



Lecturas de Economía

ISSN: 0120-2596

lecturas@udea.edu.co

Universidad de Antioquia

Colombia

Lobos, Germán; Viviani, Jean-Laurent

Factores determinantes de la utilización de instrumentos públicos para la gestión del riesgo en la industria vitivinícola chilena: un modelo logit binomial

Lecturas de Economía, núm. 69, julio-diciembre, 2008, pp. 65-83

Universidad de Antioquia

.png, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=155215609003>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

## **Factores determinantes de la utilización de instrumentos públicos para la gestión del riesgo en la industria vitivinícola chilena: un modelo logit binomial**

Germán Lobos y Jean-Laurent Viviani\*

**–Introducción. –I. Revisión de la literatura. –II. Materiales y Métodos. –III. Resultados. –Conclusiones. –Bibliografía.**

*Primera versión recibida en marzo de 2008; versión final aceptada en agosto de 2008*

### **Introducción**

De acuerdo con estadísticas de la Organisation Internationale de la Vigne et du Vin (OIVV, 2004) la producción de vino en Chile representa alrededor del 2,6% de la producción mundial, ocupando el undécimo lugar entre los principales países productores de vino. Según cifras del Servicio Agrícola y Ganadero (SAG, 2007), la producción de vino con vides viníferas (*Vitis vinífera*) en Chile fue de 792 millones de litros el año 2007.

Además, según datos de la Corporación Chilena del Vino (CCV, 2007) actualmente operan en Chile 234 empresas vitivinícolas, entre las que se encuentran empresas productoras de vino embotellado, vino a granel, vino espumante y productoras de uva. Según Morán (2007) las empresas representativas del sector vitivinícola chileno son San Pedro, Concha y Toro y Santa Rita. La rentabilidad patrimonial de este grupo de empresas alcanzó, en promedio, 7% real durante el año 2007 (Economática, 2007). Alrededor de cuarenta empresas tienen participación extranjera “en la forma de un Joint Venture (JV) con alguna viña local o bien a través de una empresa filial, es decir, 100% de propiedad del

---

\* Germán Lobos: profesor de economía en la Universidad de Talca (FACE). Dirección electrónica: globos@utalca.cl. Dirección postal: 2 Norte 685, 3465548 Talca, Chile. Jean-Laurent Viviani: profesor de finanzas en la Université Montpellier 1 (ISEM, CR2M). Dirección electrónica : jean-laurent.viviani@univ-montp.fr. Dirección postal: Espace Richter - Bât. B - Rue Vendémiaire - CS 19519 - 34960 Montpellier cedex 2, France. Esta investigación contó con el apoyo financiero del proyecto ECOS-CONICYT C04H04 “Análisis comparativo de la industria vitivinícola entre Chile y Francia” y del proyecto I000366 “La gestión del riesgo en la industria vitivinícola chilena” de la Dirección de Investigación de la Universidad de Talca.

inversionista extranjero” (Bustos *et al.*, 2007, p. 2). Por otra parte, en términos de la rentabilidad mínima exigida a las inversiones en la industria, “el costo de capital asociado al giro operacional del sector vitivinícola chileno asciende a 8,9% real anual” (Morán, 2007, p. 316).

El objetivo principal de este estudio es determinar el signo y la magnitud de los efectos que un conjunto de variables independientes ejercen sobre la decisión de utilizar instrumentos públicos de fomento en la industria vitivinícola chilena. A *priori* se plantea la hipótesis que la decisión de utilizar instrumentos públicos para la gestión de los riesgos está influenciada por factores externos a los vitivinicultores, tales como el número de trabajadores permanentes, la utilización de seguros y la disponibilidad de asesoría externa, y por factores subjetivos de los propios vitivinicultores relacionados con la percepción de la importancia de las fuentes de riesgo, tales como la volatilidad de los precios del vino y de los precios de la uva. Adicionalmente, en este trabajo se exploró sobre el nivel de conocimiento y utilización de diez instrumentos públicos de fomento productivo disponibles en Chile, la incidencia sobre la situación financiera de la empresa y el grado de satisfacción con la utilidad de dichos instrumentos. Los instrumentos sobre los cuales se consultó, fueron: Participación en ferias, Programa de desarrollo de proveedores (PDP), Programa de preinversión en riego (35%), Fondo de garantía para pequeños empresarios (FOGAPE), Programa de preinversión en medio ambiente, Crédito de enlace para riego, Programa de capital semilla, Cobertura de proyectos de inversión, Capital de riesgo PYMES en expansión y Subvención a la prima del seguro agrícola.

El artículo consta de tres secciones. La primera presenta una revisión de la literatura sobre las principales fuentes de riesgo en la agricultura, se indican los instrumentos disponibles para la gestión de los riesgos y se explicita la existencia de mercados incompletos en el sector agrícola. En la segunda sección se exponen los argumentos microeconómicos del modelo planteado, se define el modelo logístico (o logit), se especifican los datos y la muestra utilizada, se indican las variables incluidas y se describe el análisis estadístico realizado. La tercera sección presenta los resultados, estructurados en cuatro partes: conocimiento y utilización de algunos de los instrumentos públicos disponibles, correlaciones entre variables, modelo logit binomial nominal generado y predicción del modelo. Finalmente, en las conclusiones se presentan unas breves reflexiones sobre las variables que resultaron significativas y la principal implicancia desde el punto de vista de la gestión pública.

## I. Revisión de la literatura

Diversos autores, entre los que se incluye Hazell *et al.* (1986), Francisco (1993), Hueth & Furtan (1994), Moschini & Hennessy (2002) y Hardaker *et al.* (2004) indican que el riesgo y la incertidumbre son inherentes a la actividad agrícola. La clasificación tradicional de las principales fuentes de riesgo e incertidumbre en la agricultura incluye los riesgos asociados a los rendimientos o productividad agrícola, la volatilidad de precios de productos e insumos, la evolución y cambios tecnológicos, y las políticas agrícolas (Dillon, 1971; Anderson *et al.*, 1977; Newbery & Stiglitz, 1981). Esta última fuente de riesgo es el resultado de los cambios en las políticas y regulaciones que afectan los resultados financieros de las explotaciones agrícolas.

Los riesgos agrícolas se pueden gestionar, como ocurre con cualquier otra actividad económica. Arrow (1996) y Harrington & Niehaus (1999) plantean que la gestión del riesgo aporta una respuesta a los productores que son considerados como aversos al riesgo, es decir, que están dispuestos a pagar una prima por reducir su exposición al riesgo. Algunos autores, tales como Arrow (1971), Anderson *et al.* (1977), Hardaker *et al.* (2004) y Rejda (2007) indican que los productores están dispuestos a llevar a cabo ciertas actividades que de otra forma no estarían dispuestos a emprender. Desde un punto de vista más agregado, las estrategias para la gestión de los riesgos en la agricultura se pueden clasificar en dos grupos: estrategia de cobertura operacional y estrategia de cobertura financiera o de mercado (USDA, 1999; IICA, 2004).

Los instrumentos actualmente disponibles para la gestión del riesgo en el sector agrícola tienen por objetivo contribuir a minimizar los riesgos a los cuales están expuestas las explotaciones agropecuarias. Los instrumentos que más se han expandido en términos de su utilización son los seguros agrícolas, los mercados de futuros para *commodities* agrícolas como trigo, café y soya, además de algunos contratos financieros, como *forward* y futuros. Desde el punto de vista del tipo de instrumentos, García (2006) los clasifica en tres categorías: instrumentos de gestión de riesgos «*sur le terrain*», instrumentos de «prorratio» o transferencia de riesgos a terceros, e instrumentos públicos de gestión de riesgos. Los instrumentos públicos de gestión de riesgos buscan fomentar y promover la incorporación de la agricultura a los procesos de modernización e internacionalización, mediante la colocación de una gran variedad de instrumentos y/o programas de fomento de riesgo compartido.

Una característica relevante del sector agrícola es la existencia de mercados incompletos en el sentido de la disponibilidad de instrumentos para enfrentar el

riesgo y la incertidumbre. Además, los mercados agrícolas son más incompletos en los países de menor nivel de desarrollo, lo cual tiene efectos negativos sobre la eficiencia debido a que el nivel de riesgos cubiertos es claramente menor que la cantidad socialmente óptima, por lo que necesariamente se incurre en una pérdida de eficiencia en la asignación de recursos (Skees & Barnett, 1999). Adicionalmente, en los mercados agrícolas también se observan fallas de mercado, tales como monopolios, externalidades y el carácter de bienes públicos de ciertos productos, las cuales contribuyen a explicar porqué los mercados pueden fallar en la provisión de una eficiente asignación de los recursos. De esta forma, la existencia de mercados incompletos y las fallas de mercado permiten justificar la intervención de los gobiernos en la agricultura, especialmente cuando otros instrumentos de mercado presentan un desarrollo incipiente. Para Meuwissen *et al.* (1999), como a través del marco legal el gobierno influye considerablemente en las decisiones de los productores, el gobierno pasa entonces a ser co-responsable de las potenciales pérdidas, por lo que se justifica su participación estableciendo instrumentos de reducción del riesgo.

## II. Materiales y Métodos

### A. Modelo de utilización de instrumentos públicos

En esta sección se presentan los principales argumentos microeconómicos que buscan explicar los factores que podrían influir en las decisiones de los vitivinicultores sobre la disposición a utilizar instrumentos públicos para la gestión de sus riesgos, tomando como base la información estadística disponible en la base de datos utilizada en esta investigación (ver sección II. C.). La pregunta incluida en el cuestionario —¿La empresa ha utilizado o está utilizando algunos de los programas o instrumentos públicos existentes? — permitió definir la variable de elección discreta endógena del modelo logístico (o logit) utilizado en este trabajo. Las variables explicativas que se propone para el modelo y que pueden ejercer una influencia importante en la decisión de utilizar instrumentos públicos son: número de trabajadores permanentes, percepción de la importancia del riesgo de precio de vino, riesgo de precio de uva, disponibilidad de asesoría externa y utilización de contratos de seguros. Todas estas variables son de naturaleza binaria y son las que finalmente permitieron el mejor ajuste del modelo generado para la utilización de instrumentos públicos. En los modelos previos se probaron otras variables categóricas y continuas, pero no resultaron significativas o ponían de manifiesto la alta presencia de multicolinealidad. Sin embargo, todas las variables que se probaron se relacionan con aspectos socioeconómicos de las empresas vitivinícolas y con las fuentes de riesgo.

Algunas de las variables incluidas en el cuestionario son de naturaleza multinomial (ver sección II.D), tales como el número de trabajadores permanentes, el nivel de ventas y la superficie plantada. Aunque se realizó la comprobación con este tipo de variables, posteriormente fueron transformadas a dicótomas, lo que permitió obtener los mejores ajustes para el modelo. La variable número de trabajadores permanentes fue inicialmente categorizada en siete rangos, tal como se indica en la sección II.D. Las variables de riesgo de precio de vino y riesgo de precio de uva se deben entender como la importancia asignada por los vitivinicultores a dichos riesgos. En el caso de las variables sobre disponibilidad de asesoría externa y utilización de seguros, se deben entender como, No dispone / Sí dispone y No utiliza / Sí utiliza, respectivamente.

### **B. El modelo logit**

El análisis logit (y también el análisis probit o modelo normal tipificado) de respuesta cualitativa corresponde a un tipo de análisis estadístico multivariante que permite relacionar variables categóricas de dos o más categorías considerando una en particular como dependiente de las demás, a través de funciones de regresión de sus logaritmos (McFadden, 1974; Altman *et al.*, 1981; Jobson, 1992). Algunos ejemplos de la aplicación de esta técnica en los países de América Latina se encuentran en los trabajos de Aroca *et al.* (2001), Arango *et al.* (2005), Bohns (2007), Rossi *et al.* (2007) y Hernández *et al.* (2008). Según Greene (1999), los modelos de naturaleza categórica son modelos de probabilidad condicionada. Si se define  $p(y = j/x_i)$  como la probabilidad condicionada de observar la categoría  $j$  dado un conjunto de variables explicativas  $x_i$  ( $i = 1, 2, \dots, k$ ), entonces si existen  $J$  categorías de respuesta ( $j = 0, 1, 2, \dots, J$ ) habrá  $J$  ecuaciones que se debería resolver. Por lo tanto  $p(y = j/x_i)$  es una función de las combinaciones lineales  $\beta_j'x$ , donde  $\beta_j'$  es el vector de parámetros y  $x$  es el vector de regresores. Entonces, si se desea que el modelo proporcione predicciones consistentes con la teoría que subyace, se esperaría que cumpla con las siguientes condiciones:

$$\lim_{\beta_j'x \rightarrow +\infty} p(y = 1) = 1$$

$$\lim_{\beta_j'x \rightarrow -\infty} p(y = 1) = 0$$

La ecuación del modelo de regresión logit binomial simple se puede generalizar para  $k$  variables independientes, lo cual permite obtener la ecuación del modelo de regresión logit binomial múltiple, esto es:

$$p(y = 1) = \frac{1}{1 + e^{-\beta'x}} + \varepsilon_i = \frac{e^{\beta'x}}{1 + e^{\beta'x}} + \varepsilon_i = \Lambda(\beta'x) + \varepsilon_i \quad (1)$$

Donde  $P$  es la probabilidad del proceso binomial,  $\Lambda(\beta'x)$  es la función de distribución de probabilidad logística y el término aleatorio  $\varepsilon_i$  (ruido blanco) sigue una distribución logística con media cero y varianza  $\pi^2/3$  (Greene, 1999). Los parámetros del modelo logit son estimados por el método de máxima verosimilitud.<sup>1</sup> El efecto marginal del modelo logit presentado en (1) se obtiene como:

$$\frac{\partial E(y/x)}{\partial \beta} = \Lambda(\beta'x)[1 - \beta'x] - \beta \quad (2)$$

Como medidas de la bondad de ajuste del modelo, en este trabajo se usó el  $R^2_{adj}$  de Nagelkerke (Pseudo- $R^2$ ),  $-2 \log$  de verosimilitud y la prueba de Hosmer-Lemeshow. Para medir la significancia estadística de las variables explicativas se utilizó el estadístico Wald. Cabe recordar que en una regresión logística éste cumple la misma función que el estadístico  $t$  en una regresión múltiple para las variables independientes; lo cual significa que para cada variable independiente se obtiene un valor de Wald que permite saber si la información que se perdería al eliminar dicha variable en el siguiente paso no es significativa.

### C. Datos

Los datos reportados en esta investigación fueron recopilados mediante la aplicación del cuestionario “La gestión del riesgo en el sector vitivinícola chileno”, el cual fue adaptado del instrumento aplicado por García (2006) a una muestra de vitivinicultores de todas las regiones vitivinícolas francesas. El cuestionario indaga exhaustivamente acerca de las fuentes y la gestión de los riesgos en la industria de la vitivinicultura en Chile. Debido a la diversidad de tamaño de las empresas vitivinícolas en Chile, las viñas fueron clasificadas por tamaño según diversos criterios: por hectáreas plantadas, por número de trabajadores y por nivel de ventas. Estos tres criterios resultaron equivalentes y pueden usarse indistintamente ya que, estadísticamente, presentaron una alta correlación Rho de Spearman.

El instrumento de medición aplicado está constituido por siete secciones; consta de las escalas primarias de tipo nominal, ordinal y de intervalos, con preguntas abiertas y cerradas dicotómicas y de opción múltiple. Las preguntas abiertas fueron tabuladas otorgándoles una numeración respectiva a las

<sup>1</sup> También son estimados por el método de máxima verosimilitud los parámetros de los modelos probit (los residuos siguen una distribución normal) y tobit (o modelo de regresión censurada). Entre los modelos de naturaleza categórica más utilizados sólo en el caso del modelo lineal de probabilidad (MLP) los parámetros son estimados por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).

respuestas más habituales. La codificación de los datos, generados con información del cuestionario y del Directorio de la Industria Vitivinícola Chilena (CCV, 2005), permitió construir una base de datos en SPSS v 15.0. Una parte de la información de la base de datos fue utilizada en este estudio.

#### ***D. La muestra***

El cuestionario fue aplicado en todos los Valles y Regiones Vitivinícolas de Chile, según la definición del Servicio Agrícola y Ganadero (SAG, 1994), durante los meses de enero y octubre de 2007. El tamaño de la muestra considerada en este estudio incluye 104 empresas vitivinícolas que cultivan las viñas (sociedades vitícolas), o son únicamente productoras de vino (sociedades vinícolas) o realizan ambas actividades (sociedades vitivinícolas). En general, en este estudio, se utiliza el término «empresa vitivinícola», «empresa» o simplemente «viña», para referirse indistintamente a las tres categorías.

Las principales características de las empresas vitivinícolas incluidas en la muestra se presentan en la tabla 1. Del total de la muestra considerada, 57% de las empresas vitivinícolas encuestadas se encuentran en el Valle del Maule, 13% en el Valle de Rapel, 12% en el Valle de Curicó, 11% en el Valle del Maipo y 8% en el Valle del Aconcagua. Por lo tanto, la muestra considerada incluye prácticamente la totalidad de los valles vitivinícolas de Chile. El número de empresas con menos de 12 trabajadores es 50 y con más de 12 trabajadores es 54. Las empresas incluidas en la muestra poseen una superficie total plantada con viñedos que alcanzan 21.018 hectáreas, de las cuales 15.813 corresponden a cepas tintas y 5.204 a cepas blancas. Esta superficie representa el 18% de la superficie total con vides de vinificación durante el año 2006 en Chile. Con respecto a la clasificación de las empresas de acuerdo con su nivel de ventas el año 2006, 71 empresas declararon ventas de menos de US \$1 millón y 29 empresas declararon ventas superiores a esa cifra. Del total de la muestra válida, 44 viñas han utilizado, o están utilizando, programas o instrumentos públicos de fomento. El 38,2% del total de viñas pequeñas ha utilizado o está utilizando dichos programas. Para las viñas medianas y grandes los porcentajes son 45,2 y 60%, respectivamente.



Tabla 1. *Características de las empresas vitivinícolas incluidas en la muestra*

Localización de las empresas vitivinícolas:	No. <sup>a</sup>	% <sup>b</sup>
Valle del Aconcagua	8	7,8
Valle del Maipo	11	10,7
Valle de Rapel	13	12,6
Valle de Curicó	12	11,7
Valle del Maule	59	57,3
Número de trabajadores permanentes:	No. <sup>a</sup>	% <sup>b</sup>
No. de empresas con menos de 12 trabajadores <sup>c</sup>	50	48,1
No. de empresas con más de 12 trabajadores <sup>d</sup>	54	51,9
Total de empresas:	104	100,0
Superficie de las empresas vitivinícolas:	No. <sup>a</sup>	% <sup>b</sup>
No. de empresas con menos de 50 hectáreas <sup>f</sup>	35	36,5
No. de empresas con más de 50 hectáreas	61	63,5
Total de empresas:	96	100,0
Cepas plantadas:	Hectáreas	% <sup>b</sup>
Cepas tintas	15.813	75,2
Cepas blancas	5.204	24,8
Nivel de ventas de las empresas vitivinícolas:	No.	% <sup>b</sup>
No. de empresas con menos de US \$1 millón <sup>g</sup>	71	71,0
No. de empresas con más de US \$1 millón <sup>h</sup>	29	29,0
Número de empresas vitivinícolas que utiliza instrumentos públicos:	No.	% <sup>i</sup>
Viñas pequeñas	13	38,2
Viñas medianas	14	45,2
Viñas grandes	15	60,0
Total de empresas:	44	47,3

*Fuente:* elaboración propia con base en los datos obtenidos del cuestionario aplicado.

<sup>a</sup> El total no necesariamente corresponde al tamaño de la muestra. Las diferencias son datos “perdidos”.

<sup>b</sup> Los valores en % corresponden al porcentaje válido.

<sup>c</sup> Número de empresas con menos de 2 trabajadores = 6, entre 3 y 5 trabajadores = 14, entre 6 y 8 trabajadores = 17, entre 9 y 12 trabajadores = 13.

<sup>d</sup> Número de empresas entre 13 y 20 trabajadores = 18, entre 21 y 35 trabajadores = 11, con más de 35 trabajadores = 25.

<sup>e</sup> 96 empresas informaron el rango de superficie plantada, 7 empresas no lo hicieron y sólo una de las viñas incluidas en la muestra indicó que no dispone de plantaciones y se dedica exclusivamente a la comercialización de vinos (sociedades vinícolas). Entonces, todas las restantes viñas de la muestra poseen plantaciones (sociedades vitícolas), y además se dedican a la comercialización de vinos (sociedades vitivinícolas).

<sup>f</sup> Número de empresas con 0,1 a 1 hectárea = 2, con 1,1 a 5 hectáreas = 2, con 5,1 a 10 hectáreas = 2, con 10,1 a 20 hectáreas = 7, con 20,1 a 50 hectáreas = 22.

- <sup>g</sup> La distribución de las empresas por nivel de ventas es la siguiente (en US \$): menos de 100.000 = 23, entre 100.001 y 200.000 = 14, entre 200.001 y 300.000 = 8, entre 300.001 y 500.000 = 13, entre 500.001 y 1.000.000 = 13.
- <sup>h</sup> La distribución de las empresas por nivel de ventas es la siguiente (en US \$): entre 1.000.000 y 5.000.000 = 13, entre 5.000.001 y 10.000.000 = 5, más de 10.000.000 = 11.
- <sup>i</sup> Es el porcentaje válido con respecto al número total de empresas en cada tamaño.

### ***E. Variables del estudio***

La especificación de las variables dependiente y explicativas del modelo generado, se presentan en la tabla 2. La variable dependiente del modelo es Utilización de instrumentos públicos (UIP) en la industria vitivícola chilena, la cual puede tomar dos valores (variable dicótoma): sí utiliza = 1, no utiliza = 0. A las variables explicativas discretas (binomial) se les asignó «0» cuando había ausencia del evento o característica y «1» en caso de presencia. La variable Número de trabajadores permanentes (NTP) fue codificada con «0» (menos de 12 trabajadores) y «1» (más de 12).

*Tabla 2. Definición de variables dependientes y variables explicativas para el modelo de regresión logit binomial nominal generado para la utilización de instrumentos públicos con variables socioeconómicas y fuentes de riesgo, n = 104 viñas*

Modelos	Dimensión	Categoría	Código (valores)	Definición (etiqueta)
Variable dependiente: Utilización de instrumentos públicos (UIP)	Gestión	Binomial	0 1	No utiliza Sí utiliza
Variables explicativas: Número de trabajadores permanentes (NTP)	Trabajo	Binaria	0/1	Menos de 12/Más de 12
Riesgo de precio de vino (RPV)	Mercado	Binaria	0/1	No importante /Importante
Riesgo de precio de uva (RPU)	Mercado	Binaria	0/1	No importante /Importante
Disponibilidad de asesoría externa (DAE)	Información	Binaria	0/1	No dispone /Sí dispone
Utilización de contratos de seguros (UCS)	Gestión	Binaria	0/1	No/Sí

## ***F. Análisis estadístico***

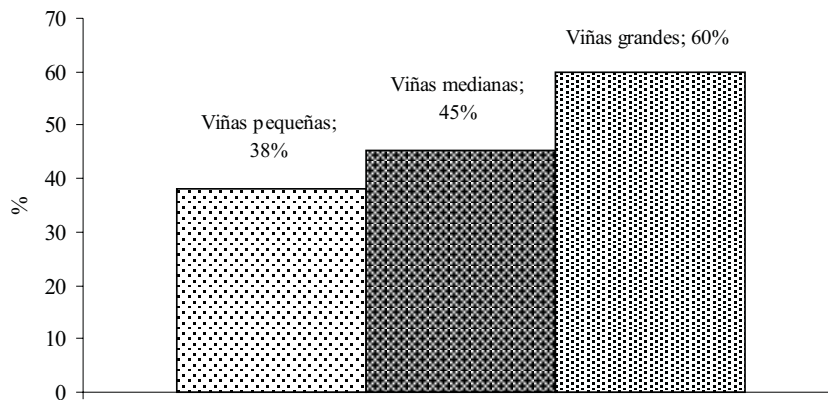
El análisis estadístico se realizó utilizando el *software* SPSS v 15.0. El plan general de análisis incluyó los siguientes pasos:

- Se construyó la base de datos con la codificación de los datos generados en la sección V del cuestionario: “Los seguros para la gestión del riesgo” (la sección V captura información sobre los instrumentos públicos para la gestión de los riesgos, el grado de conocimiento y de utilización de dichos instrumentos, el impacto sobre la situación financiera de la empresa y las características deseables de los nuevos instrumentos),
- Se realizó un análisis de frecuencias con base en los estadísticos descriptivos sobre la utilización de instrumentos públicos, el grado de conocimiento de una muestra de 10 programas e instrumentos públicos de desarrollo disponibles, la incidencia sobre la situación financiera de la empresa y el grado de satisfacción con la utilidad de tales instrumentos,
- Se construyó el modelo logit para utilización de instrumentos públicos seleccionando las variables con mayor capacidad de predicción y se analizaron los efectos de la interacción entre las variables,
- Se eligió el mejor ajuste del modelo considerando su capacidad de predicción según las pruebas -2 log de verosimilitud (LR),  $R^2_{adj.}$  (Pseudo- $R^2$ ) y Prueba de Hosmer-Lemeshow,
- Se calcularon los efectos marginales evaluando cada variable en su media muestral,
- Se utilizó el análisis de la curva COR (*Receiver Operating Curve*) y el área bajo la curva COR para determinar la eficacia de la clasificación del modelo generado, se obtuvieron los pronósticos del modelo, así como las tasas de aciertos y error tipo I y II.

## **III. Resultados**

### ***A. Conocimiento y utilización de algunos de los instrumentos públicos disponibles***

Con respecto a la pregunta: ¿La empresa ha usado o está usando algunos de los programas o instrumentos de fomento públicos existentes? El 47% de las empresas vitivinícolas de la muestra válida ha usado, o está utilizando, alguno de los programas o instrumentos públicos de fomento, mientras que el 53% restante no. La utilización de programas o instrumentos públicos de fomento, los cuales no necesariamente están asociados a cubrirse de los riesgos o a la reducción de costos, con respecto al total de viñas de cada tamaño se presenta en el gráfico 1.



Fuente: elaboración propia con base en los datos obtenidos de la aplicación del cuestionario.

### Gráfico 1. *Utilización de programas o instrumentos públicos de fomento de acuerdo con el tamaño de las viñas*

A partir de un listado de diez programas e instrumentos públicos de fomento productivo disponibles en Chile, los más conocidos por los vitivinicultores son: Participación en ferias (40%), Programa de desarrollo de proveedores (39%), Programa de preinversión en riego (35%), Fondo de garantía para pequeños empresarios o FOGAPE (22%), Programa de preinversión en medio ambiente (18%), Crédito de enlace para riego (14%), Programa de capital semilla (12%), Cobertura de proyectos de inversión (12%), Capital de riesgo PYMES en expansión (11%) y Subvención a la prima del seguro agrícola (8%).

El 34% de los encuestados considera que los programas e instrumentos públicos “han tenido poca incidencia sobre la situación financiera de la empresa”. El 32% piensa que el principal impacto ha sido “facilitar la incorporación de nuevas inversiones”, el 20% cree que ha sido “reducir las pérdidas o cubrir los costos”, el 9% piensa que ha sido “reducir la necesidad de pedir nuevos préstamos” y sólo el 5% restante cree que el impacto ha sido “estabilizar los ingresos de las viñas”.

Con respecto al grado de satisfacción con la utilidad de los programas o instrumentos públicos de fomento, un 79% de los encuestados se manifestó satisfecho, mientras que un 21% se manifestó disconforme. Las expectativas de los vitivinicultores con respecto a los programas o instrumentos públicos se relacionan con el hecho de contar con programas o instrumentos cuyo énfasis esté en la capacitación (19%), comercialización (8%), riesgo (6%), fomento de las exportaciones (4%) y la asociatividad (4%).

### B. Correlaciones entre variables

La tabla 2 muestra las correlaciones (Rho de Spearman) entre las variables del modelo. Se observa una relación positiva y significativa entre la variable dependiente Utilización de instrumentos públicos (*UIP*) y Disponibilidad de asesoría externa (*DAE*). Por otra parte, en el caso de las variables Riesgo de precio de uva (*RPU*) y Utilización de contratos de seguros (*UCS*) existe una relación significativa y negativa, lo mismo ocurre con las variables Número de trabajadores permanentes (*NTP*) y Riesgo de precio de vino (*RPV*). La tabla 2 también muestra claramente que existe una relación no significativa entre la variable dependiente *UIP* y las variables *NTP*, *RPV*, *RPU* y *UCS*.

Tabla 3. *Matriz de correlaciones entre variables explicativas*

	UIP	NTP	RPV	RPU	DAE	UCS
UIP	1,000	0,200	0,137	0,048	0,377**	0,040
NTP	0,200	1,000	-0,194*	-0,074	0,157	0,197
RPV	0,137	-0,194*	1,000	0,174	0,058	-0,100
RPU	0,048	-0,074	0,174	1,000	0,169	-0,282**
DAE	0,377**	0,157	0,058	0,169	1,000	0,031
UCS	0,040	0,197	-0,100	-0,282**	0,031	1,00

UIP: Utilización de instrumentos públicos, NTP: Número de trabajadores permanentes, RPV: Riesgo de precio de vino, RPU: Riesgo de precio de uva, DAE: Disponibilidad de asesoría externa, UCS: Utilización de contratos de seguros

\* La correlación es estadísticamente significativa al nivel  $p < 0,05$  (bilateral)

\*\* La correlación es estadísticamente significativa al nivel  $p < 0,01$  (bilateral)

Fuente: elaboración propia con base en análisis de correlación aplicado a los datos.

### C. Modelo logit binomial nominal generado

Con el fin de examinar las relaciones entre el nivel de utilización de instrumentos públicos con las variables socioeconómicas y la influencia de las principales fuentes de riesgo, se planteó un modelo logit binomial (datos no ordenados) de regresión múltiple en el que se introdujeron como variables explicativas diversas variables socioeconómicas y variables de percepción del riesgo de los vitivinicultores.

El modelo de regresión logística binomial sobre la decisión de usar instrumentos públicos para la gestión del riesgo ( $y = 1$ ) *versus* la decisión de no usar tales instrumentos ( $y = 0$ ) es significativo en su conjunto ( $p < 0,01$ ). Por lo tanto, el modelo es un buen predictor según las pruebas de función de verosimilitud, del coeficiente de Nagelkerke, la prueba de Hosmer-Lemeshow

(tabla 4) y la probabilidad de utilización de instrumentos públicos basada en el modelo logit binomial generado (tabla 5). Las variables riesgo de precio de vino y disponibilidad de asesoría externa pesan más en la verosimilitud del modelo que la variable número de trabajadores permanentes. Los signos de los coeficientes del modelo son consistentes con la teoría económica y los principales resultados parecen confirmar las hipótesis planteadas (tabla 4).

*Tabla 4. Resultados del modelo logit binomial nominal generado para utilización de instrumentos públicos con variables socioeconómicas y fuentes de riesgo<sup>a</sup>, n = 104 viñas*

Variable dependiente: Utilización de instrumentos públicos (UIP)		Estadísticos del modelo				
	Beta	Wald [t-student]	gl.	Sig.	Exp(B)	Efecto marginal
Número de trabajadores permanentes	**1,227	3,394 [-1,935]	1	0,047 [0,057]	3,410	0,39
Riesgo de precio de vino	***1,714	5,388 [-2,357]	1	0,002 [0,021]	5,551	0,55
Riesgo de precio de uva	-0,463	0,666 [0,763]	1	0,415 [0,448]	0,629	-0,15
Disponibilidad asesoría externa	***1,771	8,613 [-3,157]	1	0,003 [0,002]	5,877	0,57
Utilización de contratos de seguros	0,071	0,012 [-0,029]	1	0,912 [0,977]	1,074	0,02
Constante	** -1,488	4,781 [10,836]	1	0,029 [0,000]	0,226	
-2 log de verosimilitud (LR) <sup>b</sup>		***80,488				
(Pseudo-R2) <sup>c</sup>		***0,344				
Test de Hosmer-Lemeshow <sup>d</sup>		$\chi^2 = 5,708$	gl. 7		Sig. 0,574	

Fuente: elaboración propia con base en análisis de regresión aplicado a los datos.

<sup>a</sup> Variables y modelos significativos al nivel \*P<0,10; \*\*P<0,05; \*\*\*P<0,01 basados en el estadístico de Wald para significancia de variables y las pruebas Pseudo-R2, -2 log de verosimilitud y de Hosmer-Lemeshow para bondad del ajuste de los modelos. Los valores [entre corchetes] son los resultados del modelo lineal de probabilidad (MLP). A pesar de las debilidades del MLP (puede generar predicciones de probabilidad fuera del rango [0,1], el término aleatorio es heterocedástico y genera derivadas parciales constantes), tiene la ventaja de ser un modelo mucho más robusto que el modelo logit en el caso de muestras relativamente pequeñas, como ocurre en esta investigación. Dado que el signo y la significancia de los parámetros del MLP están en concordancia con los del modelo logit generado, se puede concluir que los estimadores del MLP contribuyen a fortalecer las conclusiones obtenidas a partir del modelo logit.

- <sup>b</sup> Prueba LR (Likelihood Ratio) o logaritmo del cociente de verosimilitud para medir bondad de ajuste en el modelo logit.  
<sup>c</sup> Se usó el R2 de Nagelkerke como proxy del coeficiente de determinación (Pseudo-R2) en el modelo logit.  
<sup>d</sup> Test de bondad de ajuste de Hosmer-Lemeshow; en este caso la ausencia de significación indica un buen ajuste del modelo, es decir, no se puede rechazar la hipótesis nula de que no hay diferencia significativa entre los valores observados y los que predice el modelo.

Tabla 5. *Probabilidad de utilización de instrumentos públicos con base en el modelo logit binomial nominal generado, n=104 empresas, Prob. en porcentaje*

Variable dependiente: Utilización de instrumentos públicos (UIP), No utiliza = 0, Si utiliza = 1																	
Caso	Prob.	GPa	Cas	Prob.	GPa	Caso	Prob.	GPa	Caso	Prob.	GPa	Caso	Prob.	GPa	Caso	Prob.	GPa
1	82,3	10	21	57,4	0†	41	57,4	0†	61	82,9	1†	81	32,6	0*	101	45,9	0†
2	96,2	1†	22	88,8	1†	42	45,9	0†	62	55,6	1♦	82	75,4	1♦	102	58,8	0*
3	88,1	10	23	96,4	1†	43	96,4	1†	63	74,3	1†	83	94,1	1†	103	88,8	1†
4	34,2	0*	24	96,4	1♦	44	83,3	10	64	57,4	0†	84	45,9	0♦	104	57,4	0†
5	88,8	1♦	25	82,1	1♦	45	96,4	10	65	82,3	1†	85	45,9	0*			
6	88,1	10	26	12,4	0†	46	83,3	1†	66	34,2	0†	86	45,5	0†			
7	72,9	10	27	44,1	0†	47	45,9	0†	67	57,4	0*	87	45,9	0*			
8	81,0	10	28	94,4	10	48	57,4	0†	68	94,1	1†	88	88,8	1†			
9	88,1	1†	29	88,8	1†	49	72,9	1♦	69	13,2	0†	89	88,8	1†			
10	82,1	1†	30	81,0	1†	50	88,8	1†	70	13,2	0†	90	55,6	0†			
11	88,8	1†	31	74,0	10	51	88,8	1†	71	96,4	1†	91	96,4	1♦			
12	94,1	1†	32	82,9	10	52	72,9	10	72	96,2	10	92	82,3	10			
13	57,4	0*	33	83,3	10	53	45,9	0†	73	94,1	1†	93	94,1	1†			
14	96,2	1†	34	94,4	1†	54	57,4	0†	74	82,9	10	94	94,1	1†			
15	82,9	10	35	75,4	10	55	57,4	0†	75	18,4	0†	95	82,3	1♦			
16	88,8	10	36	96,2	1†	56	94,4	1†	76	43,5	0†	96	74,3	1†			
17	82,1	10	37	81,0	10	57	88,8	10	77	18,4	0♦	97	44,1	0†			
18	96,2	1†	38	45,9	0†	58	74,0	10	78	83,3	10	98	44,1	0†			
19	88,8	1†	39	74,3	10	59	44,1	0*	79	57,4	0†	99	83,3	10			
20	75,4	1†	40	88,8	1†	60	57,4	0†	80	96,4	1†	100	72,9	1♦			

\*GP: es el Grupo Pronosticado donde « 0 » indica que no utiliza instrumentos públicos, « 1 » indica sí utiliza instrumentos públicos. El punto de corte se estableció en 60%.

† Empresas del grupo «0» ó «1» correctamente clasificadas = 60 empresas

♦ Empresas con variable dependiente no observada = 11

\* Error tipo I: Empresa que sí utiliza instrumentos públicos fue clasificada como no utiliza instrumentos públicos = 8

♦ Error tipo II: Empresa que no utiliza instrumentos públicos fue clasificada como sí utiliza instrumentos públicos = 25

Fuente: elaboración propia con base en el modelo generado.

Para el modelo generado se obtuvieron cuatro casos con residuos estandarizados mayores de 2. Se realizó una nueva regresión sin incluir las variables significativas, obteniéndose los siguientes indicadores de la bondad de ajuste del modelo:  $-2 \log$  de verosimilitud=103,005,  $R^2_{adj}$  (pseudo- $R^2$ )=0,040 y Chi-cuadrado (de Hosmer-Lemeshow)=1,725 (Sig. 0,422).

La variable Riesgo de precio de vino (RPLV) es significativa ( $p < 0,01$ ) y el signo del coeficiente ( $\beta = 1,71$ ) indica que si los productores vitivinícolas

perciben este riesgo como una fuente de riesgo importante, la probabilidad de utilizar instrumentos públicos para la gestión de los riesgos aumenta. El valor de  $Exp(\beta)$  muestra la magnitud de esta probabilidad en un factor igual a 5,55 *ceteris paribus* todas las otras variables explicativas incluidas en el modelo. La variable disponibilidad de asesoría externa (*DAE*) es significativa ( $p < 0,01$ ) y el signo del coeficiente ( $\beta = 1,77$ ) indica que si la empresa dispone de asesoría externa, la probabilidad de utilizar instrumentos públicos aumenta. El valor de  $Exp(\beta)$  muestra la magnitud de esta probabilidad, en un factor igual a 5,88 *ceteris paribus* todas las otras variables explicativas incluidas en el modelo. Este resultado sugiere que es muy importante generar mecanismos eficaces de diseminación de disponibilidad de asesoría externa, especialmente de otras empresas de la industria, de profesores e investigadores de universidades, de ejecutivos del sistema financiero y de especialistas de centros de investigación gubernamentales. La variable Número de trabajadores permanentes (*NTP*) es significativa ( $p < 0,05$ ), el signo positivo del coeficiente indica que si el tamaño de la viña es más grande en términos del número de trabajadores permanentes (superior a 12), entonces aumenta la probabilidad de utilizar instrumentos públicos. En este caso el valor de  $Exp(\beta)$  muestra la magnitud de esta probabilidad, en un factor igual a 3,41 *ceteris paribus* todas las otras variables explicativas incluidas en el modelo.

Las variables Riesgo de precio de uva (*RPU*) y Utilización de contratos de seguros (*UCS*) no resultaron significativas en el modelo. Sin embargo, el signo negativo del coeficiente de la variable *RPU* podría indicar que la probabilidad de utilizar instrumentos públicos disminuye si los vitivinicultores perciben el riesgo de precio de uva como una fuente de riesgo importante. Este resultado sugiere que es muy relevante generar mecanismos eficientes de diseminación de información de precios de uva, de manera que los productores vitivinícolas tomen decisiones internalizando la volatilidad de los precios a los cuales se ven enfrentados. El signo positivo del coeficiente de la variable *UCS* podría indicar que la probabilidad de utilizar instrumentos públicos aumenta si la empresa ya dispone de estos contratos.

No todas las variables explicativas tienen el mismo efecto marginal sobre la probabilidad de utilizar instrumentos públicos en la industria vitivinícola chilena, sobre la base de que los valores de los regresores se modifiquen desde los valores medios muestrales. Las variables que tienen un mayor efecto en la disminución de dicha probabilidad son *DAE*, *RPV* y *NTP*.

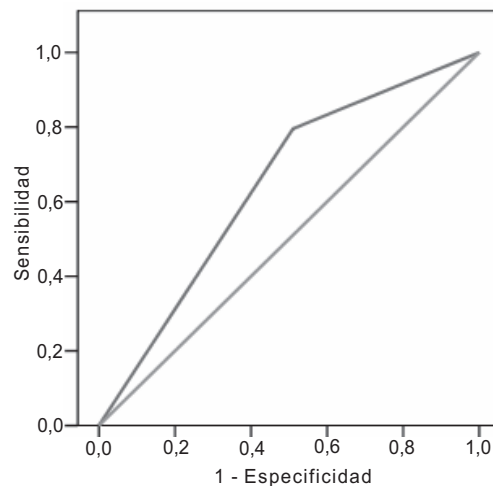
#### ***D. Predicción del modelo***

La probabilidad esperada de utilizar instrumentos públicos en la industria



vitivinícola chilena se presenta en la tabla 5 para las 104 empresas incluidas en la muestra.

Para determinar la eficacia de la clasificación del modelo generado se utilizó el análisis de la curva COR (*Receiver Operating Curve*) y el área bajo la curva COR, contrastando para ello los valores pronosticados por la variable dependiente del modelo generado con los valores observados de la variable de estado (gráfico 2). Se estableció el punto de corte en 60%, a partir del cual se analizó el nivel de aciertos del modelo generado, de manera que las empresas cuyo valor se sitúe por encima del valor de corte del 60% son clasificadas como «1» (sí utiliza instrumentos públicos) y aquellas cuyo valor se sitúe por debajo de dicho valor son clasificadas como «0» (no utiliza instrumentos públicos). De esta forma, 60 de las 93 empresas con variable dependiente observada fueron clasificadas correctamente por el modelo generado, obteniéndose una tasa de aciertos de 64,5%. Utilizando el mismo punto de corte indicado, se determinó la cantidad de errores de clasificación del modelo: ocho casos con error tipo I (empresa que sí utiliza instrumentos públicos fue clasificada como no utiliza instrumentos públicos) y 25 casos con error tipo II (Empresa que no utiliza instrumentos públicos fue clasificada como sí utiliza instrumentos públicos), con lo cual se obtiene una tasa de error tipo I y II de 8,6 y 26,9% respectivamente.



Fuente: elaboración propia con base en los análisis de la curva COR aplicado al modelo generado.

Gráfico 2. Curva COR (*Receiver Operating Curve*)

Los segmentos diagonales son producidos por los empates. La estimación puntual del área bajo la curva es 0,654. El error estándar de esta estimación es 0,057 que multiplicado por 1,96 (para un nivel de confianza del 95%) y sumado y restado de 0,654 permite obtener el intervalo de confianza entre 0,542 (límite inferior) y 0,766 (límite superior). El valor p obtenido (significancia asintótica) fue 0,01 entonces se concluye que el área bajo la curva COR para el pronóstico de Utilización de instrumentos públicos (UIP) es significativamente distinta de 0,5 (es decir, se rechaza  $H_0$ : área verdadera = 0,5).

### Conclusiones

Los resultados de este estudio sugieren que el diseño y oferta de instrumentos públicos para la gestión de los riesgos debe considerar ciertas particularidades de la industria y también algunas características subjetivas de los vitivinicultores.

Las variables Riesgo de precio de vino (*RPV*), Disponibilidad de asesoría externa (*DAE*) y Número de trabajadores permanentes (*NTP*) resultaron significativas en el modelo. Estos resultados son consistentes con los obtenidos a partir del modelo lineal de probabilidad (*MLP*).

Desde el punto de vista de la gestión pública, la principal conclusión sugiere que podría haber una utilización más intensiva de instrumentos públicos por parte de las empresas si los vitivinicultores dispusieran de más asesoría externa.

### Bibliografía

- AC Nielsen (2006). *Investigación, información y análisis de mercado*, AC Nielsen-Chile. Disponible en: <http://www.acnielsen.cl>, 16 junio 2006.
- ALTMAN, Edward I., AVERY, Robert B., EISENBEIS, Robert A. y SINKEY, Joseph F. (1981). *Application of classification techniques in business, banking and finance*, J.A.I. Press, Greenwich CONN, USA.
- ANDERSON, John R.; DILLON, John L. y HARDAKER, J. Brian (1977). *Agricultural decision analysis*, Ames, Iowa State University Press.
- ARANGO, Luis E.; FLÓREZ, Luz A. y AROSEMENA, Angélica M. (2005). “El tramo corto de la estructura a plazo como predictor de expectativas de la actividad económica en Colombia”, *Cuadernos de Economía*, Vol. 42, No. 125, pp. 79-101.
- AROCA, Patricio; HEWINGS, Geoffrey J.D. y PAREDES, Jimmy (2001). “Migración interregional y el mercado laboral en Chile: 1977-82 y 1987-92”, *Cuadernos de Economía*, Vol. 38, No. 115, pp. 321-345.
- ARROW, Kenneth J. (1996). “The theory of risk-bearing: small and great risks”, *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 12, No. 2-3, pp. 103-111.
- ARROW, Kenneth J. (1971). *Insurance, risk and resource allocation*, Essays in the Theory of Risk Bearing, Elsevier Publishing, Amsterdam, pp. 134-143.
- BOHNS, Simone R. (2007). “Women and candidate quality in the elections for the Senate: Brazil and the United States in comparative perspective”, *Brazilian Political Science Review*, Vol. 1, No. 2, pp. 74-107.

- BUSTOS, Javier; PEÑA Julio y WILLINGTON Manuel (2007). "Propiedad extranjera y especialización productiva en la industria del vino en Chile", *Documento de Investigación*, No. 1-184, ILADES-Universidad Alberto Hurtado, Santiago, Chile.
- CCV (2007). *Directorio de la industria vitivinícola chilena*, Corporación Chilena del Vino, Santiago, Chile.
- CCV (2005). *Directorio de la Industria Vitivinícola Chilena 2005*, Corporación Chilena del Vino, Santiago, Chile.
- DILLON, John L. (1971). "An expository review of Bernoullian decision theory in agriculture", *Review of Marketing and Agricultural Economics*, Vol. 39, No. 1, pp. 3-80.
- FRANCISCO, Emilio (1993). *Economía de la producción y toma de decisiones bajo riesgo en agronegocios*, 2ª ed., Serie Docente No. 22, Pontificia Universidad Católica de Chile, Facultad de Agronomía, Departamento de Economía Agraria.
- ECONOMÁTICA (2006). *Tools for investment analysis*. Disponible en: <http://www.economatica.com>, 16 junio 2007.
- GARCIA, Laeticia (2006). *La gestion du risque sur le marché des matières premières agricoles: application au secteur viti-vinicole*, Ph.D. Thesis, Université d'Avignon.
- GREENE, William H. (1999). *Análisis econométrico*, 3ª ed., Prentice-Hall, Madrid, España.
- HARDAKER, J. Brian; HUIRNE, Ruud B.M.; ANDERSON, John R. y LIEN, Gudbrand (2004). *Coping with risk in agriculture*, 2<sup>nd</sup> ed., CABI Publishing, Cambridge MA, USA.
- HARRINGTON, Scott E. y NIEHAUS, Gregory R. (1999). "Risk management and insurance", *The Journal of Finance*, Vol. 54, No. 3, pp. 1187-1189.
- HAZELL, Peter B.R.; POMAREDA, Carlos y VALDÉS, Alberto (eds.) (1986). *Crop insurance for agricultural development: issues and experiences*, Baltimore, John Hopkins University Press.
- HERNÁNDEZ, Jinneth; AVILA, Leticia; VALENCIA, Atanacio y POBLANO, Ofelia (2008). "Evaluación inicial del seguro popular sobre el gasto catastrófico en salud en México", *Revista de Salud Pública*, Vol. 10, No. 1, pp. 18-32.
- HUETH, Darrell L. y FURTAN, W. Hartley (eds.) (1994). *Economics of agricultural crop insurance, theory and evidence*, Boston, Kluwer Academic Publishers.
- IICA (2004). *La administración de los riesgos en la agricultura del Siglo XXI*, Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura; Subsecretaría de Agricultura, y FAO. Conferencia Internacional, Santiago, Chile, L. Alfaro, R. Sanhueza, y C. Navarro (eds.).
- JOBSON, J. Dave (1992). *Applied multivariate data analysis*, Vol. II: Categorical and multivariate methods, Springer-Verlag, New York, USA.

- McFADDEN, Daniel (1974). "Conditional logit analysis of qualitative choice behaviour", en: P. Zarembka (ed.), *Frontiers in Econometrics*, Academic Press, New York, USA.
- MEUWISSEN, Miranda P.M.; HUIRNE, Ruud B.M. y HARDAKER, J. Brian (1999). "Income insurance in European agriculture", en: "European Economy", European Commission, Directorate-general for economic and financial affairs, *Reports and Studies*, No. 2, Luxembourg.
- MORÁN, Pablo (2007). "Costo de capital para el sector vitivinícola chileno: una propuesta desde el Modelo de Valoración de Activos de Capital", *Agricultura Técnica*, Vol. 67, No. 3, pp. 309-319.
- MOSCHINI, GianCarlo y HENNESSY, David A. (eds.) (2002). "Uncertainty, risk aversion, and risk management for agricultural producers", en: *Handbook of Agricultural Economics*, edited by B.L. Gardner & G.C. Rausser, Vol. 1A, 1<sup>st</sup> ed., New York, Elsevier-North-Holland, 2001, pp. 87-153.
- NEWBERY, David M. y STIGLITZ, Joseph E. (1981). *The theory of commodity price stabilization: a study in the economics of risk*, Oxford University Press, New York, USA.
- OIVV (2005). *Situación y estadísticas del sector vitivinícola mundial*, Organisation Internationale de la Vigne et du Vin. Disponible en: <http://www.oiv.int/es/accueil/index.php>, 5 noviembre 2007.
- REJDA, George E. (2007). *Principles of risk management and insurance*, 10<sup>th</sup> ed., Reading, MA, Addison-Wesley.
- ROSSI, Ianina; TELLECHEA, Fernanda; TRAMONTIN, Florella y TRIUNFO, Patricia (2007). "El estado de salud de los uruguayos", *Estudios de Economía*, Vol. 34, No. 1, pp. 73-96.
- SAG (2007). *Catastro vitícola nacional*, Ministerio de Agricultura, Servicio Agrícola y Ganadero. Disponible en: <http://www.sag.cl>, 9 noviembre 2007.
- SAG (1994). *Zonificación vitícola y denominación de origen*, Ministerio de Agricultura, Servicio Agrícola y Ganadero, Decreto No. 464, 14 diciembre 1994.
- SKEES, Jerry R. y BARNETT, Barry J. (1999). "Conceptual and practical consideration for sharing catastrophic/systemic risks", *Review of Agricultural Economics*, Vol. 21, pp. 424-441.
- USDA (1999). *Managing risk in farming: concepts, research, and analysis*, Economic Research Service, US Department of Agriculture, Washington, DC. By Joy Harwood, Richard Heifner, Keith Coble, Janet Perry, y Agapi Somwaru. *Agricultural Economics Report*, No. 774.