aquella combinación con el mayor valor posible de L, o, lo que es equivalente, seleccionando, dado un cierto nivel de L, aquella combinación de variedades con el mayor nivel posible de E, resultando esta última alternativa la usualmente utilizada en la práctica.

Examinaremos ahora, por su interés, la relación existente entre las soluciones de los criterios de Baumol y Markowitz. Para ello, en el gráfico 1, se ha representado conjuntamente las fronteras eficientes para una supuesta misma serie de datos iniciales. Como según ha establecido el criterio de Baumol, la solución eficiente proporciona para un mismo nivel de riesgo (L) el máximo nivel en los beneficios

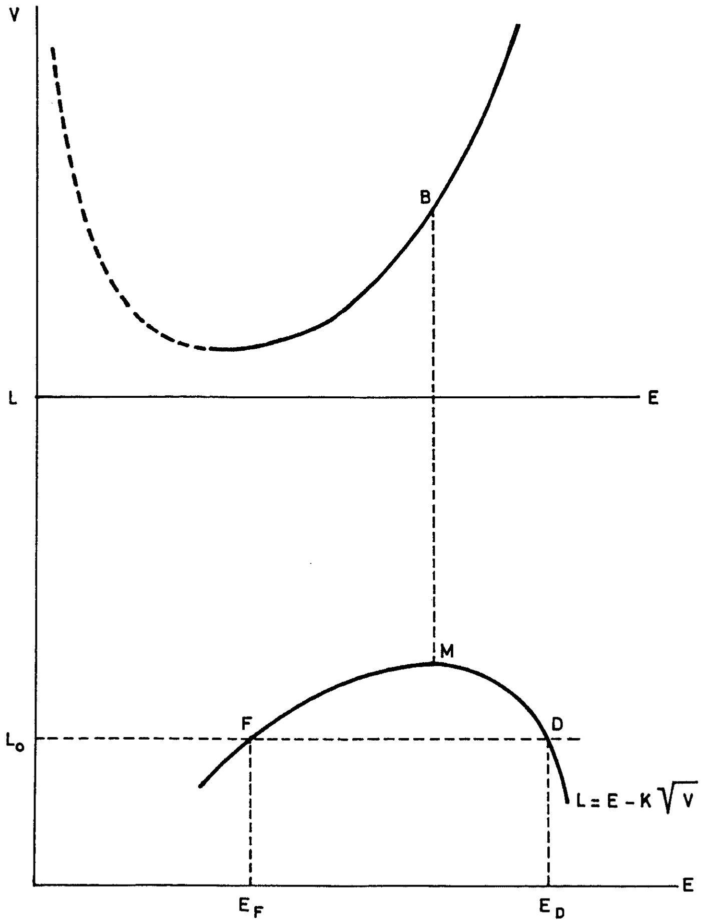

Gráfico 1. Relación entre las fronteras eficientes de los criterios E-V y E-L.

esperados, es obvio que las soluciones se obtendrán a partir del máximo de la función L, representado en el gráfico 1 por M. Esto quiere decir, por ejemplo, que el decisor nunca elegirá la solución F, pues la solución D le proporciona, con el mismo nivel de riesgo L_0, mayor nivel esperado en los beneficios $E_F < E_D$. El criterio de Baumol considera, pues, ineficientes a parte de las soluciones de la frontera de Markowitz, en concreto las situadas desde el punto B hacia la izquierda, correspondiendo B al máximo de la función L. Naturalmente, los dos modelos coinciden si $k = 0$, lo que originaría en el plano E-L, la recta $L = E$.

De otra parte, como fácilmente puede comprobarse, a medida que k vaya incrementándose para tener una mayor seguridad en que el valor del beneficio no será inferior a L, el máximo de la citada función (L) —cuya abcisa viene dada por el cumplimiento de la igualdad $2V^{1/2}/k = dV/dE$— se irá desplazando progresivamente hacia la izquierda del eje de abcisas, tal como puede apreciarse en la figura 2. El máximo anterior queda totalmente garantizado al serlo su condición suficiente ($d^2L/dE^2 < 0$) por cumplimiento de la hipótesis $d^2V/dE^2 > 0$, véase Markowitz (1952).

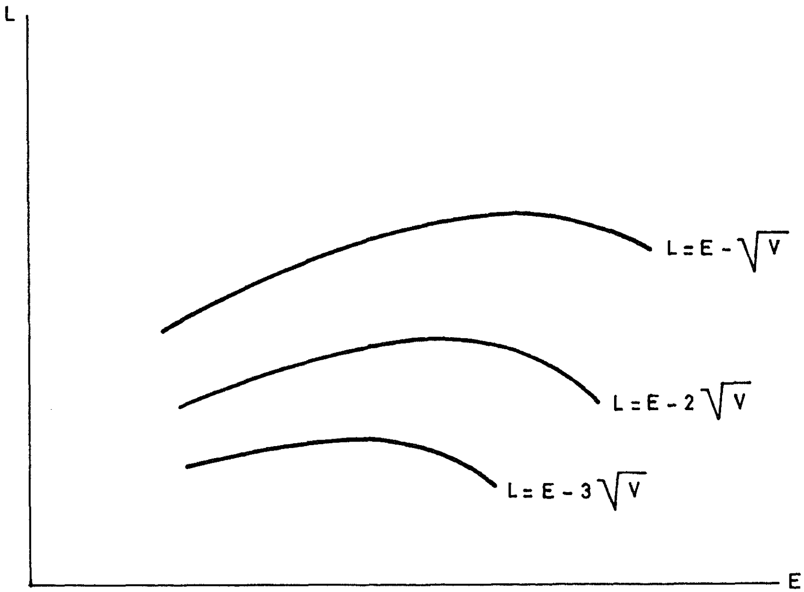

Gráfico 2. Relación entre el nivel de seguridad y el máximo de la frontera.

3. Una aplicación: Determinación comercial de variedades en manzanos

Siguiendo las ideas expuestas en el apartado anterior, efectuaremos en éste una aplicación del criterio de Baumol a un supuesto con datos reales; se trata de seleccionar a nivel empresarial una estrategia comercial de producción de variedades de manzanos. Los datos que utilizaremos son los que aparecen en el cuadro 1, proceden de una Cooperativa de Lleida y corresponden a los ingresos unitarios percibidos por los socios desde el año 1972 a 1978[1].

Resulta interesante denotar que no es indicado utilizar en el planteamiento del modelo series temporales muy largas, aconsejándose trabajar con un máximo de unos ocho años (o campañas) de observaciones a fin de no recoger cambios estructurales. Por otra parte, indicar que asumiremos en este supuesto que los valores esperados para los ingresos unitarios coinciden con los valores medios de cada variedad durante el período estudiado; de no ser así —lo cual no afectaría al planteamiento seguido a continuación— el valor esperado debería ser explicitado por el productor agrario o calculado con ayuda de algún modelo de elaboración de expectativas para precios; en cualquier caso los resultados obtenidos tendrían relevancia sólo en la medida en que se cumpliera la hipótesis precedente y las que, adicionalmente, indicamos al final de este mismo apartado.

CUADRO 1
Ingresos unitarios (ptas./kg) corrientes según variedades

Variedad	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
Starking	8,80	6,95	10,10	10,15	10,01	25,27	15,70
Starkingson	6,50	8,05	7,40	10,35	8,28	23,23	25,27
King David ...	5,60	3,40	6,50	12,10	5,46	10,23	10,23
Stayman	6,60	5,60	6,55	8,05	10,44	19,70	19,70
Stalafel	6,15	4,10	6,66	7,10	10,57	14,49	14,49
Belleza de Roma	6,65	5,80	6,40	5,40	6,75	18,35	18,35
Golden	8,70	7,90	9,60	8,10	10,85	24,92	24,92
Cardinal	9,10	11,80	9,60	21,15	5,30	32,50	32,50
Nueva Roma ..	8,90	11,50	8,95	18,50	5,00	31,47	31,47

Mediante el Indice de Precios Percibidos por el Agricultor que figura en los Anuarios de Estadística Agraria, hemos convertido los ingresos iniciales en pesetas reales del año 1980, datos que aparecen en el cuadro 2.

CUADRO 2
Ingresos unitarios según variedades en ptas./kg del año 1980

Variedad	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	Media
Starking	20,89	14,19	19,61	16,51	14,79	28,28	15,70	**18,567**
Starkingson	15,43	16,43	14,37	16,84	12,23	25,79	15,31	**16,629**
King David	13,29	6,94	12,62	19,68	8,05	11,36	18,68	**12,951**
Stayman	15,67	11,43	12,72	13,10	15,42	21,87	14,66	**14,980**

[1] Dado que los datos de partida utilizados en este supuesto no son actuales, los resultados obtenidos de ellos no pueden tener carácter indicativo para una planificación en la actualidad. En cualquier caso no debe olvidarse que nuestro objetivo en este apartado es efectuar una aplicación del criterio de decisión de Baumol.

CUADRO 2 (continuación)

Variedad	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	Media
Stalafel	14,60	8,37	12,91	11,55	15,61	16,09	10,70	**12,667**
Belleza de Roma ..	15,78	11,84	12,42	8,79	9,97	20,38	9,90	**12,717**
Golden	20,65	16,13	18,64	13,18	16,03	27,67	15,81	**18,301**
Cardinal	21,60	24,09	18,64	34,41	7,83	36,09	26,25	**24,130**
Nueva Roma	21,13	23,47	17,38	30,10	7,39	34,94	23,48	**22,556**

Los resultados del modelo cuadrático, parametrizado para diversos valores esperados en los ingresos unitarios, son los que aparecen en el cuadro 3 expresados en forma porcentual; estos resultados proceden de resolver el programa cuadrático expuesto en el apartado segundo sin utilizar más restricción que la conducente a obtener los pesos de las variedades del plan óptimo en tanto por ciento. Evidentemente, siempre pueden imponerse las restricciones que se consideren oportunas (de mano de obra, de riego, etc.), a fin de hacer lo más realista posible el planteamiento del modelo.

CUADRO 3
Resultados (en tanto por ciento) de la primera etapa del criterio de Baumol

Variedad	Valor esperado de los ingresos unitarios								
	16	17	18	19	20 (pts./kg)	21	22	23	24
Starking									
Starkingson..............									
King David	31	31	21	11	1				
Stayman									
Stalafel	15	1							
Belleza de Roma									
Golden	49	62	65	67	69	54	37	19	2
Cardinal	4	6	14	22	30	46	63	81	98
Nueva Europa									

En la segunda etapa se calculan los valores del límite inferior del intervalo de confianza (L) para una probabilidad de ruina (p_0) fijada por el decisor; en nuestro caso se supondrá que ésta es, por ejemplo, del 16 por 100, es decir $k = 1$. Los cálculos a efectuar, para cada nivel del parámetro anteriormente supuesto, se presentan en el cuadro 4. Evidentemente, el grado de aversión al riesgo, junto con otras características del decisor, serán los determinantes a la hora de seleccionar éste los niveles de los parámetros del criterio E-L, que deben ser especificados para obtener una solución única.

En el gráfico 3 se han representado, conjuntamente, las fronteras eficientes para las soluciones de Baumol y Markowitz. En el mismo gráfico puede observarse que la solución óptima para un ingreso esperado de, por ejemplo, 20 ptas./kg y una probabilidad de ruina del 16 por 100, es en el criterio de Baumol la correspondiente al punto P por las razones ya alegadas en el apartado segundo; esta solución no coincide con la que indicaría el criterio E-V para el supuesto de un valor esperado de 20 ptas./kg (igual al anterior) y que es la denotada, en el mismo gráfico como R'. La solución de Baumol, con una distribución varietal del 37 por 100 para la Golden y el 63 por 100 restante para la Cardinal, implica como riesgo descender a las 15,16 ptas./kg en los ingresos esperados en el 16 por 100 de las ocasiones. El plan anterior tiene un valor esperado de 22 ptas./kg y una varianza de 46,75 ptas./kg. Como ya señalamos anteriormente, para el criterio de Baumol son ineficientes las soluciones para el criterio de Markowitz situadas desde el punto S' hacia la izquierda.

CUADRO 4
Resultados de la segunda etapa del criterio de Baumol

Número de solución	E ptas./kg	V ptas./kg	$P_0 = 16\ \%$ $L = E - \sqrt{V}$ ptas./kg
1	16	8,32	13,12
2	17	11,00	13,68
3	18	14,60	14,18
4	19	19,25	14,61
5	20	24,94	15,01
6	21	32,28	15,32
7	22	46,76	15,16
8	23	65,36	14,92
9	24	89,10	14,56

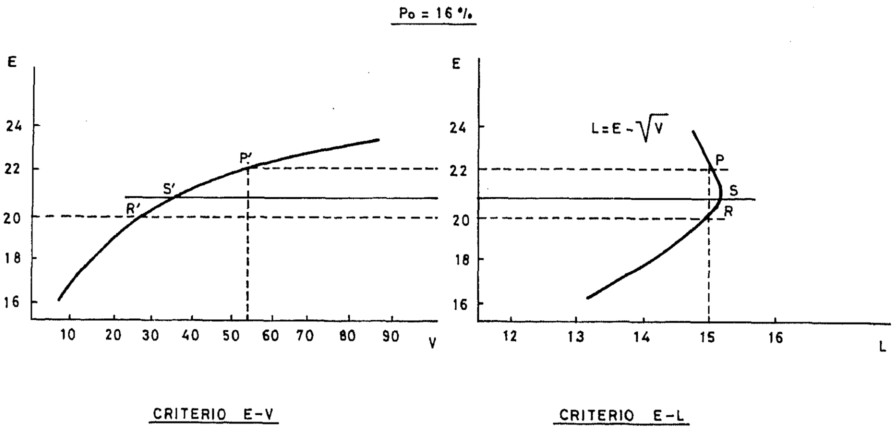

Gráfico 3. Fronteras eficientes para los criterios de Baumol y Marcowitz.

Un criterio basado en el de Baumol podría ser aquél en el que, previa fijación por el decisor, bien del nivel de seguridad (k), o bien de la probabilidad de ruina (P_0), se intentara maximizar el límite inferior del intervalo de confianza (L), es decir el criterio consistiría en buscar en el tramo creciente de la curva V-E del gráfico 1, el mayor valor de L. Para los datos de nuestro supuesto, esto acontece en la solución sexta correspondiente al punto del gráfico 3 indicado como S; es decir, para un plan varietal compuesto por el 54 por 100 de Golden y el 46 por 100 restante de la variedad Cardinal, lo cual significaría un riesgo del 16 por 100 para la probabilidad de descender de las 15,32 ptas./kg; el valor esperado del plan varietal anterior es de 21 ptas./kg.

Aunque el objetivo fundamental de este apartado consiste en mostrar la práctica del criterio de Baumol para seleccionar variedades, es conveniente, para finalizar, efectuar algunas consideraciones sobre las hipótesis admitidas implícitamente en el desarrollo del supuesto presentado. La primera consideración hace referencia al ámbito de aplicación de este estudio: debería ser una zona libre de «riesgos metereológicos» pues, éstos, podrían alterar las expectativas del decisor totalmente. La segunda consideración hace referencia al empleo de los ingresos unitarios como indicador de los beneficios empresariales, hipótesis admitida inicialmente. Para que esto fuera así es necesario tanto que los costes de producción y comercialización fueran similares para todas las variedades, como que la demanda tuviera una elasticidad rígida para cada variedad. Si las diferentes variedades tuvieren fecha de recolección muy dispar, se deberá admitir, además, que tanto los costes como la cosecha siguiente no dependen, apreciablemente de la mencionada fecha de recolección. Parece lógico admitir también los mismos costes de oportunidad para todas las variedades, así como, por último, la posibilidad de reconversión varietal mediante injerto, lo cual posibilita el poder realizar la selección sin ocuparse de los costes fijos. En cualquier caso, lejos ya del dominio de las aplicaciones didácticas, siempre es preferible utilizar en el criterio los márgenes brutos o los beneficios en vez de los ingresos.

4. Un modelo simplificado para obtener soluciones eficientes

De acuerdo con nuestros objetivos, presentamos a continuación un modelo simplificado para obtener las soluciones eficientes del criterio de Baumol. El modelo en cuestión es una variante del Motad de Hazell (1971) y tiene interés, en nuestro caso, por conducir a la resolución de un programa lineal, en la actualidad totalmente asequible al usuario medio. Con este modelo se estimarían las soluciones correspondientes a la primera etapa del criterio de Baumol, siendo el proceder en la segunda, idéntico al mostrado para el modelo original.

El modelo simplificado, puede expresarse en forma matricial de la siguiente manera:

$$\text{máx } Z = RX' - kLY'$$

sujeto a:

$$MX' + IY' \geqslant 0$$

$$AX' \leqslant B$$

$$RX' = R_0$$

$$XY \geqslant 0$$

en donde: R es el vector $(1 \times m)$ de valores esperados para los beneficios, o márgenes brutos, en las diversas variedades; X es el vector $(1 \times m)$ de pesos de las actividades seleccionadas; L es el vector unitario $(1 \times t)$; Y es el vector $(1 \times t)$ de desviaciones medias absolutas para cada período de observación; I es la matriz $(t \times t)$ identidad; B es el vector $(p \times 1)$ de recursos disponibles; A es la matriz $(p \times m)$ de coeficientes técnicos; M es la matriz $(t \times m)$ de desviaciones medias absolutas; R_0 es el nivel esperado que se desea en la solución, y k es el factor que convierte la suma de desviaciones medias absolutas (LY') en una estimación de la desviación estándar, siendo su fórmula la siguiente:

$$k = \frac{t}{t} \sqrt{\frac{t\pi}{2(t - 1)}}$$

en donde t representa el número de períodos observados, en nuestro supuesto siete años.

La estimación de la desviación estándar de la solución obtenida para cada nivel del parámetro R_0, puede calcularse, de acuerdo con lo anterior como: kLY', o bien como diferencia entre el valor de la función objetivo y el valor del parámetro empleado. Los elementos de la matriz M se calculan para cada variedad, restando a cada observación en cada período el valor esperado de la variedad en cuestión.

A partir de los datos del cuadro 2, ingresos unitarios según variedades en pesetas del año 1980, podemos pasar a plantear ahora una aplicación del modelo presentado que adoptaría la disposición de los datos del cuadro 5, en donde aparece enmarcada la matriz M de desviaciones medias absolutas. Obsérvese cómo las nueve primeras actividades corresponden a las posibles variedades del plan y cómo las siete primeras restricciones corresponden al desarrollo de la primera restricción matricial del modelo aplicado; la octava restricción permite obtener los resultados en tanto por cien y se ha planteado, admitiendo como posible, la existencia de holgura en el peso de las actividades que formen el plan seleccionado. Indicar, por último, dentro de esta explicación del planteamiento del modelo realizado en el cuadro 5 que, en nuestro caso, no se han considerado, como ya hicimos anteriormente, otro tipo de restricción que, naturalmente de existir pueden imponerse.

Las soluciones encontradas para cada nivel del parámetro, expresadas en porcentaje, son las que figuran en el cuadro 6, en donde para facilitar su comparación, hemos incluido, además, las soluciones correspondientes al modelo original encontradas en el apartado anterior. En el gráfico 4 se han representado,

CUADRO 5
Planteamiento del modelo simplificado en la primera etapa del criterio de Baumol

	Star	Stan	King	Stay	Stal	Brom	Gold	Card	Nuro	$Y1$	$Y2$	$Y3$	$Y4$	$Y5$	$Y6$	$Y7$	
Max.	18,57	16,63	12,95	14,98	12,67	12,72	18,30	24,13	22,56	−0,39	−0,39	−0,39	−0,39	−0,39	−0,39	−0,39	
Sujeto a:																	
	2,32	−1,20	0,34	0,69	1,93	3,06	2,35	−2,53	−1,43	1	0	0	0	0	0	0	$\geqslant 0$
	−4,38	0,20	−6,01	−3,55	−4,30	−0,88	−2,17	−0,04	−0,91	0	1	0	0	0	0	0	$\geqslant 0$
	1,04	−2,26	−0,33	−2,26	0,24	0,30	0,34	−5,49	−5,18	0	0	1	0	0	0	0	$\geqslant 0$
	−2,06	0,21	3,74	−1,88	−1,12	−3,93	−5,12	10,28	7,54	0	0	0	1	0	0	0	$\geqslant 0$
	−3,78	−4,40	−4,90	0,44	2,94	−2,75	−2,27	−16,30	−15,17	0	0	0	0	1	0	0	$\geqslant 0$
	9,71	9,16	−1,59	6,89	3,42	7,66	9,37	11,96	12,38	0	0	0	0	0	1	0	$\geqslant 0$
	−2,87	−1,32	5,73	−0,33	−1,97	−2,82	−2,49	2,12	0,92	0	0	0	0	0	0	1	$\geqslant 0$
	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	$\leqslant 100$
	18,57	16,63	12,95	14,98	12,67	12,72	18,30	24,13	22,56	0	0	0	0	0	0	0	$= R_0$

CUADRO 6
Comparación entre los resultados del modelo simplificado y el original en la primera etapa del criterio de Baumol

	Valores esperados para los ingresos (ptas/kg)																	
	16		17		18		19		20		21		22		23		24	
	C	*S*	*C*	*S*	*C*	*S*	*C*	*S*	*C*	*S*	*C*	*S*	*C*	*S*	*C*	*S*	*C*	*S*
Starking																		
Starkingson																		
King David	31	21	31	20	21	19	11	14	1	2								
Stayman																		
Stalafel	15	33	1	21		9												
Belleza de Roma																		
Golden	49	33	62	43	65	52	67	61	69	66	54	54	37	37	19	19	2	2
Cardinal	4	13	6	16	14	20	22	25	30	32	46	46	63	63	81	81	98	98
Nueva Roma																		
Holgura	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Varianza (ptas/kg)	8	7	11	9	15	12	19	14	25	17	32	24	47	39	65	60	89	85
Varianza real modelo simplificado (ptas/kg)*	8,57		11,13		14,64		19,44		25,35		33,09		46,75		65,36		89,10	

Resultados en porcentajes redondeados. C = modelo cuadrático y S = modelo simplificado.

* Calculada como XVX', siendo X el vector solución, en tanto por uno, originado por el modelo simplificado y V la matriz de varianzas-covarianzas correspondientes al modelo cuadrático.

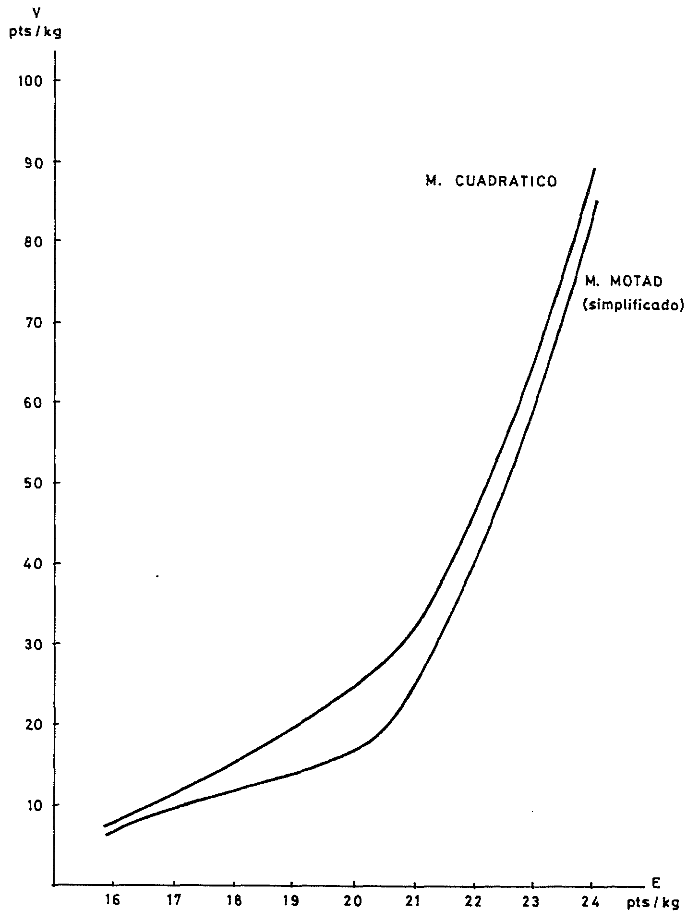

Gráfico 4. Fronteras eficientes en la primera etapa del criterio de Baumol según el modelo original y el simplificado.

conjuntamente, las fronteras eficientes dadas por los modelos original y simplificado para los datos de nuestro supuesto en la primera etapa del criterio de Baumol.

A la vista de todos los resultados precedentes, puede afirmarse que ambos modelos —lineal y cuadrático— aunque coincidentes en cuanto al grado de diversificación, a las variedades seleccionadas y al nivel de riesgo o varianza del plan varietal eficiente, pueden ser divergentes, en ocasiones, en los pesos asignados a cada variedad en el plan anterior; véanse a modo de ejemplo los resultados para los valores esperados de niveles 16 y 17 ptas./kg respectivamente, datos del cuadro 6. Así mientras, el modelo cuadrático selecciona fundamentalmente a las variedades Golden y King David para su plan eficiente, el modelo simplificado selecciona un plan varietal notablemente diferente del anterior no sólo en cuanto a variedades (adicionando la Stalafel y en menor grado la Cardinal) sino también en cuanto a pesos. Esta última cuestión ya ha sido señalada por diversos autores para quienes la insensibilidad de la varianza o riesgo a grandes cambios en los pesos de las actividades dificulta la contrastación de los criterios de dominancia a la hora de predecir comportamientos reales, véase a este respecto, entre otros, a Shurley y Erven (1979).

Interesa destacar, también la minusvaloración del riesgo, respecto al modelo original, que siempre hace en este supuesto el modelo simplificado. Sin embargo, no debe olvidarse que este último modelo a través de la suma de las desviaciones medias absolutas para cada solución paramétrica lo que calcula es una «estimación» del riesgo o varianza. Naturalmente el riesgo «real» de un plan varietal eficiente (X) encontrado mediante el modelo simplificado puede medirse calculando el producto XVX', en donde V es la matriz de varianzas-covarianzas para los ingresos unitarios de las diversas variedades, datos del cuadro 8; el resultado del producto anterior es virtualmente igual o mayor que el obtenido con el modelo original. Lo precedente explica las diferencias existentes en los resultados obtenidos en la segunda fase del criterio de Baumol y que pueden apreciarse en las dos últimas columnas del cuadro 7.

CUADRO 7
Comparación entre los resultados de la segunda etapa del criterio de Baumol

Número de solución	E ptas./kg	V ptas./kg		$P_0 = 16\ \%$ $L = E - \sqrt{V}$ ptas./kg	
		C	S	C	S
1	16	8,32	6,94	13,12	13,37
2	17	11,00	9,06	13,68	13,99
3	18	14,60	11,64	14,18	14,59
4	19	19,25	14,16	14,61	15,24
5	20	24,94	17,20	15,01	15,85
6	21	32,28	24,02	15,32	16,10
7	22	46,75	38,81	15,16	15,77
8	23	65,36	59,77	14,92	15,27
9	24	89,10	85,23	14,56	14,77

en donde C = modelo cuadrático original y S = modelo simplificado

5. Conclusiones

En procesos de comercialización agraria, el riesgo es un importante factor determinante de la decisión —Anderson, Dillon y Hardaker (1977— de ahí el interés por el estudio de modelos que incluyan al mismo entre sus variables explicativas.

En este sentido, el criterio de Baumol, alternativa frente al de Markowitz para describir la percepción del riesgo por el decisor, es analizado en el presente trabajo, indicándose la manera práctica y operativa de proceder secuencialmente para obtener las soluciones.

CUADRO 8
Matriz de varianzas-covarianzas para los ingresos unitarios de las diversas variedades de manzanos

	Star	Stan	King	Stay	Stal	Brom	Gold	Card	Nuro
Star	1.327,12	−55,86	−81,70	21,48	55,22	−26,93	−15,76	−248,49	−228,31
Stan	−55,86	18,61	0,40	11,03	3,13	13,79	15,81	32,68	32,29
King	−81,70	0,40	23,52	−0,89	−2,04	−5,81	−6,47	23,91	17,75
Stay	21,48	11,03	−0,89	11,58	7,28	11,03	13,76	11,00	11,94
Stal	55,22	3,13	−2,04	7,28	7,93	6,28	8,33	−4,79	−3,40
Brom	−26,93	13,79	−5,81	11,03	6,28	16,67	19,02	14,16	16,94
Gold	−15,76	15,81	−6,47	13,76	8,33	19,02	22,62	13,90	17,07
Card	−248,49	32,68	23,91	11,00	−4,79	14,16	13,90	92,57	84,47
Nuro	−228,31	32,29	17,75	11,94	−3,40	16,94	17,07	84,47	78,47

El modelo, que aventaja a los criterios secuenciales debidos a Roy (1952), Telser (1956) y Boussard y Petit (1967) por considerar las relaciones entre covarianzas para disminuir el riesgo, conserva, además, la dominancia estocástica de primer grado y, por otra parte, requiriendo la misma información inicial que el criterio de Markowitz, presenta en la práctica como ventaja, un coeficiente de aversión al riesgo con una interpretación muy intuitiva. No obstante, debido a la falta de contrastaciones empíricas en el ámbito agrario, nada puede señalarse respecto al grado de superioridad de un criterio respecto al otro.

En cuanto al modelo simplificado utilizado para encontrar las soluciones eficientes (una variante del modelo MOTAD), podemos decir que en este supuesto, y otros similares, no es difícil de plantear, conduciendo a través de la resolución de un programa lineal a resultados sensiblemente similares a los obtenidos mediante el empleo del modelo cuadrático original.

Finalmente, el supuesto desarrollado intenta ser ilustrativo, no sólo de la operatividad del criterio de Baumol, sino de las múltiples posibilidades del mismo en la planificación comercial de las decisiones agrarias: determinación de fechas de venta, mercados, períodos de almacenamiento y planes varietales, entre otros.

Referencias

Alonso, R. (1977): «Programación de cultivos en situaciones de riesgo y de incertidumbre en Castilla la Vieja», *Rev. Estudios Agrosociales, núm. 99*, págs. 157-188.

Alonso, R. y Rodriguez J. (1983): «Una aplicación del modelo de Sharpe a la evaluación del riesgo de los cultivos. Aplicación a cultivos de secano en la zona del Duero», *Rev. Estudios Agrosociales, núm. 124*, págs. 21-47.

Alonso, R. y Rodriguez, J. (1985): «El modelo de Farrar adaptado a la programación de actividades agrarias. Una aplicación a casos españoles», *Rev. Economía y Empresa, núm. 12* (pendiente publicación).

Anderson, J., Dillon, J. y Hardaker, B. (1977): *Agricultural Decision Analysis*, Iowa State Univ. Press. Ames.

Ballestero, E. (1978): *Principios de economía de la empresa*, Alianza Universal, Madrid.

Barry, P. y Robinson, L. (1975): «A practical way to Select an Optimun Farm Plan Under Risk: Comment», *Amer. J. Agr. Econ, núms. 57-1*, págs. 123-131.

Baumol, W. (1963): «An Expected Gain-Confidence Limit Criterion for Portfolio Selection», *Manag. Science, núm. 10*, págs. 174-182.

Boussard, J. y Petit, M. (1967): «Representation of Farmers' Behavior Under Uncertainty with a Focus-Loss Constraint», *J. Farm. Econ., núm. 49*, págs. 869-880.

Caballer, V. (1979): «Calendarios eficientes», *Rev. Economía y Empresa, núms. 3 y 4*, págs. 9-20.

Caballer, V. (1982): *Gestión y Contabilidad de Cooperativas Agrarias*, Mundi-Prensa, Madrid.

Caldentey, P. (1979): *Comercialización de productos agrarios*, Agrícola Española, Madrid.

Casado, C., Puig, E. y Benedicto, J. (1982): «El mercado interior de Naranjas: Prácticas de comercialización y hábitos de consumo», INIA, *Serie Economía y Sociología Agraria, núm. 12*, Madrid.

Farrar, D. (1962): *The Investment Decision under Uncertainty*, Prentice Hall Inc. Englewood Cliff.

Freund, R. (1956): «The introduction of Risk into Programming Model», *Econometrica, núm. 24*, págs. 253-263.

Hazell, P. (1971): «A linear Alternative to Quadratic and Semivariance Programming for Planning Under Uncertainty», *Amer. J. Agr. Econ., núm. 53-1*, págs. 53-62.

Markowitz (1952): «Portfolio Selection», *Cowles Found. Monografía, núm. 16*, John Wiley and Sons, Nueva York.

Markowitz (1970): *Porfolio Selection. Eficient Diversification of Investment*, Yale Univ, Press, New Haven.

Olmeda, M. (1980): «Duración óptima del almacenamiento de frutas», *Rev. Economía y Empresa, núm. 7*, págs. 123-148.

Olmeda, M. y Rivera, L. (1983): «Calendarios de ventas en la comercialización de la almendra», *Rev. ICE, núm. 603*, págs. 76-84.

Pyle, D. y Turnovsky, S. (1970): «Safety-First and Expected Utility Maximization in Mean Standard Deviation Portfolio Analysis», *Econ. Statistics, núm. 52*, págs. 75-81.

Rivera, L. y Olmeda, M. (1985): «El riesgo en los modelos de economía agraria», *Rev. Investigaciones Económicas, núm. 27*, págs. 23-37.

Romero, C. (1976): «Una aplicación del modelo de Markowitz a la selección de variedades de manzanos en la provincia de Lérida», *Rev. Estudios Agrosociales, núm. 97*, págs. 61-79.

Roy, A. (1952): «Safety-First and the Holding of Assets», *Econométrica, núm. 20*, págs. 431-449.

Scott, J. y Baker, C. (1972): «A practical Way to Select and Optimun Farm Plan Under Risk», *Amer. J. Agr. Econ., núms. 54-5*, págs. 657-660.

Shurley, B. y Erven, B. (1979): «Sensitivity of Efficient Frontiers Developed for Farm Enterprise Choice Decisions», *Amer. J. Agr. Econ., núms. 61-3*, págs. 506-511.

Telser, L. (1955): «Safety-First and Hedging», *Econ. Stud., núm. 23*, págs. 1-56.

Tobin, J. (1958): «Liquidity Preference as Behavior towards Risk», *Rev. Econ. Stud.*, págs. 65-68.

Wolfe, P. (1959): «The Simplex Method for Quadratic Programming», *Econometrica, núm. 27*, págs. 382-398.

Zunica, L. y Caballer, V. (1982): «Una aplicación de la programación estocástica al estudio de calendarios óptimos de venta en explotaciones citrícolas», *Rev. Economía y Empresa, núms. 8-9*, págs. 343-369.

Abstract

Baumol's dominance criterion, once overcome its initial stage —in which there were no operative methods to find efficient solutions—, is actually an alternative to Markowitz's dominance criterion in explaining decision maker behaviour. From that point of view, Baumol's criterion is analyzed in present work, and an application to farming economy and a simplified procedure to find solutions are shown.

Recepción del original, julio de 1985.
Versión final, febrero de 1986.