

EFFECTO DEL EMPLEO DE COEFICIENTES DE CORRELACIÓN DE PRECIOS CALCULADOS CON SERIES DE DISTINTA LONGITUD EN LOS RESULTADOS ECONÓMICOS DE UN PORTFOLIO AGRÍCOLA

ARIADNA BERGER¹; LUIS FRANK²; SUSANA PENA DE LADAGA¹ e IRENE SHARON WESTEN¹

Recibido: 04/08/11

Aceptado: 29/08/11

RESUMEN

El objetivo del presente trabajo es evaluar el impacto de diferentes coeficientes de correlación de precios sobre la estimación del riesgo asociado a un portfolio agrícola. El estudio se efectuó sobre un portfolio de cultivos constituido por trigo, girasol, maíz, soja de primera y soja de segunda en la zona oeste de la provincia de Buenos Aires. El análisis de riesgo se realizó mediante simulación Monte Carlo. Se consideraron como variables aleatorias los precios de los granos y los rindes de los cultivos. Para calcular distintas matrices de correlación se utilizaron cuatro series de precios (precios mensuales de los últimos 20 años, precios en el mes de cosecha de los últimos 20 años, precios mensuales de los últimos 5 años y precios en el mes de cosecha de los últimos 5 años). Se obtuvieron así cuatro modelos que sólo diferían en la matriz de correlación de precios. Se concluyó que el desvío estándar del resultado obtenido usando distintas matrices de correlación para las distribuciones de los precios de los granos difiere estadísticamente de un modelo a otro. Por lo tanto, en la evaluación del riesgo de un portfolio de actividades correlacionadas, debería prestarse especial atención en la elección de series de datos para la definición de los coeficientes de correlación a utilizar.

Palabras clave. Riesgo, portfolio, coeficientes de correlación, simulación Monte Carlo.

THE EFFECT OF PRICE CORRELATION COEFFICIENTS CALCULATED WITH SERIES OF DIFFERENT LENGTHS ON THE ECONOMIC PERFORMANCE OF AN AGRICULTURAL PORTFOLIO

SUMMARY

The aim of this paper is to evaluate the impact of different estimators of price correlation coefficients on the risk associated with an agricultural portfolio. The study was conducted in the western part of the province of Buenos Aires, on a portfolio consisting of wheat, sunflower, corn, first sowing soybeans and second sowing soybeans. Risk analysis was performed using Monte Carlo simulation. Grain prices and crop yields were considered as random variables. To calculate different correlation matrices we used four different sets of prices (monthly prices of the past 20 years, month of harvest prices of the past 20 years, monthly prices of the last 5 years and month of harvest prices of the past 5 years). In this way we obtained four models that differed only in the price correlation matrix. We conclude that the standard deviations of results obtained using different correlation matrices for grain prices differ significantly from one model to another. Therefore, in assessing the risk of a portfolio of interrelated activities special attention should be given to the choice of the data sets used for estimating the correlation coefficients.

Key words. Risk, portfolio, correlation coefficients, Monte Carlo simulation.

¹Cátedra de Administración Rural, Facultad de Agronomía, Universidad de Buenos Aires. Avda. San Martín 4453, Buenos Aires, Argentina.

² Cátedra de Métodos Cuantitativos, Facultad de Agronomía, Universidad de Buenos Aires.

INTRODUCCION

Un tomador de decisiones posee diversos objetivos que lo llevan a seleccionar o descartar alternativas. Entre éstos, la minimización del riesgo económico y la maximización del resultado suelen ocupar un lugar preponderante (Patrick, 1984). El problema de decisión surge cuando el plan que maximiza el resultado implica un riesgo mayor a otro, donde participan alternativas de menor resultado pero también menor riesgo, siendo necesaria la identificación de alternativas dominantes (Hazell y Norton, 1986). La cuantificación del riesgo, asociada a la actitud frente a esta variable, permite concluir con el proceso de toma de decisiones en modo adecuado (Backus, 1997). Por lo tanto, cada empresa debe identificar y lograr su propia zona de confortabilidad respecto al riesgo que asume, reteniendo algunos tipos de riesgo y transfiriendo, disminuyendo o evitando otros (Gallacher *et al.*, 1986; Alonso, 2003; Ponssa, 2005).

La variabilidad puede manejarse a través del gerenciamiento (Patrick *et al.*, 1985; Wilson *et al.*, 1988; Harwood *et al.*, 1999). Puede buscarse mejor calidad de información de base, recurrir a la diversificación o al uso de prácticas de producción adecuadas y/o de contratos a futuro, mantener un amplio espectro de ventas, tomar seguros y/o mantener reservas financieras. Entre estas estrategias, la diversificación de actividades es una de las más usadas dada su sencillez.

Diversificar no es otra cosa que administrar un portfollio. El concepto de portfollio suele asociarse a carteras de inversiones en acciones y bonos. Sin embargo, un portfollio puede estar constituido por distintas actividades realizadas en una misma zona (diversificación intrazonal) o una misma actividad en zonas con diferentes condiciones agroecológicas (diversificación interzonal). De tal manera, también se puede aplicar la teoría de portfolios al sector agropecuario, donde cada «actividad» es una combinación «cultivo-zona» y ser éstos analizados con las metodologías financieras (Pena de Ladaga y Berger, 2006).

En el sector agropecuario, el análisis de la diversificación de actividades a nivel de predio concluye, por lo común, que la misma tiende a estabilizar los resultados y a disminuir el riesgo, aunque resulta im-

portante evaluar el balance entre la reducción del riesgo que se obtiene por una apropiada diversificación y el aumento de costos operacionales asociados al manejo de una combinación de actividades [(Weissensel y Schoney (1989); Viglizzo y Roberto (1989); Gregor y Runge-Metzger (1994); Bustamante (2002); Pena de Ladaga y Berger (2006); Berger y Coluccio (2009)].

Puede decirse que dentro de cada establecimiento funciona un portfollio por el cual el desvío promedio del campo es menor al promedio de los desvíos de las actividades individuales. De tal modo, al realizar contemporáneamente distintas actividades con cierto desvío, se logra reducir el desvío global. En algunas ocasiones los efectos no son los esperados, pues un monocultivo, con tecnología correctamente ajustada, puede presentar menor variabilidad que el resto de los cultivos factibles, por lo que una combinación de actividades termina siendo de mayor riesgo que el monocultivo (Domonte, 2010).

El riesgo de un portfollio depende no sólo de las varianzas de cada actividad involucrada, sino también de la covarianza entre ellas. Si bien la covarianza es una medida precisa, es de difícil interpretación porque su magnitud depende de las unidades en las que se miden las variables. Para subsanar el problema se utiliza el coeficiente de correlación, que es una simplificación de la covarianza y es mucho más fácil de interpretar porque carece de unidades y tiene un rango limitado de valores: -1 a 1 (Stark *et al.*, 2003). La eficacia de la diversificación depende en gran parte de la correlación entre las distintas actividades participantes del portfollio: cuanto menor es la misma, mayor es la efectividad de la diversificación (Barry, 1995; Harwood *et al.*, 1999).

Las dos fuentes más reconocidas como determinantes del riesgo en la empresa agropecuaria tradicional son los rindes y los precios. La variabilidad de los rindes tiene su origen en las cambiantes condiciones climáticas, mientras que la de los precios se debe a múltiples causas: proyecciones de los cultivos, modificaciones en la oferta y la demanda, cambios gubernamentales bien sea internos o internacionales, entre otros.

Tanto entre los rindes de los distintos cultivos como entre los precios de los granos, existe cierta corre-

lación que es necesario medir e incluir en los análisis de riesgo. A nivel de empresa individual, en cambio, e independientemente de su tamaño, no existe correlación entre el precio de un grano y el rinde del cultivo que le da origen, ya que ninguna empresa por sí sola determina el precio del mercado (Harwood *et al.*, 1999).

Matemáticamente hablando, la cuantificación del riesgo de un portfolio podrá variar en función de los coeficientes de correlación empleados. Dada la naturaleza de este modelo (modelo aditivo), la correlación entre las variables afecta la magnitud del desvío pero no la de la media (Vose, 2000). Sin embargo, en los trabajos anteriormente mencionados se aprecia que cada autor emplea distintos coeficientes de correlación, inclusive cuando los cultivos son los mismos.

En materia de rindes, es de esperar el uso de distintos coeficientes de correlación en función de diferentes planteos técnicos y/o condiciones edáficas y climáticas de cada zona. Estos factores pueden acentuar o diluir (dentro de ciertos rangos) la correlación de rindes debido a una mayor o menor superposición de los ciclos productivos de los cultivos, o generando una mayor o menor interrelación clima-suelo-rinde (Pena de Ladaga y Berger, 2006; Leblois y Quirion, 2010).

Sin embargo, en materia de precios, cabría esperar que los coeficientes de correlación usados por diferentes autores fueran los mismos, ya que éstos son iguales para todas las zonas de producción. Surge por lo tanto el interrogante de si se pueden esperar diferencias significativas en la cuantificación del riesgo de un portfolio agrícola usando distintas series de precios para calcular los coeficientes de correlación a emplear.

El objetivo del presente trabajo es evaluar el efecto, sobre la cuantificación del riesgo de un portfolio agrícola, del uso de series de tiempo de distinta longitud y momento de toma de información para estimar coeficientes de correlación entre los precios de los granos.

Para esto se desarrolló un modelo de simulación Monte Carlo en la zona oeste de la provincia de Bue-

nos Aires, con un portfolio de cultivos constituido por trigo, maíz, girasol, soja de primera y soja de segunda. Se analizaron los resultados surgidos del uso de cuatro matrices de correlación, obtenidas a partir de distintas series de datos.

MATERIALES Y MÉTODOS

El análisis económico se inició construyendo un modelo en planilla de cálculo donde se calcula el margen neto (MN) esperado de cada cultivo de acuerdo a la metodología indicada por Pena de Ladaga (2009). Tanto los gastos del cultivo como los de estructura se extrajeron de las revistas *Agromercado* (mayo 2008), *AACREA* (junio 2008), *Márgenes Agropecuarios* (mayo 2008), y se complementaron con información de empresas reales (Ariadna Berger, 2008)³. Para el gasto de arrendamiento se consideró un precio histórico equivalente a 12 quintales de soja por hectárea. En el caso de realizar doble cultivo (trigo/soja de segunda), a cada cultivo se le imputó el 50% del arrendamiento total.

La evaluación de riesgo se realizó mediante el método probabilístico de simulación Monte Carlo (SMC), que se basa en el muestreo sistemático de valores de las variables aleatorias participantes a fin de estimar la distribución de una variable de resultado que interviene en la toma de decisiones (Vose, 2000; Pena de Ladaga y Berger, 2006). Las variables aleatorias consideradas fueron rindes y precios. El programa empleado para resolver la SMC fue @Risk 5.0 de Palisade (2008).

El modelo se ubicó en la zona oeste de la provincia de Buenos Aires y se trabajó con un módulo de 1.000 ha, una superficie que fácilmente puede estar bajo el gerenciamiento de una sola persona. La composición del portfolio agrícola surgió del análisis de la evolución de superficies sembradas de las campañas 1996-1997 a 2005-2006, en base a las estadísticas proporcionadas por el Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación para los partidos que conforman la zona conocida como «Pampa arenosa». La distribución porcentual de superficies experimentó un cambio de importancia a partir del año 2001 (Westen, 2009), por lo cual el portfolio se construyó en base a las superficies que se repiten desde la fecha mencionada, en la cual se estabiliza el proceso de avance del cultivo de soja. Así, el portfolio simulado contó en todos los casos con 1.000 hectáreas físicas, de las cuales 217 ha son de trigo, 146 ha de girasol, 236 ha de maíz, 401 ha de soja de primera y 120 ha de soja de segunda, totalizando 1.120 ha sembradas totales debido al doble cultivo.

³ Comunicación personal. La Ing. Agr. Ariadna Berger es asesora de empresas agropecuarias en la zona de estudio.

A partir de la superficie asignada a cada cultivo, se calculó el ingreso bruto, se descontaron los gastos comerciales, de cultivo, de gerenciamiento y de arrendamiento y se obtuvo el margen neto o resultado para cada cultivo. El resultado global del portfolio surgió de la suma del resultado de los distintos cultivos. La validación del modelo siguió los lineamientos propuestos por Mc Carl (1984).

Para la variable rinde se utilizaron distribuciones generales sobre la base de rendimientos simulados por el modelo agronómico DSSAT (Decision Support Systems for Agrotechnology Transfer versión 3.5) con datos climáticos para Pehuajó (radiación y temperatura) y América (precipitaciones) (provincia de Buenos Aires) de los años 1971-2003 sobre suelos de la serie Rivadavia (Hapludol éntico)⁴. El uso del modelo de simulación agronómica permite considerar la posible variabilidad de los factores que componen el riesgo de producción, al simular distintos efectos del clima bajo una tecnología constante (lo cual no es factible con el empleo de datos reales obtenidos de establecimientos). Los coeficientes de correlación de rindes se calcularon en base a estas series de rindes simulados.

Debido a políticas cambiantes, en la Argentina es difícil armar una serie de precios que sea al mismo tiempo suficientemente larga y consistente: cambios bruscos en el tipo de cambio o en el nivel de derechos de exportación, por ejemplo, hacen que los precios de un período no siempre sean comparables con los de otro. Por ese motivo, se modelaron los precios de soja, maíz, trigo y girasol siguiendo la metodología de Ferreyra *et al.* (2001) y adaptándola al objetivo del trabajo. Para ello se procedió en dos etapas. En la primera se estimaron los parámetros de una función lineal que relaciona los precios de la Argentina y de Estados Unidos. En la segunda, se simularon los precios a partir de una distribución *betapert* cuyos parámetros se obtuvieron de las regresiones de la etapa anterior. A continuación se describe cada etapa con mayor detalle.

Se planteó que el precio en Buenos Aires, Argentina, es una función lineal del precio en Estados Unidos. Es decir, $\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{e}$, donde \mathbf{y} es un vector de precios de dimensión $n \times 1$ (en este caso $n=120$), \mathbf{X} es una matriz de $n \times 2$ (donde la primera columna es un vector unitario y la segunda un vector de precios de Estados Unidos), $\boldsymbol{\beta}$ es un vector de 2×1 parámetros desconocidos y \mathbf{e} es un término de error de $n \times 1$ tal que $\mathbf{e} \sim N(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I})$. En particular, se planteó que ésta es una relación válida para el período 1992-2001 en el que:

- i. rigió la Ley 23.928 -llamada de «Convertibilidad»- por la cual el tipo de cambio se mantuvo fijo a una tasa de 1 \$/US\$
- ii. se eliminaron todos los derechos de exportación -"retenciones"- vigentes durante la década de 1980 y cuyas alícuotas fluctuaron de acuerdo a las necesidades fiscales del momento
- iii. el intercambio comercial fue fluido debido a la desregulación de la economía argentina (Estefanell, 1997).

Otros antecedentes que justifiquen el modelo propuesto pueden hallarse en Lema y Brescia (1998), quienes encontraron correlaciones positivas entre los precios de los granos en la Argentina y en Estados Unidos en el mismo período. Respecto al orden de causalidad, se sabe que Estados Unidos es un gran productor de *commodities* y sede de los principales mercados de granos del mundo, lo cual sugiere que los precios de la Argentina se forman a partir de los de Estados Unidos, y no viceversa.

Si bien las perturbaciones originadas por la política interna del país en los últimos años pueden haber afectado esta relación, la elección de esta metodología se debe a la imposibilidad de definir otras series de tiempo suficientemente largas y homogéneas en términos de derechos de exportación y otros efectos distorsivos del precio. De todas maneras, recuérdese que el objetivo del trabajo no es en sí mismo la predicción de los precios, sino el efecto del uso de diferentes series para el cálculo de los coeficientes de correlación.

En el Cuadro 1 se presentan los coeficientes de regresión del precio en la Argentina en función del precio de Estados Unidos para los cuatro principales granos.

Es sabido que los precios no se distribuyen simétricamente. Algunas distribuciones asimétricas –en particular la distribución log-normal– han sido sugeridas para modelar precios (Winston, 1996; Mahul, 2002), aunque en la práctica su uso es limitado dada su complejidad. Por el contrario, la distribución *betapert* es considerablemente más simple y su forma muy flexible. En consecuencia, se eligió esta distribución para modelar el precio de los granos en Estados Unidos para el período 1992-2001. Se partió del registro de precios promedio de varios mercados provistos por el USDA. El registro presenta cuatro series: trigo (St. Louis), girasol (North Dakota), maíz (Chicago) y soja (Central Illinois).

⁴ Para detalles de los supuestos agronómicos y de los distintos escenarios de condiciones meteorológicas, puede consultarse Westen (2009).

CUADRO 1. Coeficientes de regresión del precio en la Argentina en función del precio de Estados Unidos para los cuatro principales granos.

Grano	Ordenada (b_0)	Pendiente (b_1)	F	Valor crítico de F
Trigo	16,6760	0,9845	188,3	3,38E-26
Girasol	55,1165	0,6292	163,2	5,33E-24
Maíz	22,9720	0,8090	363,5	7,83E-38
Soja	13,2610	0,9300	460,2	1,56E-42

Los extremos de cada distribución se fijaron multiplicando el precio mínimo de la serie por 0,95 y el máximo por 1,05. Los valores mínimo y máximo de una distribución tienen probabilidad de ocurrencia igual a cero. Por ese motivo, no se pueden usar los valores extremos de una serie como los extremos de la distribución, ya que los valores observados tienen una probabilidad mayor a cero. Los factores de corrección (menor a 1 para el mínimo y mayor a 1 para el máximo) son arbitrarios. En este trabajo se decidió estimar el mínimo un 5% por debajo del valor más bajo de la serie y el máximo un 5% por encima del valor más alto de la serie ya que la misma abarcaba un período en el que los mercados mostraron importantes fluctuaciones de precios, y por lo tanto no cabría esperar valores extremos muy por fuera de los valores de la serie. Los parámetros resultantes se resumen en el Cuadro 2.

A continuación se simuló los precios de Estados Unidos mediante la extracción de números aleatorios de las distribuciones definidas en el punto anterior. Los mismos se convirtieron luego a precios argentinos de acuerdo a la siguiente expresión:

$$p_i = x_i b(1-t)$$

donde p_i es el precio de la i -ésima extracción en [US\$/t], $x_i b$ es el precio en Estados Unidos en [US\$/t] y t es la tasa de derechos de exportación. Las retenciones utilizadas para cada cultivo fueron las vigentes al iniciar este trabajo (noviembre 2008): trigo 28%, girasol 32%, maíz 25% y soja

35%. El resultado es una distribución de precios para cada uno de los granos considerados puestos en la Argentina.

Con el fin de evaluar el efecto de distintos coeficientes de correlación sobre la cuantificación del riesgo de un portfolio, se tomaron cuatro series de datos a efectos de obtener los coeficientes de correlación correspondientes:

1. precios medios mensuales de los últimos 5 años
2. precios medios del mes de cosecha de los últimos 5 años
3. precios medios mensuales de los últimos 20 años
4. precios medios del mes de cosecha de los últimos 20 años.

Los meses de cosecha fueron diciembre para trigo, marzo para girasol, abril para maíz y mayo para soja (tanto de primera como segunda).

La elección de estas series tuvo relación directa con dos aspectos que se pretendía observar. Con las series de 20 años se buscó tener una cantidad significativa de valores. Con las de 5 años, respetar eventuales cambios recientes en los comportamientos de los mercados. En las series en las que se tomó solamente el precio en el mes de cosecha se buscó analizar el riesgo de producción sin que interfirieran eventuales resultados comerciales por escalonar las ventas durante el año. En la serie en la que se consideraron todos los meses del año, se estarían incluyendo tanto el resultado por producción como potenciales resultados comerciales.

CUADRO 2. Distribuciones betapert de precios en Estados Unidos (US\$/t).

Precio USA	Trigo	Girasol	Maíz	Soja
Mínimo	74,84	126,72	65,51	149,68
Más probable	118,45	227,51	100,67	215,40
Máximo	205,02	347,60	196,05	315,84
Esperado	125,60	230,70	110,70	221,20

Los coeficientes de correlación de precios figuran en los Cuadros 3 a) a 3 d).

CUADRO 3. Coeficientes de correlación (r de Spearman) de precios.

a) 5 años todos los meses (Portfolio 1)

	Trigo	Girasol	Maíz	Soja
Trigo	1,000	0,345	0,290	0,516
Girasol	0,345	1,000	0,896	0,847
Maíz	0,290	0,896	1,000	0,857
Soja	0,516	0,847	0,857	1,000

b) 5 años mes de cosecha (Portfolio 2)

	Trigo	Girasol	Maíz	Soja
Trigo	1,000	0,100	0,300	0,500
Girasol	0,100	1,000	0,900	0,800
Maíz	0,300	0,900	1,000	0,900
Soja	0,500	0,800	0,900	1,000

c) 20 años todos los meses (Portfolio 3)

	Trigo	Girasol	Maíz	Soja
Trigo	1,000	0,304	0,182	0,328
Girasol	0,304	1,000	0,614	0,749
Maíz	0,182	0,614	1,000	0,739
Soja	0,328	0,749	0,739	1,000

d) 20 años mes de cosecha (Portfolio 4)

	Trigo	Girasol	Maíz	Soja
Trigo	1,000	0,461	0,645	0,442
Girasol	0,461	1,000	0,545	0,696
Maíz	0,645	0,545	1,000	0,786
Soja	0,442	0,696	0,786	1,000

Si se comparan los Cuadros 3 a) a 3 d), se observan diferencias llamativas entre algunos coeficientes de correlación. Por ejemplo: Trigo-Girasol: desde 0,100 (5 años, mes de cosecha), hasta 0,461 (20 años, mes de cosecha); Trigo-

Maíz: desde 0,182 (20 años, todos los meses), hasta 0,645 (20 años, mes de cosecha) y Maíz-Girasol: desde 0,545 (20 años, mes de cosecha), hasta 0,900 (5 años, mes de cosecha). Los coeficientes de correlación de la soja con los otros granos, en cambio, muestran mayor estabilidad.

El modelo fue el mismo en los cuatro casos que se comparan. Lo único que varió entre los cuatro portfolios es la matriz de correlación de precios.

Los resultados que se presentan en la sección siguiente fueron obtenidos con 11.700 iteraciones. Esta cantidad de iteraciones es la que el programa @Risk determinó como necesaria para obtener resultados estables, en base a la opción de «monitoreo de convergencia» (Palisade, 2008). Según esta opción, la simulación cesa cuando la diferencia entre los desvíos de grupos sucesivos de iteraciones es menor a un valor aceptado como umbral (1,5%).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Los resultados de la simulación de cada portfolio, calculados en términos de resultado total, se resumen en el Cuadro 4. Se especifican la media, el desvío, el coeficiente de variación (CV), la probabilidad de que el resultado sea inferior a cero⁵ y los percentiles 1 y 99. En la Figura 1 se muestran las curvas de probabilidad acumulada de los resultados.

Si se analizan los resultados de la simulación, se observa que las medias son iguales en los cuatro portfolios, mientras que para todas las otras estadísticas el portfolio 2 se diferencia de los otros tres, que son similares entre sí. En comparación con los otros portfolios, el portfolio 2 tiene un menor desvío (que, a igualdad de media, se traduce directamente en un menor CV), una menor probabilidad de perder dinero, un percentil 1 más alto, y un percentil 99 más bajo. Dado que la única diferencia entre los modelos son las matrices de correlación de precios, se puede concluir, contestando la pregunta que se planteó al inicio de este trabajo, que éstas afectan los resultados.

A partir de la Figura 1 se pueden realizar dos observaciones. En primer lugar, se pone en evidencia la similitud de los portfolios 1, 3 y 4 que también se ve en el Cuadro 4; las tres curvas, de hecho, se superpo-

⁵ Prob. <0 indica la probabilidad de que el resultado sea negativo. La probabilidad de ser positivo es la probabilidad complementaria (es decir 1-p).

CUADRO 4. Resultados de la simulación en US\$ totales (11.700 iteraciones).

Portfolio	1	2	3	4
Datos	5 años, 12 meses	5 años, mes de cosecha	20 años, 12 meses	20 años, mes de cosecha
Media	55.534	55.534	55.534	55.534
Desvío	92.023	74.996	92.074	92.032
Coef. Variación	166%	135%	166%	166%
Prob <0	30%	24%	30%	29%
Percentil 1	-126.272	-93.946	-125.864	-127.551
Percentil 99	292.765	245.436	289.369	291.316

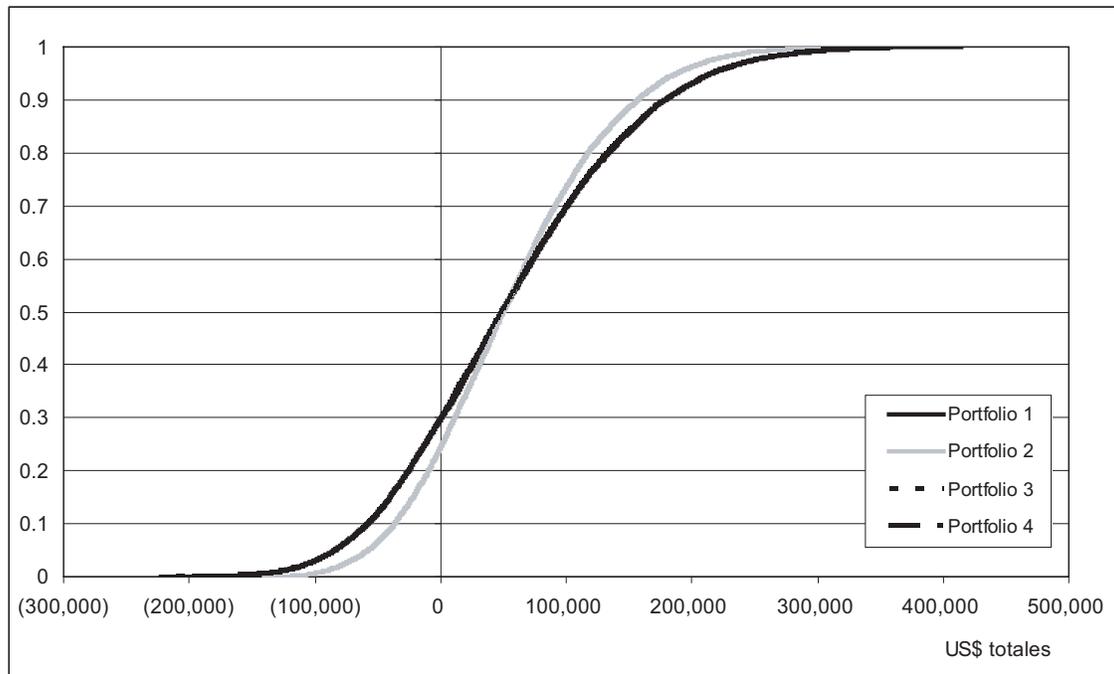


FIGURA 1. Frecuencia acumulada de los resultados totales.

Portfolio 1: 5 años, 12 meses; Portfolio 2: 5 años, mes de cosecha; Portfolio 3: 20 años, 12 meses; Portfolio 4: 20 años, mes de cosecha. Debido a la gran similitud en los resultados de los portfolios 1, 3 y 4, sus curvas se superponen casi perfectamente.

nen casi perfectamente. En segundo lugar, el portfolio 2 presenta una acumulación más parsimoniosa para valores negativos en relación al resto de los portfolios (curva gris vs las otras tres curvas negras, superpuestas).

Para probar, en términos estadísticos, si los resultados se ven afectados por la elección de la matriz de

correlación, se compararon las distribuciones de probabilidad empíricas de los cuatro portfolios mediante el test de Kolmogorov-Smirnov (KS). Este test compara la distancia vertical máxima entre dos o más distribuciones de probabilidad acumulada. Por ejemplo, para el caso de dos muestras de igual tamaño, el estadístico de prueba es $d_n = \max |S_n(x) - S_n(y)|$.

Se eligió este test porque las distribuciones bajo análisis son desconocidas, ya que provienen de un «proceso generador de datos» aleatorio y complejo. Se puso a prueba la hipótesis nula H_0 : «todas las muestras provienen de la misma población» vs la alternativa H_1 : «al menos una de las muestras no proviene de la misma población». Si se rechaza la primera, se concluye que las diferencias entre portfolios se explican por las diferencias las matrices de correlación utilizadas.

Kolmogorov (1933) y Smirnov (1939, 1948) demostraron que para muestras de tamaño $n \rightarrow \infty$, $P\{d_n \leq \lambda/n^{1/2}\} \rightarrow \Phi(\lambda)$ y presentaron una tabla de λ para $\Phi(\lambda) = 1 - \alpha$, donde α es la probabilidad de rechazo de la hipótesis nula. Sin embargo, Frank (2010) halló que ésta y otras tablas posteriores presentan defectos que desaconsejan su uso y propuso en su lugar un programa informático que devuelve estadísticos críticos exactos, incluso para múltiples muestras de distinto tamaño. Mediante el mismo se calculó el estadístico d_n para $n = 11.700$ y $k = 4$ muestras del mismo tamaño, con $r = 4$ niveles de particiones y $q = 104$ repeticiones (justificación de esta especificación en Frank, 2010). Los resultados se presentan en el Cuadro 5.

CUADRO 5. Test KS sobre las distribuciones de 4 portfolios.

Particiones	d_n	d_α
10^1	0,0621*	0,0205
10^2	0,0621*	0,0205
10^3	0,0633*	0,0205
10^4	0,0636*	0,0205

* = significativo para $\alpha=0,05$

Independientemente de la partición seleccionada, se rechaza la hipótesis nula de que todas las muestras provienen de la misma población con un error tipo I de 5%. Esto significa que las distribuciones obtenidas por simulación no son iguales entre sí. Se continuó el análisis con la identificación de las muestras provenientes de poblaciones diferentes. Para ello se compararon las muestras por pares mediante el mismo test KS. Los resultados se presentan en el Cuadro 6.

CUADRO 6. Test KS sobre las distribuciones de 4 portfolios, comparando los portfolios de a pares.

Particiones	Pares	d_n	d_α
10^1	1-2	0,0621*	0,0153
	1-3	0,0041	0,0153
	1-4	0,0034	0,0153
	2-3	0,0598*	0,0153
	2-4	0,0587*	0,0153
	3-4	0,0038	0,0153
10^2	1-2	0,0621*	0,0172
	1-3	0,0059	0,0172
	1-4	0,0052	0,0172
	2-3	0,0617*	0,0172
	2-4	0,0603*	0,0172
	3-4	0,0056	0,0172
10^3	1-2	0,0633*	0,0175
	1-3	0,0074	0,0175
	1-4	0,0056	0,0175
	2-3	0,0624*	0,0175
	2-4	0,0612*	0,0175
	3-4	0,0061	0,0175
10^4	1-2	0,0636*	0,0175
	1-3	0,0078	0,0175
	1-4	0,0059	0,0175
	2-3	0,0626*	0,0175
	2-4	0,0613*	0,0175
	3-4	0,0064	0,0175

* = significativo para $\alpha=0,05$

Como se definió anteriormente, el portfolio 1 es el que considera precios de 5 años durante los 12 meses, el portfolio 2 considera precios de 5 años pero en el mes de cosecha y los portfolios 3 y 4 son, respectivamente, los que consideran precios de 20 años durante 12 meses y 20 años en el mes de cosecha. Es claro que el portfolio 2 es significativamente distinto a los demás, ya que $d_n > d_\alpha$ sólo en aquellos pares donde éste está presente. Los resultados son sumamente estables con distinta cantidad de particiones.

En base a los resultados obtenidos es posible rechazar la hipótesis planteada de igualdad de resultados, debido a que se verificaron diferencias al usar distintas series de tiempo para calcular los coeficientes de correlación entre los precios de los granos.

CONCLUSIONES

Se concluye que existen diferencias en la cuantificación del riesgo de actividades correlacionadas cuando se utilizan distintas estimaciones de la matriz de correlación de precios, inclusive en portfolios de cuatro actividades. De las cuatro series de datos usadas, sólo generó diferencias la de precios del mes de cosecha en los últimos cinco años. Esta serie, sin embargo, con apenas cinco datos para estimar los coeficientes de correlación, podría estar introduciendo cierto grado de error en el modelo.

No se puede afirmar cuál de las cuatro matrices calculadas sería más aconsejable utilizar. Futuras líneas de investigación podrían aclarar este punto. En este aspecto, surge una difícil situación de compromiso entre el uso de series más largas, que en principio estimarían mejor las verdaderas correlaciones entre precios si las series de tiempo consideradas fue-

ran estacionarias (ver *e.g.* Enders 1995 capítulo 2, Greene 2006 capítulo 21), o usar series más cortas, si dicha condición no se cumple. Las series más cortas permitirían estimar coeficientes de correlación más representativos de las relaciones de precios en los mercados actuales.

En todos los casos, los coeficientes de correlación incluidos en los modelos que se usen para el planeamiento de las empresas deberían representar las perspectivas hacia futuro y no hacia el pasado. Cuando se sabe o se supone que los mercados están cambiando, lo recomendable es usar datos más recientes. En este sentido, para reflejar las actuales relaciones de precios, una opción puede ser el uso de datos de pocos años, pero con apertura mensual.

El presente trabajo fue realizado en el marco del Proyecto UBACyT 200201002008101.

BIBLIOGRAFÍA

- ALONSO, C. 2003. Administración financiera de las organizaciones. 2da ed. Editorial Macchi. 607 p. Buenos Aires.
- BACKUS, G.B.C.; V.R. EIDMAN and DIJKHUIZEN. 1997. Farm decision making under risk and uncertainty. *Netherlands Journal of Agricultural Science* 45: 307-328.
- BARRY, P.; P. ELLINGER; J. HOPKIN and C. BAKER. 1995. Financial management in agriculture. Interstate Publishers, Danville (IL), USA. 666 p.
- BERGER, A. y J. COLUCCIO LESKOW. 2009. Análisis de portfolios agrícolas: un ejemplo integrando simulación Monte Carlo y modelos de simulación agronómica. *En: «Modelización económica en el sector agropecuario III»*. Editores: Carmen Vicién, Susana Pena de Ladaga y Gerardo Petri. Orientación Gráfica Editora. Buenos Aires.
- BUSTAMANTE. 2002. Sustentabilidad económica de sistemas de producción en el centro de la provincia de Santa Fe: un enfoque de portfolio. *En: «La modelización en el sector agropecuario»*. C. Vicién y S. Pena de Ladaga editoras. Orientación Gráfica Editora. 160 p. Buenos Aires.
- DOMONTE, M. 2010. «Portfolios agrícolas eficientes: análisis económico de sistemas productivos en condiciones de riesgo, asociado a la diversificación de ambientes y actividades». Trabajo de intensificación para acceder al título de Lic. en Economía y Administración Agraria, Buenos Aires. Facultad de Agronomía de la Universidad de Buenos Aires. 78 p., 2010.
- ENDERS, W. 1995. Applied Econometric Times Series. Wiley. 433 p.
- ESTEFANELL, G. 1997. El Sector Agroalimentario Argentino en los 90'. Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura, Buenos Aires. 170 p.
- FERREYRA, R.A.; G. PODESTÁ; C.D. MESSINA; D. LETSON; J. DARDANELLI; E. GUEVARA and S. MEIR. 2001. A linked-modeling framework to estimate maize production risk associated with ENSO-related climate variability in Argentina. *Agricultural and Forest Meteorology* 107: 177-192
- FRANK L. 2010. New critical values for the Kolmogorov-Smirnov statistic test for multiple samples of different size. *Revista de la Facultad de Agronomía UBA* 30(1-2): 75-80.

- GALLACHER, G.; B.S. PENA y L. UBEDA. 1986. Estimación de actitudes hacia el riesgo. *Revista Facultad de Agronomía UBA* 7(2 3) 173-180.
- GREENE, W. 2006. *Econometric Analysis*. Prentice Hall. 6th edition. 1178 p.
- GREGOR, P. and A. RUNGE-METZGER. 1994. Monocropping, intercropping or crop rotation. Na economic caso of study from the west African Guinea savannah with special reference to risk. *Agricultural system* 45(2): 123-143.
- HARWOOD, J.; K. HEIFNER; J. COBLE; J. PERRY and A. SOMWARU. 1999. *Managing risk in farming: concepts, research, and analysis*. Washington, DC. Agricultural Economics Report No. 774. Economic Research Service, U. S. Department of Agricultural. 125 p.
- HAZELL, P. and R. NORTON. 1986. *Mathematical programming for economic analysis in agriculture*. MacMillan Publishing Company. London. 400 p.
- KOLMOGOROV, A.N. 1933. Sulla determinazione empirica di una legge di distribuzione. *Giornale dell' Istituto Italiano degli Attuari* 4: 83-91.
- LEBLOIS, A. and P. QUIRION. 2010. Agricultural insurances based on meteorological indices: realizations, methods and research agenda. Nota di lavoro 71.2010. Fondazione ENI Enrico Mattei. Milano, Italia. 22 p.
- LEMA, D. y V. BRESCIA. 1998. El fenómeno ENSO y la agricultura pampeana: impactos económicos en trigo, maíz, girasol y soja. Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria (INTA), Instituto de Economía y Sociología Documento de Trabajo N°1 28 p.
- MAGPyA (Ministerio de Agricultura, Ganadería y Pesca de la Nación, ex - SAGPyA Secretaría de Agricultura, Ganadería y Pesca de la Nación). 2008. Estadísticas agropecuarias.
- MAHUL, O. 2002. Hedging Risk in the Presence of Crop Yield and Revenue Insurance. Paper presented at the NCR-134 Conference on applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk management, St. Louis, Missouri, April 22-23, 21 p.
- Mc CARL, B.A. «Model validation: an overview with some emphasis on risk models». *Review of Marketing and Agricultural Economics* 52(3):153-173.
- MERCAU, J.L. 2002. Modelos de simulación y aplicaciones de herramientas informáticas para el manejo del cultivo. Guía Dekalb de Maíz. Buenos Aires.
- PALISADE. 2008. Guide to Using @Risk.
- PATRICK, G.R.; P.N. WILSON; P.J. BARRY; G. BOGESS and D.L. YOUNG. 1985. Risk perceptions and management responses: producers generated hypotheses for risk modeling. *Southern Journal of Agricultural Economics* 17: 231-238.
- PATRICK, G.F. 1984. Producers attitudes, perceptions and management responses to variability. Risk Analysis for agricultural production firms: Concepts, information requirements and policy issues, Proceedings of 'An Economics Analysis of Risk Management Strategies for Agricultural Production Firms,' New Orleans, LA. AE-4574, Department of Agricultural Economics, University of Illinois at Urbana-Champaign.
- PENA DE LADAGA, S. 2009. Cátedra de Administración Rural. Análisis de los resultados de la empresa agropecuaria. Facultad de Agronomía. UBA. 14 p.
- PENADELADAGA, S. y A. BERGER. 2006. Toma de decisiones en el sector agropecuario. Editorial Facultad de Agronomía (Universidad de Buenos Aires). 308 p. Buenos Aires.
- PONSSA, E. 2005. Los desafíos de la empresa agropecuaria ante los riesgos de mercado. Primer Concurso nacional en riesgo y seguro agropecuario. Oficina de Riesgo Agropecuario (ORA), SAGPyA. 35 p.
- SMIRNOV, N.V. 1939. Estimate of deviation between empirical distribution functions in two independent samples. *Bulletin Moscow University* 2(2): 3-16.
- SMIRNOV, N.V. 1948. Table for Estimating the Goodness of Fit of Empirical Distributions. *The Annals of Mathematical Statistics* 19(2): 279-281.
- STARK, B.G.; S.M. CABRINI; S.H. IRWIN; D.L. GOOD and J. MARTINES-FILHO, J. 2003. Portfolios of agricultural market advisory services: how much diversification is enough? Agmas Project Research Paper 2003-02. Department of Agricultural and Consumer Economics, University of Illinois at Urbana-Champaign. 26 p.
- VIGLIZZO, E. y Z. ROBERTO. 1994. La reconversión de la empresa rural: ficciones, realidades y alternativas. *Horizonte Agro-Económico* Vol1(4): 18.
- VOSE, D. 2000. *Quantitative risk analysis: a guide to Monte Carlo simulation modelling*. Chichester, UK, John Wiley and Sons. 418 p.

- WEISENSEL, W.P. and R.A. SCHONEY. 1989. An analysis of yield-price risk associated with specialty crops. *Western Journal of Agricultural Economics* 14(2): 293-299
- WESTEN, I.S. 2009. «Análisis del uso de distintos coeficientes de correlación para la estimación del riesgo de un portfolio agrícola con simulación Monte Carlo». Trabajo de intensificación para acceder al título de Lic. en Economía y Administración Agraria, Buenos Aires. Facultad de Agronomía de la Universidad de Buenos Aires. 53 p.
- WILSON, P.N.; T.R. LUGINSLAND and D.V. AMSTRONG. 1988. Risk perceptions and management responses of Arizona dairy producers. *Journal of Dairy Science* 71: 545-551
- WINSTON, W. 1996. Simulation modeling using @Risk. Duxbury Press. 230 p.