

# ECONOMETRÍA ESPACIAL APLICADA A LA AGRICULTURA DE PRECISIÓN

Rodolfo Bongiovanni \*

rbongiovanni@correo.inta.gov.ar

\*Ing. Agr., M.Sc. & Ph.D. (Ag. Economics, Purdue University)  
Área Economía, Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria, Manfredi  
Cátedra Economía, Fac. Cs. Agropecuarias, Universidad Católica de Córdoba

## I. Agricultura de Precisión<sup>1</sup>

Las tecnologías basadas en Sistemas de Información Geográfica y en el Sistema de Posicionamiento Global (GIS y GPS) están transformando la agricultura extensiva en todo el mundo. A esta combinación de tecnologías se la llama "agricultura de precisión" (AP) y engloba el viejo paradigma de la agricultura sitio-específica, es decir hacer el mejor manejo, en el momento adecuado, y en cada lugar en particular, representado por el pequeño productor que conoce el campo "como la palma de su mano". Esto se pudo implementar a mayor escala gracias a la tecnología que permitió bajar el costo de recolección de información, y gracias a la tecnología que permite aplicar insumos con dosis variable (DV).

Por lo tanto, la agricultura de precisión se define como la "aplicación de tecnologías y principios de manejo de cultivos para manejar la variabilidad espacio-temporal asociada a la producción agrícola". Las tecnologías se suelen agrupar en siete categorías: 1) GPS; 2) monitoreo de rendimiento y mapeo; 3) muestreo dirigido de suelos; 4) percepción remota; 5) GIS; 6) dosis variable de fertilizantes y densidad de siembra variable; y 7) banderillero satelital.

La AP es una herramienta para productores buenos; no es un sustituto de buenos productores. Se basa en buenos datos; cuanto más, mejor. Los resultados deben ser interpretados

con buen criterio agronómico e implementados por un buen administrador. Depende de una base de datos con información científica organizada en un GIS.

Desde un punto de vista económico, el potencial de la AP es el de reducir los costos en la producción de granos, aumentar la productividad y hacer un uso más eficiente de los factores de producción. La mejora de la rentabilidad potencial puede provenir del aumento del valor de la producción (cantidad y/o calidad de granos), de la reducción en la cantidad de insumos (semillas, fertilizantes, agroquímicos, etc.) o de ambos simultáneamente (Bongiovanni, 2002).

La AP es un ejemplo de cambio tecnológico o innovación, lo que se define como "la capacidad de transformar un producto nuevo o mejorado que pueda ser introducido al mercado; o en un proceso nuevo o mejorado que pueda ser utilizado por la producción, la industria o el comercio; o en un nuevo enfoque para poder prestar un servicio social" (OCDE, 1994). Es decir, que para que el cambio tecnológico sea tal, debe existir un proceso que involucre a los que lo adoptan, pero también al resto de la sociedad y sus instituciones. Este proceso no surge sólo de la investigación, sino principalmente de la interacción entre ciencia, mercado y sociedad (Reca y Parellada, 2001).

Sintetizando, para la empresa agropecuaria, la AP cubre tres áreas principales: (1) producción; (2) administración; y (3) ambiente.

1- Nota de nomenclatura: ha<sup>-1</sup> significa "hectáreas" en el denominador. Por ej. Si hablamos de kilogramos por hectárea en el texto figura como kg ha<sup>-1</sup>; o bien kg/ha. Por otra parte, N significa "nitrógeno"

Desde el punto de vista (1) de la producción o microeconómico, las técnicas de la AP pueden ser aplicadas, por ejemplo, para la búsqueda de: (a) la eficiencia técnica y económica (rentabilidad); (b) el control de la calidad; (c) la trazabilidad de la producción; (d) el control de plagas y enfermedades; (e) la fertilización con dosis variable (DV); etc.

La AP también puede ser adoptada como (2) una herramienta de gestión, para: (a) registrar datos; (b) supervisar empleados; (c) controlar actividades; (d) controlar a los contratistas; y (e) capacitar a los operarios.

Por último, pero no por ello menos importante, la AP (3) es una herramienta útil para proteger el ambiente y contribuir a la sustentabilidad de la agricultura (Bongiovanni y Lowenberg-DeBoer, 2004).

Los principios generales son transferibles de un país a otro, pero la mejora de los sistemas de producción es específica para cada región, porque los suelos, el clima y las condiciones económicas son muy variables. En nuestro país, uno de los desafíos es adaptar las herramientas de la AP a nuestras condiciones.

## II. Adopción en Argentina

La adopción de la AP en América Latina comenzó a mediados de la década de 1990, siguiendo el liderazgo de EE.UU. y Europa. En la actualidad, todos los países usan por lo menos alguna de las herramientas de la AP. En Latinoamérica, Argentina lleva el liderazgo en la adopción de monitores de rendimiento en cosechadoras; mientras que Brasil es líder en estrategias de manejo de suelos, tanto para fertilización o corrección, como para prevenir la erosión. Chile lleva el liderazgo en materia de viticultura de precisión; Uruguay en producción de arroz; y Colombia en AP aplicada a cultivos tropicales.

La difusión de la AP en Argentina comenzó a partir de 1996, desde el INTA Manfredi, Córdoba, con el proyecto Agricultura de Precisión ([www.agriculturadeprecision.org](http://www.agriculturadeprecision.org)) y el proyecto

INTA BID PICTO 12931 "La agricultura de precisión como una herramienta clave para la sustentabilidad de la producción de maíz en la región semiárida argentina".

Como se puede observar en el Cuadro 1, las tecnologías más adoptadas en nuestro país son el monitor de rendimiento y el banderillero satelital, mientras que la tecnología de dosis variable muestra una adopción lenta pero sostenida, en la medida en que se van identificando los factores limitantes de rendimiento y se prescriben las recomendaciones adecuadas para cada zona de manejo.

Para mayor información sobre la adopción de la AP en Latinoamérica, se puede acceder al libro "AP: Integrando conocimientos para una agricultura moderna y sustentable" en <http://www.procisur.org.uy/data/documentos/135050.pdf>.

## III. Economía de la Producción

La agricultura de precisión se puede estudiar a través de una rama de la economía agraria, la economía de la producción, que se ocupa de los procesos de decisión entre producciones alternativas, es decir, qué producir, cuánto producir, y cuál es la combinación óptima de recursos; a la vez que, considera la influencia que ejercen los cambios tecnológicos y económicos sobre estas decisiones. La economía de la producción hace uso de herramientas de la econometría, como ser la función de producción.

La función de producción o curva de respuesta es una descripción cuantitativa o matemática de las diferentes posibilidades de producción. Representa la relación técnica entre un factor de producción variable y un producto; y brinda el o los productos esperados, en términos físicos, para cada nivel de insumo(s), también en términos físicos. Una función de producción se puede expresar como:

$$y = f(x_i)$$

donde  $y$  es la cantidad producida;  $x_i$  son los factores variables de producción.

**Cuadro 1**  
**Adopción de las herramientas de la agricultura de precisión en Argentina**

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Monitores de rendimiento con GPS	25	75	155	270	400	420	600	850	1300	1450
Monitores de rendimiento sin GPS	25	125	145	180	160	180	250	350	300	350
Monitores de rendimiento TOTAL	50	200	300	450	560	600	850	1200	1600	1800
Dosis variable (DV) en sembradoras	1	2	3	4	5	6	7	8	20	40
DV en camiones fertilizadores (Terra-Gator)	2	2	2	2	6	6	6	6	7	7
DV en incorporadoras de urea	0	0	0	0	0	0	4	4	30	30
DV en esparcadoras de urea al voleo	0	0	0	0	0	0	0	10	20	40
DV en incorporadoras de UAN	0	0	0	0	1	2	3	3	3	3
DV de UAN en pulverizadoras autopropulsadas	0	0	0	0	0	0	5	9	60	80
Fertilización con dosis variable (DV), TOTAL	3	4	5	6	12	14	25	40	120	160
Banderilleros satelitales en aviones	35	60	100	160	200	230	300	450	470	500
Banderilleros satelitales en pulverizadoras	0	10	70	200	400	500	2000	3000	4000	4400
Pilotos automáticos en tractores	0	0	0	0	0	0	0	3	25	35
Banderilleros satelitales, TOTAL	35	70	170	360	600	730	2300	3453	4495	4935
Sensores de N en tiempo real	0	0	2	2	4	5	6	7	7	7

Fuente: Proyecto AP INTA Manfredi (2007)

Si bien es cierto, que es imposible hacer una lista completa de todos los factores que intervienen en la producción de un cultivo en particular, la función de producción es una simplificación que nos permite estimar la cantidad de la producción alcanzada con relación a cantidades variables de insumos. Asume que: (1) hay una relación causal entre insumos ( $x_i$ ) y productos ( $y$ ); (2) hay rendimientos decrecientes para cada insumo ( $x_i$ ), de modo tal que el aumento de producto que se logra por agregar más insumo se hace menos y menos, y que pasado el punto de máximo rendimiento, cantidades adicionales de  $x_i$  pueden tener un efecto negativo sobre el rendimiento; por último, asume (3) retornos a escala decrecientes, por lo que un incremento proporcional de todos los insumos resultará en un incremento menos que proporcional en el producto.

La función de producción permite controlar el nivel de insumos para alcanzar un objetivo

deseado, que, por lo general, es el de maximizar el retorno al factor variable o rentabilidad ( $\pi$ ), es decir, maximizar la diferencia entre el valor del producto y el costo de/los insumo/s:

$$\pi = p_y y - \sum p_i x_i - F$$

donde  $p_y$  es el precio del producto;  
 $p_i$  los precios de los insumos;  
 $F$  son los costos fijos.

Para maximizar la rentabilidad con respecto a un insumo en particular ( $x_1$ ), se toma la primer derivada de  $\pi$ , y se despeja  $x_1$ :

$$\partial\pi/\partial x_1 = p_y (\partial y/\partial x_1) - p_1.$$

La condición para máxima rentabilidad es:  $\partial y/\partial x_1 = p_y/p_1$ . Es decir, la máxima rentabilidad se da cuando el valor marginal del insumo es igual a la relación inversa de precios ( $p_y/p_1$ ), o bien, cuando el valor marginal del producto es igual al costo del insumo marginal:  $p_y \partial y = p_1 \partial x_1$ .

A pesar de que puede parecer complicado, la interpretación es muy simple. Esta igualdad implica que el costo de la última unidad de insumo debe ser igual al valor del producto extra obtenido por el uso de esa unidad de insumo, o que para máxima rentabilidad, la última unidad de insumo se debe pagar por sí misma. Esta igualdad significa que el uso de una menor cantidad de insumo estaría sobrepagando ese insumo, y que una mayor cantidad de insumos no alcanzaría a cubrir su costo. Por ejemplo, en el caso de la respuesta del cultivo a la fertilización nitrogenada, la rentabilidad es máxima cuando la respuesta marginal a un kg de N se iguala a los kg de grano que deben venderse para pagar por ese kg de N. Si la cantidad de N es mayor a esa igualdad, los kg de N que se agreguen no producirán un aumento de rendimiento suficiente como para pagar su costo. Si el N se reduce por debajo de esa igualdad, se pierden ganancias. En el punto de máximo rendimiento físico, el producto marginal del insumo es cero, por lo que no puede pagar el costo de insumos.

Por lo general, son pocas las formas matemáticas que se usan para las funciones de producción, dependiendo de (a) las características técnicas de la respuesta (biológicas, químicas, nutricionales, etc.); (b) la información disponible; y finalmente (c) el uso que se intente dar a la información producida. La forma funcional cuadrática es la más usada para estudiar los procesos de producción agrícola (especialmente la respuesta del cultivo a los nutrientes), porque es la que presenta la mayor significancia estadística, se ajusta mejor a la teoría biológica y económica del proceso de respuesta, y es una de las más fáciles de computar. Para la fertilización nitrogenada, la rentabilidad con una respuesta cuadrática es:  $\pi = p_y (\alpha + \beta N + \gamma N^2) - p_N N - F$ . La primera derivada es:  $\partial \pi / \partial N = p_y (\beta + 2\gamma N) - p_N = 0$ , y despejando, la cantidad óptima de N es:  $N^* = [(p_N / p_y) - \beta] / 2\gamma$ .

#### IV. Econometría Espacial

La Econometría es la parte de la ciencia económica que aplica las técnicas matemáticas y estadísticas a las teorías económicas para su verificación y para la solución de los problemas económicos mediante modelos. Por su parte, la Econometría Espacial es una especialidad dentro de la Econometría que se ocupa del tratamiento de la interacción espacial (autocorrelación espacial (Anexo 1) y de la estructura espacial (heterocedasticidad (Anexo 2) en los modelos de regresión (Anselin, 1999). Esta especialidad es similar a la Geoestadística y a la Estadística Espacial, las que forman parte del conjunto de herramientas metodológicas de las que disponen los investigadores. Sin embargo, la Econometría Espacial difiere de la Estadística Espacial de la misma forma en que la Econometría difiere de la Estadística en general. Esta distinción se basa en el rol central que se le atribuye al modelo teórico en vez de los datos, al momento de determinar los tipos de especificaciones que interesan.

En los últimos años se ha dado una explosión en la aplicación de modelos espaciales en las ciencias sociales en general y en la economía agraria en particular, incluyendo la agricultura de precisión (Anselin et al., 2004; Bongiovanni y Lowenberg-DeBoer, 2000). Por otra parte, la difusión generalizada de los GIS generó la necesidad de una metodología que permita manejar modelos espaciales, ya que las técnicas econométricas tradicionales por lo general no funcionan en la presencia de autocorrelación espacial, algo muy común en datos georeferenciados.

Anselin (1988) define la Econometría Espacial como "la colección de técnicas que se ocupan de las peculiaridades causadas por el espacio en el análisis estadístico de modelos". Esta tiene cuatro áreas de interés: (a) la especificación formal de efectos espaciales en modelos econométricos; (b) la estimación de modelos que incorporan efectos espaciales; (c) los tests de especificación y de diagnóstico para detectar la

presencia de efectos espaciales; y (d) la predicción espacial (interpolación).

La Econometría Espacial se distingue de la Geoestadística en sus supuestos básicos: el objetivo de la Geoestadística es estimar superficies y asume que la variación espacial es un proceso continuo, que da por resultado una "superficie" de observaciones espaciales. La principal herramienta es el semivariograma, en el que las observaciones están relacionadas dentro de un rango de distancia. Por el contrario, la Econometría Espacial está orientada hacia la estimación y la comprobación de hipótesis. Asume que la covarianza espacial es una interacción entre objetos espaciales discretos (polígonos o cuadrículas). Esto requiere la especificación de un proceso estocástico espacial con una estructura de observaciones contiguas (la matriz de ponderadores espaciales). La Econometría Espacial se usa mucho en economía regional, epidemiología y criminología. En agricultura, el análisis econométrico espacial se aplica a datos espaciales de estructura similar, pero con mayor resolución que la usada en las ciencias sociales o médicas (Ej.: polígonos del ancho del cabezal de la cosechadora en vez de divisiones geográficas). Ver Anselin (2001a) y Lambert et al. (2005) para una discusión sobre las diferencias entre estas dos ciencias.

Una de las herramientas usadas en Econometría es el análisis de regresión. El objetivo primordial es estimar el valor de una variable aleatoria (la variable dependiente: por ej.: el rendimiento de un cultivo), dado que los valores de una o más variables asociadas (la o las variables independientes: por ej.: dosis de fertilizante N, tipo de suelo, elevación, etc.) son conocidos. La ecuación de regresión es la fórmula algebraica por la cual se determina el valor estimado de la variable dependiente o de respuesta (de forma cuadrática, en este ejemplo):

$$Y_i = \alpha + \beta_1 X_i + \beta_2 X_i^2 + \varepsilon_i \quad (1)$$

donde:

$Y_i$  = Valor de la variable dependiente en la observación  $i$ , Ej.: Rendimiento del maíz (kg ha<sup>-1</sup>) por cada punto  $i$  del monitor de rendimiento de la cosechadora;

$\alpha$  = Primer parámetro de la ecuación de regresión, que indica el valor de  $Y$  cuando  $X=0$ , Ej.: el rendimiento del maíz cuando el fertilizante N aplicado es cero.

$\beta_1$  = Estimador lineal o pendiente de la línea de regresión. Ej.: el aumento de rendimiento por cada kg ha<sup>-1</sup> de fertilizante N que se aplica desde cero.

$\beta_2$  = Estimador cuadrático de la línea de regresión. Es el coeficiente que captura los rendimientos decrecientes, es decir, la tendencia del N a producir menores y menores incrementos de rendimiento con niveles más y más altos de N.

$X_i$  = Valor especificado de la variable independiente en el ensayo u observación  $i$ . Ej.: cantidad de N elemental aplicado por franjas (kg ha<sup>-1</sup>);

$\varepsilon_i$  = Error de muestreo aleatorio en el ensayo u observación  $i$ .

## V. ¿Por qué usar Regresión Espacial?

Los monitores de rendimiento están en el mercado desde principios de la década del 1990, pero ha sido difícil encontrar la relación entre los rendimientos y las condiciones del cultivo (Ej.: análisis de suelo, aplicación de insumos, topografía, etc.). Los análisis de rentabilidad realizados en otros países indican que la práctica de dosis variable (DV) de fertilizantes en cultivos extensivos no es rentable. Una hipótesis sobre esta falta de rentabilidad es que para realizar DV se están usando las mismas recomendaciones de fertilización que existen para dosis uniforme (es decir, el sistema convencional de considerar a todo el lote como una sola unidad), las que no reflejan las diferencias de respuesta sitio-especí-

fica porque se basan en ensayos de parcelas realizados en diversas estaciones experimentales de una amplia área de influencia. Por diseño, se omiten las características específicas de cada sitio, lo que las desacredita para prescribir aplicaciones sitio-específicas de insumos. El problema clave, tanto para el análisis de rentabilidad como para la estimación de la respuesta sitio-específica es que no se ha tenido debidamente en cuenta la estructura espacial de los datos georeferenciados.

Uno de los problemas es que la estadística tradicional que se usa en el análisis de parcelas experimentales y de ensayos a campo asume que las observaciones son independientes. En el caso de los datos de agricultura de precisión, este supuesto de independencia ya no es válido. Las observaciones recogidas con monitor de rendimiento están claramente relacionadas con las observaciones vecinas.

Los rendimientos del cultivo se deben a una respuesta a los insumos que se aplican, a las características predeterminadas del sitio, y a los factores climatológicos aleatorios (Bullock y Bullock, 2000). Nunca es posible incluir todas las variables relevantes de la respuesta del rendimiento de un cultivo en un modelo de regresión. Se sabe que la omisión de variables relevantes reduce la eficiencia estadística de los modelos de estimación; y peor aún, si las variables que se omiten están correlacionadas con las variables que se incluyen en un modelo, los estimadores pueden estar sesgados (Griliches, 1957). Dado que los estimadores de insumos aplicados se usan para desarrollar las recomendaciones de fertilización, el sesgo estadístico de dichos estimadores puede ocasionar costosos errores.

Las características de cada sitio representan un grupo importante de variables que tienden a ser omitidos en los modelos de respuesta agronómica de rendimiento. Por definición, estas variables están distribuidas espacialmente,

y los sitios que están más cerca entre sí tienden a ser más parecidos que los sitios que están más separados. Por lo tanto, aún cuando se omitan variables sitio-específicas relevantes de un modelo de regresión espacial, puede haber una correlación en esas variables omitidas con los sitios que las rodean. La regresión espacial proporciona herramientas para diagnosticar y tratar los casos de correlación espacial.

## VI. Cómo usar la Regresión Espacial

Los modelos de regresión espacial se pueden dividir en dos grupos, de acuerdo a la forma de dependencia espacial que haya entre las observaciones (Anselin, 1995). En **modelos de ponderación espacial**, la variable dependiente está correlacionada espacialmente de la siguiente forma:

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon \quad (2)$$

donde  $y$  es un vector ( $n$  por  $1$ ) de observaciones de la variable dependiente,  $\rho$  es el coeficiente auto regresivo,  $W y$  es el vector de variables independientes ponderado por una matriz  $W$  de observaciones vecinas,  $X$  la matriz de observaciones de las variables independientes ( $n$  por  $K$ ) y  $\varepsilon$  es el error de muestreo.

En el **modelo de error espacial**, la variable dependiente no está correlacionada por sí misma, sino que es el error de muestreo aleatorio el que está correlacionado:

$$y = X \beta + \varepsilon \quad (3)$$

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + u$$

donde  $u$  es el error de muestreo aleatorio que sigue una especificación auto regresiva espacial (SAR) con un coeficiente auto regresivo  $\lambda$ .

Ambos tipos de auto correlación espacial se pueden corregir estimando los coeficientes de correlación espacial, lo que requiere el uso de una matriz de ponderadores espaciales  $W$ , que aplica

una fórmula de ponderación de datos con una ponderación directamente relacionada a la contigüidad entre observaciones.

## VI. Estudio de caso: respuesta del maíz al fertilizante nitrogenado según zonas de manejo

En su tesis doctoral, Bongiovanni (2002) se basó en los métodos de la econometría espacial (Anselin, 1988) para estimar funciones de respuesta en un modelo de rendimiento del maíz al nitrógeno, en dos campañas de cultivo y en tres localidades. El objetivo general fue analizar el valor económico del análisis de regresión espacial aplicado a los datos del monitor de rendimiento de la cosechadora, para optimizar la dosis variable de fertilizante a aplicar.

Este mismo objetivo se extendió a otras tres campañas de cultivo y otras tres localidades, a través del proyecto INTA BID PICTO 12931 "La agricultura de precisión como una herramienta clave para la sustentabilidad de la producción de maíz en la región semiárida argentina", del que participaron tres becarios, actualmente finalizando sus respectivas Maestrías. Un estudiante doctoral también está usando la base de datos completa para

su trabajo de tesis sobre modelos de efectos mixtos, en la Universidad Nacional de Córdoba.

En general, el diseño experimental que se siguió es el de ensayos a campo con tratamientos por franjas en bloques al azar (Brouder & Nielsen, 2000), incluyendo por lo menos tres áreas topográficas dentro de un mismo lote (loma, pendiente y bajo). El ancho de las franjas, que corresponde al ancho de la maquinaria que aplica el fertilizante, es mayor que el ancho del cabezal maicero de la cosechadora, con un testigo de dosis cero y cinco dosis fijas de N a lo largo de la franja (Figura 1).

La dosis de N es fija para cada franja, atravesando todas las áreas topográficas. La dosis de N más alta para cada ensayo es mayor que el rendimiento máximo potencial. La fuente de N es urea. Los datos de rendimiento fueron recolectados con un monitor de rendimiento ubicado en la cabina de la cosechadora.

Debido a que los datos originales incluyen puntos que están más cerca dentro de la hilera que entre hileras, estos datos se promedian para que la distancia dentro de la hilera sea equivalente a la distancia entre hileras, de modo

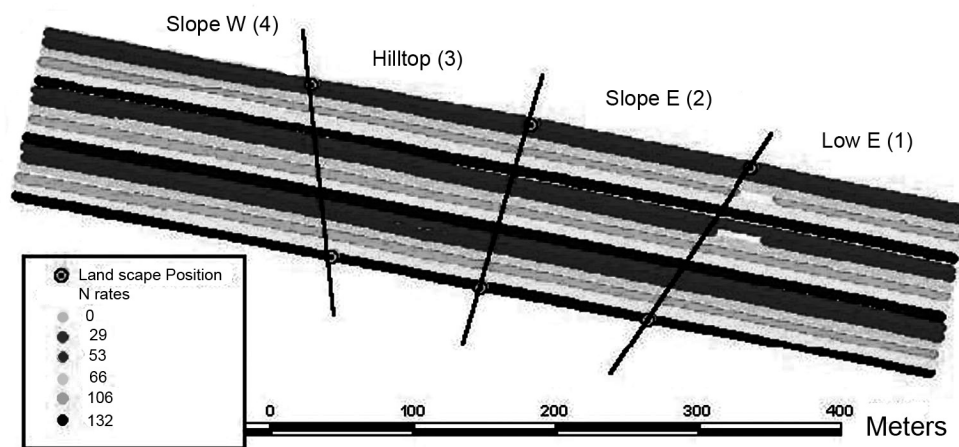


Figura 1: Diseño experimental para "Las Rosas". Áreas topográficas y dosis de N.

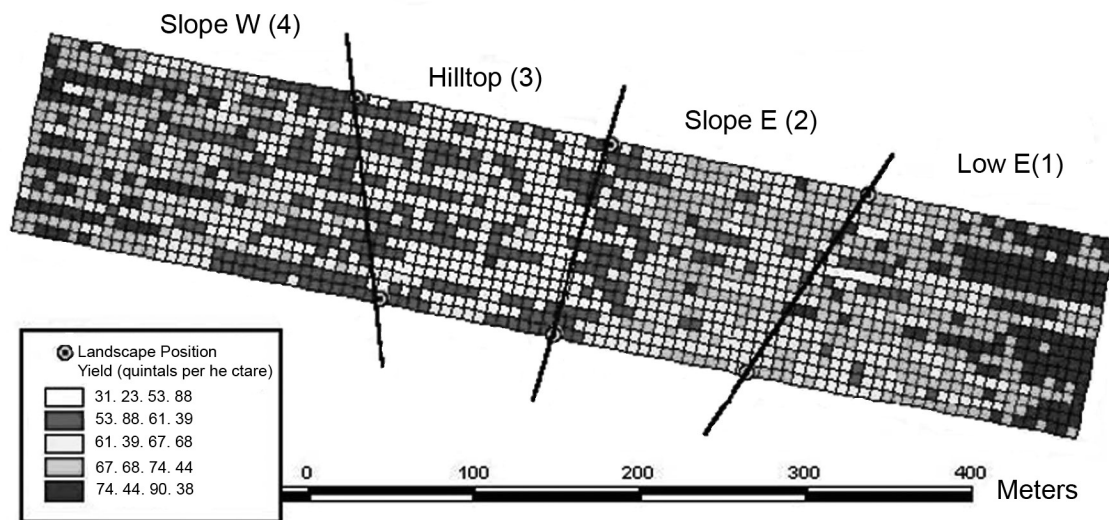


Figura 2: Polígonos cuadrados que reflejan los rendimientos promedio dentro de cada cuadrícula.

de tener un diseño equilibrado, para posteriormente calcular una matriz de ponderadores espaciales. Este promedio se hace con un programa GIS, creando cuadrículas sobre las observaciones y rotándolas de acuerdo al ángulo de las hileras. Los datos de los extremos del lote, como así también los excesivamente altos o bajos se eliminan usando un criterio estadístico (Moore y McCabe, 1998). Finalmente, después de promediar los datos dentro de cada cuadrícula, se obtiene una capa de polígonos cuadrados para las cinco dosis de N, las cuatro áreas topográficas y los tres bloques (Figura 2).

Por cuestiones de espacio, se informan sólo los resultados más importantes, correspondientes al ensayo realizado en el establecimiento "Las Rosas", en la campaña 1998/99. El énfasis es sobre la diferencia entre un modelo tradicional de mínimos cuadrados ordinarios (OLS) que incluye los tipos de posición topográfica (llamado REGIMES) y un modelo "de error espacial" que incluye un término de error auto regresivo; como así también la heterocedasticidad grupal estimada por ML-GHET (llamado AUTO). Los resultados de la estimación para los modelos REGIMES y AUTO se indican en la Tabla 1.

Comenzando con los estimadores para REGIMES, los coeficientes de N y N2 son altamente significativos y con el signo esperado. Las variables dummy tienen coeficientes significativamente diferentes de la media al 1%, aunque N y N2 no varían significativamente con las áreas topográficas. La restricción sobre las variables dummy es que la suma de los coeficientes debe ser igual a cero, de modo tal que los coeficientes reflejen la diferencia entre la ordenada al origen o la pendiente en una posición topográfica determinada, y la ordenada al origen o la pendiente promedios.

Los tests de diagnóstico sugieren el uso del modelo "de error espacial". Los tests LM-Error (1706 con  $\chi^2$  con 1 grado de libertad) y LM-Lag (295 con  $\chi^2$  con 1 grado de libertad) rechazan la hipótesis de no autocorrelación espacial con un alto nivel de significancia ( $p < 0.001$ ). Además, el test de heteroscedasticidad sugiere la presencia de este problema. Ambos efectos se incorporan en el modelo AUTO. Los coeficientes estimados varían poco con respecto a los valores obtenidos para REGIMES, a excepción de las variables dummy para posición, donde los coe-



**Tabla 1**  
**Coefficientes estimados y tests diagnóstico.**

Variables	REGIMES		AUTO	
	COEF (Kg ha <sup>-1</sup> )	Prob	COEF (Kg ha <sup>-1</sup> )	Prob
Constante	5863.68	0.0000	5942.87	0.0000
N	11.5415	0.0000	10.8791	0.0000
N <sup>2</sup>	-0.0358	0.0000	-0.0243	0.0000
Bajo E	851.134	0.0000	418.883	0.0000
Pendiente E	199.967	0.0003	205.053	0.0021
Loma	-1206.12	0.0000	-406.567	0.0000
Slope W	155.17	0.0016	-217.655	0.0121
N x Bajo E	-2.8057	0.1210	-4.1845	0.0000
N x Pendiente E	-1.0599	0.5893	-1.228	0.2103
N x Loma	3.3528	0.0913	3.1562	0.0149
N x Pendiente W	0.5143	0.7649	2.2770	0.0267
N <sup>2</sup> x Bajo E	0.01	0.4374	0.0215	0.0029
N <sup>2</sup> x Pendiente E	-0.0056	0.6930	-0.0100	0.1564
N <sup>2</sup> x Loma	-0.0071	0.6202	-0.0145	0.1210
N <sup>2</sup> x Pendiente W	-0.0332	0.8347	-0.0214	0.6965
Lambda	N/A	N/A	78.5707	0.0000
Medidas de ajuste	Prob		Prob	
Adjusted R <sup>2</sup>	0.60		0.39	
F-test / Likelihood Ratio Test	242.61	0.0000	354.76	0.0000
Log Likelihood	-5445		-4652	
Akaike Information Criteria	10914		9328	
Schwartz Criterion	10980		9394	

Tests Diagnóstico	g.l.	Valor	Prob
Lagrange Multiplier(error)	1	1992.85	0.0000
Robust LM (error)	1	1706.04	0.0000
Kelejian-Robinson (error)	12	2410.69	0.0000
Lagrange Multiplier (lag)	1	295.30	0.0000
Robust LM (lag)	1	8.50	0.0036

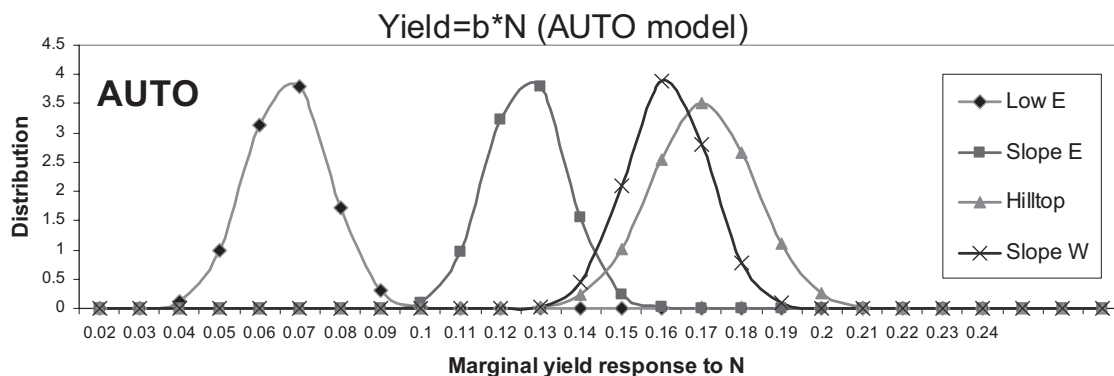


Figura 3. Comparación de la respuesta esperada al N por posición topográfica en los modelos REGIMES y AUTO

ficientes para Bajo Este, Loma y Pendiente Oeste son bastante diferentes (con signo opuesto en la última). En el modelo AUTO hay mayor evidencia de diferencias por posición topográfica en los términos de interacción con el N (para tres de las cuatro categorías) y con N2 (para Bajo Este).

La  $R^2$  ajustada cae de 0,60 en el modelo REGIMES a 0,39 en el modelo AUTO, aunque las medidas de ajuste indican que el modelo AUTO tiene un mejor ajuste. Se debe tener en cuenta que la  $R^2$  ajustada tiene un valor muy limitado en la regresión espacial, y que no debe usarse para comparar con los resultados de REGIMES. Las medidas de ajuste que se pueden usar para comparar los dos modelos son las basadas en likelihood (LIK, AIC y SC). El ajuste del modelo mejora considerablemente cuando se usa el modelo de error espacial, corrigiendo la autocorrelación y la heterocedasticidad, como lo indica el aumento del log likelihood (de -5445 en REGIMES a -4652) y una reducción del AIC y del SC (de 10914 en REGIMES a 9328 y de 10980 en REGIMES a 9394). Esta mejora en las medidas de ajuste era esperada, ya que el coeficiente de error espacial (Lambda) es altamente significativo.

#### VI. a. Variabilidad espacial.

Para visualizar la variabilidad de los coeficientes estimados de la respuesta marginal al N (el coeficiente de N) por posición topográfica se simuló la distribución de los estimadores y sus errores estándar asumiendo una distribución normal. La Figura 3 muestra las diferencias y destaca el mayor grado de precisión obtenido el modelo AUTO, donde es claro que los coeficientes de Bajo Este y Loma son significativamente distintos de la respuesta media.

La Figura 4 ilustra un segundo aspecto de la variabilidad de los coeficientes del modelo en las diferentes posiciones topográficas. Las curvas de rendimiento esperado se calculan usando los coeficientes del modelo AUTO para el N y sus interacciones con las posiciones topográficas. Las curvas muestran cómo la parte lineal y la cuadrática varían en cada zona y entre zonas. Los rendimientos son mayores en el Bajo, pero la respuesta es mayor en la Loma.

La Figura 5 muestra la respuesta esperada del maíz al primer Kg de N en el modelo AUTO. Similarmente a lo mostrado en la Figura 4, la mayor respuesta ocurre en la Loma, y la menor en el Bajo.

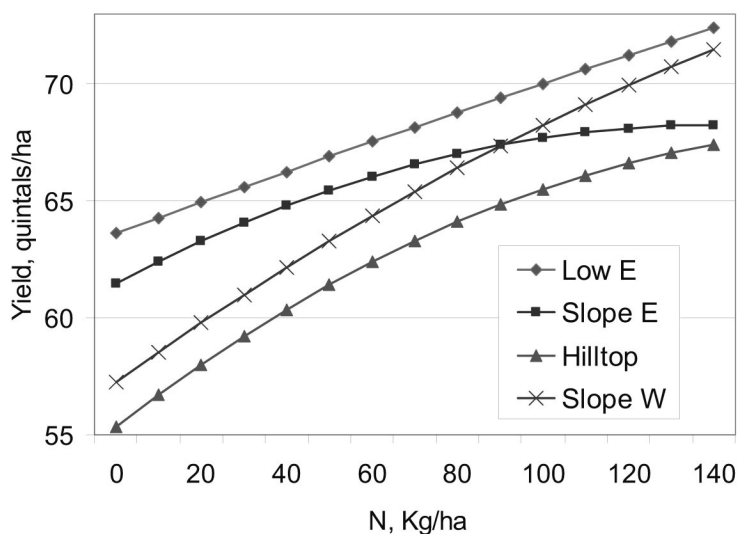


Figura 4: Curvas de rendimiento esperado por posición topográfica en el modelo AUTO.

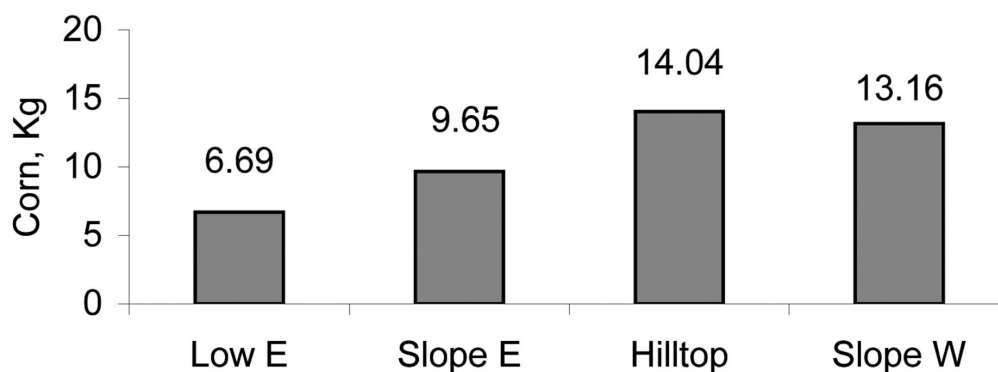


Figura 5: Respuesta esperada del maíz al primer Kg de N, modelo AUTO.

La Figura 6 muestra las dosis óptimas de N por posición calculadas a partir del modelo AUTO. La dosis óptima más alta es para la Pendiente Oeste ( $147,8 \text{ Kg ha}^{-1}$ ), seguida por la Loma ( $92 \text{ Kg ha}^{-1}$ ), mientras que la dosis óptima para el Bajo fue cero. Esta alta dosis para la Pendiente Oeste se debe, en parte, a que corresponde a un suelo de menor calidad. La Pendiente Oeste es un tipo de suelo IV es (de menor calidad), mientras que los restantes son suelos tipo III (de relativamente mejor calidad), lo que explica la mayor dosis óptima.

Finalmente, la Figura 7 ilustra la variabilidad en términos de retornos económicos por posición

topográfica, resultantes de optimizar la aplicación de N con dosis variable, comparado con la estrategia de no aplicar fertilizante. La respuesta económica al N se calculó usando un precio neto de maíz de USD 6,85 por quintal (al 2001), un costo del N elemental de USD 0,4348 por Kg (USD 0,4674 por Kg con una tasa de interés del 15% anual), y un costo extra de aplicación con dosis variable de USD 6 por hectárea (no deducido en la Figura 7). La tasa de retorno más alta se obtuvo para la Pendiente Oeste, seguido por la Loma, con retornos más bajos para la Pendiente Este.

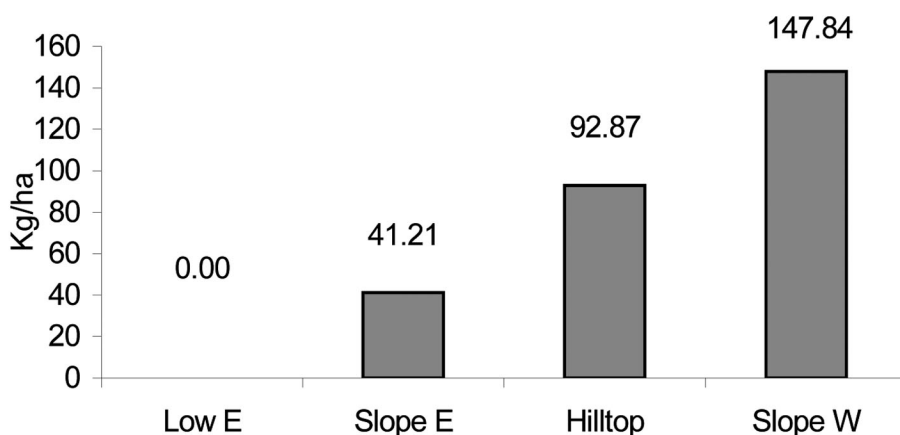


Figura 6: Dosis óptimas de N por posición, modelo AUTO.

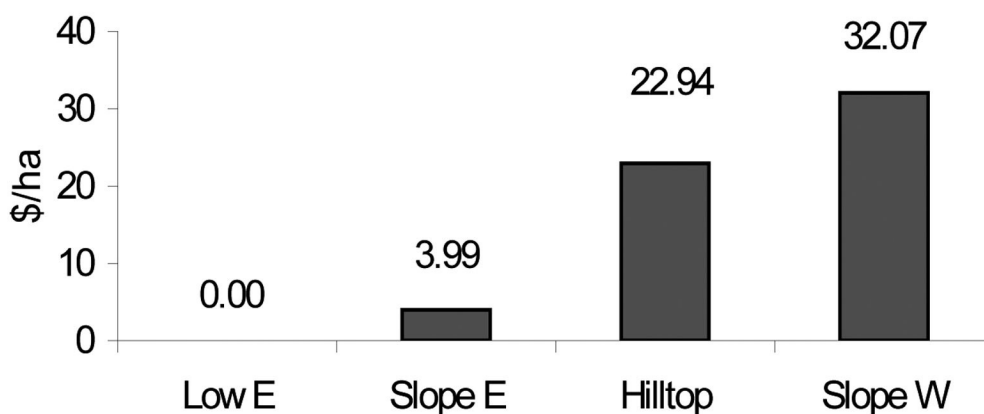


Figura 7: Retornos esperados al N por posición topográfica, modelo AUTO.

### VI. b. Retornos a la aplicación de N

La Tabla 2 compara los retornos de las aplicaciones de diferentes dosis de N. Los retornos se estimaron para dos dosis uniformes y para una dosis variable que sigue las cuatro posiciones topográficas descritas. Las dos dosis uniformes representan el rango de dosis de N que se usan en la zona de Río Cuarto. La dosis uniforme de N más baja ( $36,8 \text{ Kg ha}^{-1}$ ) es la recomendada por Castillo et al. (1998). La dosis uniforme de N más alta ( $83,49 \text{ Kg ha}^{-1}$ ) es la dosis óptima económica para dosis uniforme, calculada con los coeficientes de la constante, N y  $N^2$  estimados con el modelo AUTO (Tabla 1), sin incluir los efectos de posición topográfica (las variables dummy ni las interacciones).

La dosis variable estimada de N varía por posición topográfica de acuerdo a los niveles óptimos económicos identificados en la Tabla 3 para cada posición. Las tres estimaciones usan las curvas de respuestas por posición para estimar los rendimientos (Tabla 1), las que son ponderadas por el área correspondiente (Bajo Este 2,12 ha ó 26,52%; Pendiente Este 1,69 ha ó 21,17%; Loma 1,63 ha ó 20,37%; y Pendiente Oeste 2,53 ha ó 31,93%).

Los retornos al N por dosis uniforme tradicional, usando la recomendación ( $36,8 \text{ Kg ha}^{-1}$ ) de Castillo et al. (1998) fueron de USD  $415,35 \text{ ha}^{-1}$ , mientras que para la dosis uniforme óptima económica ( $83,49 \text{ Kg ha}^{-1}$ ) fueron  $\$419,56 \text{ ha}^{-1}$ . Por otro lado, los retornos para la dosis variable

**Tabla 2**  
Retornos netos al N basados en los coeficientes de los modelos REGIMES y AUTO.

Retornos netos (\$ ha <sup>-1</sup> )	REGIMES	AUTO	Diferencia
Dosis uniforme agronómica (36,8)	\$414.94	\$415.35	\$0.41
Dosis uniforme económica (83,49)	\$416.95	\$419.56	\$2.62
Dosis variable	\$418.22	\$423.00	\$4.78
Dosis variable menos \$6 ha <sup>-1</sup>	\$412.22	\$417.00	\$4.78
Costo de indiferencia	\$3.28	\$7.65	\$4.37

de N, incluyendo el costo extra de USD 6 ha<sup>-1</sup> fueron de USD 417,00 ha<sup>-1</sup>. El costo de indiferencia en el modelo REGIMES fue de \$3,28 ha<sup>-1</sup>, mientras que en el modelo AUTO fue \$7,65 ha<sup>-1</sup> (Tabla 2).

La incorporación explícita de un componente espacial en el modelo de rendimiento revela interacciones entre los puntos de rendimiento (autocorrelación espacial y heterocedasticidad) que no se tienen en cuenta en los modelos convencionales. El modelo espacial también deja en evidencia que los coeficientes estimados con una regresión convencional OLS son inexactos cuando esta interacción se ignora. Los coeficientes OLS no están sesgados, sino que dejan de ser los estimadores más eficientes. Además, los tests t y F son erróneos, y la R<sup>2</sup> es inexacta. El modelo autorregresivo espacial tiene un mejor ajuste y una mayor exactitud en la estimación de los coeficientes que se usan para el análisis económico. Los dos modelos conducen a diferentes conclusiones económicas: mientras que uno indica que la dosis variable de N no puede cubrir los costos (REGIMES), el otro indica la rentabilidad de la dosis variable (AUTO).

#### VI. c. Análisis de sensibilidad de los modelos y de las técnicas de estimación.

Para determinar con mayor precisión la exactitud de los resultados físicos y económi-

cos de la econometría espacial, la Figura 8 y la Tabla 3 comparan los doce modelos descriptos. Específicamente, se compara si se incorpora el término de error autorregresivo, el método de estimación usado (ML o GM) y el tipo de matriz de ponderadores espaciales usada (Queen o Rook). Todos los modelos autorregresivos espaciales resultan en costos de indiferencia que superan los USD 6 ha<sup>-1</sup>, independientemente del método de estimación o de la matriz empleada. Los resultados individuales varían poco entre sí, y sugieren la rentabilidad de la dosis variable de N, mientras que los modelos convencionales señalan lo contrario. Los modelos de econometría espacial resultan en recomendaciones cualitativamente diferentes, fruto de considerar explícitamente la variabilidad espacial en el lote, lo que genera coeficientes estimados más precisos, con menores desviaciones estándar.

#### VI. d. El costo de una decisión equivocada

El valor agregado de usar la metodología de econometría espacial se puede medir con el concepto del "costo de una decisión equivocada" ideado por Havlicek y Seagraves (1962). Esto se puede hacer comparando los resultados económicos que resultan de aplicar la dosis óptima de N calculadas con el modelo REGIMES (el "inexacto") en la función de respuesta calcu-

**Tabla 3**  
**Resultados físicos y económicos por modelo y técnica de estimación.**

Queen criterion (8)		Dosis N máx. rend. (Kg ha <sup>-1</sup> )	Rendimiento máximo (Kg ha <sup>-1</sup> )	Dosis óptima (Kg ha <sup>-1</sup> )	Rendimiento óptimo (Kg ha <sup>-1</sup> )	Retornos netos (\$ ha <sup>-1</sup> )	Costos de indiferencia (\$ ha <sup>-1</sup> )
1	REGIMES (R.)	705.38	27686.97	279.48	26233.96	\$ 1,642.40	\$2.40
2	R. con interacciones	651.24	27245.91	254.17	25891.23	\$ 1,630.75	\$3.28
3	AUTO (GM-iterated)	1198.15	28951.58	282.01	25826.04	\$ 1,613.28	\$6.58
4	AUTO (ML)	1673.59	31055.99	270.53	26269.30	\$ 1,649.00	\$7.57
5	AUTO (GM-GHET)	1213.40	29054.73	279.62	25869.05	\$ 1,617.34	\$6.58
6	AUTO (ML-GHET)	1811.82	31699.38	259.17	26402.33	\$ 1,663.42	\$7.67
	<b>Rook criterion (4)</b>						
7	REGIMES	705.38	27686.97	279.48	26233.96	\$ 1,642.40	\$2.40
8	R. con interacciones	651.24	27245.91	254.17	25891.23	\$ 1,630.75	\$3.28
9	AUTO (GM-iterated)	1212.67	29200.34	307.42	26111.97	\$ 1,620.98	\$6.72
10	AUTO (ML)	1373.95	29946.15	279.83	26213.44	\$ 1,640.83	\$6.93
11	AUTO (GM-GHET)	1368.63	29676.25	297.08	26020.51	\$ 1,619.55	\$6.96
12	AUTO (ML-GHET)	1485.11	30371.01	267.17	26215.86	\$ 1,646.91	\$7.11

1. Queen criterion. OLS cuadrático en N
2. Queen criterion. OLS cuadrático en N con interacciones
3. Queen criterion. Autorregresivo espacial cuadrático en N con interacciones (GM – ITERATED)
4. Queen criterion. Autorregresivo espacial cuadrático en N con interacciones (ML)
5. Queen criterion. Autorregresivo espacial cuadrático en N con interacciones (GM-GHET)
6. Queen criterion. Autorregresivo espacial cuadrático en N con interacciones (ML-GHET)
7. Rook criterion. OLS cuadrático en N
8. Rook criterion. OLS cuadrático en N con interacciones
9. Rook criterion. Autorregresivo espacial cuadrático en N con interacciones (GM – ITERATED)
10. Rook criterion. Autorregresivo espacial cuadrático en N con interacciones (ML)
11. Rook criterion. Autorregresivo espacial cuadrático en N con interacciones (GM-GHET)
12. Rook criterion. Autorregresivo espacial cuadrático en N con interacciones (ML-GHET)

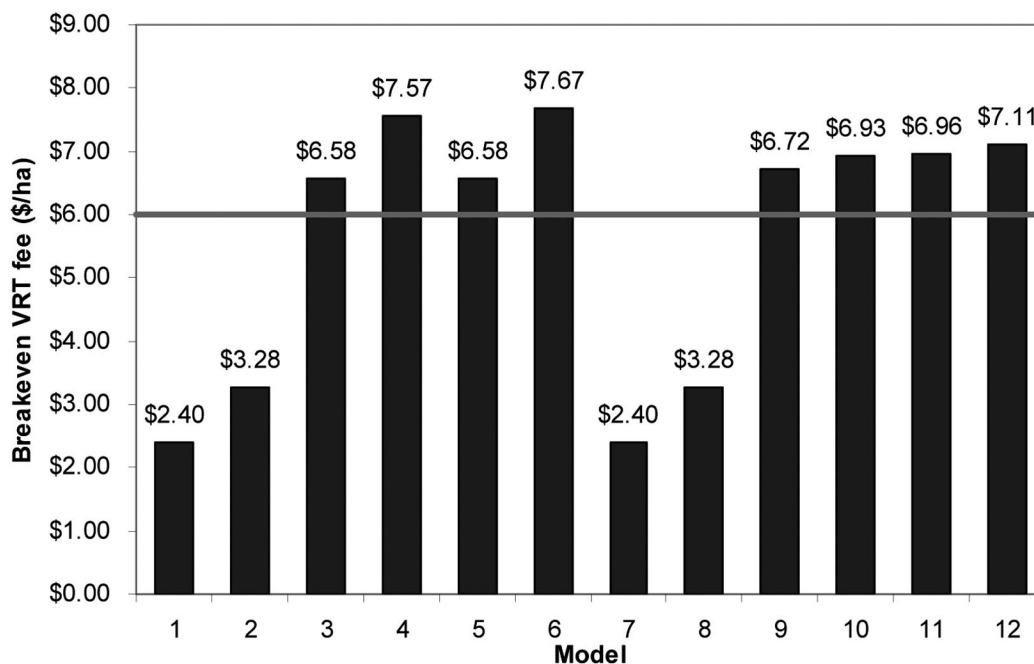


Figura 9: Costos de indiferencia de la dosis variable para los doce diferentes modelos estimados.

lada con el modelo AUTO (el "exacto"). El modelo AUTO se considera como la respuesta real. Los resultados sugieren que los retornos al N por dosis variable caerían de USD 417,00 ha<sup>-1</sup> a USD 414,60 ha<sup>-1</sup>. Por lo tanto, el costo de una mala decisión sería de USD 2,40 ha<sup>-1</sup>, ó USD 2400 por año en una superficie de 1000 hectáreas.

## VII. Conclusiones

La principal contribución de este estudio es el demostrar que la econometría espacial se puede aplicar al estudio de los datos del monitor de rendimiento para estimar la respuesta del cultivo al fertilizante, en este caso la respuesta del maíz al nitrógeno. La metodología es flexible y tiene un gran potencial para el diseño de ensayos a campo.

Los resultados de los estudios de fertilización del maíz con N realizados en la campaña 1998-99 indican que:

1) Hay autocorrelación espacial y heterocedasticidad en la respuesta del maíz al N.

2) La respuesta al nitrógeno y las dosis óptimas de nitrógeno difieren en las distintas posiciones topográficas dentro del lote.

3) La dosis variable de nitrógeno es rentable a un costo extra de USD 6 ha<sup>-1</sup> que cobra el proveedor de servicios, usando el modelo AUTO.

4) La respuesta al nitrógeno y las dosis óptimas por posición en el lote difieren de año en año.

Además, el análisis indica que se puede realizar la optimización económica cuando las respuestas difieren dentro del lote. El beneficio clave del uso de la econometría espacial es que se tiene en cuenta la estructura espacial de los datos para que generen coeficientes estimados más precisos en la función de respuesta de rendimiento, porque corrige la correlación en el término de error de la regresión. Los coeficientes del modelo AUTO tienen desviaciones estándar más chicas. Dado que estos parámetros son la base a partir de la cual se apoyan todos los cálculos económicos, la mayor precisión de los coeficientes de respuesta incide directamente sobre los resultados de rendimiento, retornos y rentabilidad.

En los ensayos realizados en este estudio, los resultados económicos cualitativos fueron significativamente diferentes entre los métodos

espacial y tradicional. El modelo AUTO brinda información más confiable que el modelo REGIMES, y esta información no se ve afectada por el método de estimación o el tipo de matriz de ponderadores espaciales.

Este resultado es interesante y alienta el uso de la econometría espacial en modelos espaciales, como una herramienta efectiva para determinar la rentabilidad de la dosis variable. Se debe tener en cuenta que se trata de un análisis "ex-post", es decir, se asume que la respuesta del cultivo al N se conoce al momento de realizar la fertilización. A pesar de que la respuesta esperada nunca se va a conocer con certeza, un análisis económico de este tipo es el punto de partida que permite comenzar a comprender las implicaciones del manejo sitio-específico.

Bullock et al. (2001) señalan que la agricultura de precisión tiene ciertos problemas de adopción comercial, en parte porque no hay información suficiente como para apoyar las decisiones de tipo sitio-específicas, y porque la información que hay no se usa eficientemente. Bullock y colaboradores pronostican que a medida que haya más información disponible sobre cómo usar la tecnología de precisión en forma rentable, los productores van a comenzar a demandar más equipos. Las instituciones públicas como el INTA tienen un rol importante en la generación y desarrollo de esta información, implementando formas de crear mapas de manejo de bajo costo (por ej.: usando topografía, sensores remotos, etc.); y poniendo en práctica métodos económicos de ensayos a campo de productores (usando mapas de rendimiento, sistemas de información geográfica, y programas de regresión espacial). Este trabajo es un ejemplo concreto de lo que piden Bullock y colaboradores.

## VIII. Referencias

• Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.

• Anselin, L. (1992). *SpaceStat Tutorial. A Workbook for Using SpaceStat in the Analysis*

*of Spatial Data*. National Center for Geographic Information and Analysis, University of California, Santa Barbara, CA.

• Anselin, L. (1999). "Spatial Econometrics." Staff paper. Bruton Center, School of Social Sciences, University of Texas at Dallas, Richardson, TX 75083-0688. 31 pp.

• Anselin, L. (2001a). "Spatial Effects in Econometric Practice in Environmental and Resource Economics," *American Journal of Agricultural Economics* 83 (3) 705-710.

• Anselin, L. (2001b). *Spatial Econometrics*, In B. Baltagi (ed.), *A Companion to Theoretical Econometrics*. Oxford: Basil Blackwell, pp. 310-330.

• Anselin, L. and A. Bera. (1998). "Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics." In A. Ullah and D. Giles (eds.), *Handbook of Applied Economic Statistics*. New York: Marcel Dekker, pp. 237-289.

• Anselin, L., Bongiovanni, R. and J. Lowenberg-DeBoer. (2004). "A Spatial Econometric Approach to the Economics of Site-Specific Nitrogen Management in Corn Production." *American Journal of Agricultural Economics*. 86(3) (August 2004): 671-683. American Agricultural Economics Association (AJAE).

• Anselin, Luc. (1995). "SpaceStat, A Software Program for the Analysis of Spatial Data, Version 1.80 and SpaceStat Version 1.80 User's Guide." Regional Research Institute, West Virginia University, Morgantown, WV.

• Bongiovanni R., E.C. Mantovani, S. Best y A. Roel (eds.). (2006). *AGRICULTURA DE PRECISIÓN: Integrando conocimientos para una agricultura moderna y sustentable*. PROCISUR/IICA. Programa Cooperativo para el Desarrollo Tecnológico y Agroindustrial del Cono Sur. Montevideo, Uruguay. ISBN 92-9039-741-1; 244 páginas.

<http://www.procisur.org.uy/data/documentos/135050.pdf>.



- Bongiovanni, R. and J. Lowenberg-DeBoer, (2000). "Nitrogen management in corn using site-specific crop response estimates from a spatial regression model." In: Robert, P., Rust, R. and W. Larson, eds., 2001. Proceedings of the 5th International Conference on Precision Agriculture. July 16-19, 2000. Bloomington, MN. (ASA-CSSA-SSSA, Madison, Wisconsin, 2001). Pdf file 19.
- Bongiovanni, R., (2002). "A Spatial Econometric Approach to the Economics of Site-Specific Nitrogen Management in Corn Production." Ph.D. Thesis in Agricultural Economics, Purdue University, West Lafayette, IN, EE.UU. Major Professor: Jess Lowenberg-DeBoer. Committee Members: Jay Akridge and Douglas Miller. <http://www.agriculturadeprecision.org/analecon/BongiovanniPhDThesis.zip>
- Bongiovanni, R., and J. Lowenberg-DeBoer. (2001). "Precision Agriculture: Economics of Nitrogen Management in Corn Using Site-specific Crop Response Estimates from a Spatial Regression Model." Selected Paper: American Agricultural Economists Association Annual Meeting, Chicago, Illinois, August 5-8, 2001. <http://agecon.lib.umn.edu/cgi-bin/view.pl>
- Bongiovanni, R.G. (EDITOR) (2007). Special issue: "Precision Agriculture in Latin America" *Journal Computers and Electronics in Agriculture COMPAG* (Elsevier B.V). ISSN 0168-1699. doi:10.1016/j.compag.2007.03.001. Volume 58, issue 1, August 2007. [Impact Factor: 0.851, Journal Citation Reports®, published by Thomson Scientific, 2007].
- Bongiovanni, R.G.; C.W. Robledo and D.M. Lambert. (2007). "Economics of Site-Specific Nitrogen Management for Protein Content in Wheat." Special issue: "Precision Agriculture in Latin America" *Journal Computers and Electronics in Agriculture COMPAG* (Elsevier B.V). ISSN 0168-1699. doi:10.1016/j.compag.2007.01.018. Volume 58, issue 1, August 2007. Pp. 13-24. <http://dx.doi.org/10.1016/j.compag.2007.01.018>
- Brouder, Sylvie, and Robert Nielsen, (2000). "On-Farm Research," in *Precision Farming Profitability*, J. Lowenberg-DeBoer and K. Erickson, eds., Purdue University Agricultural Research Programs, p. 103-112.
- Bullock, D. S., and D. G. Bullock. (2000). "From Agronomic Research to Farm Management Guidelines: A Primer on the Economics of Information and Precision Technology." *Precision Agriculture* 2(1): 71-101.
- Bullock, D. S., Swinton, S., and J. Lowenberg-DeBoer. (2001). "Can Precision Agricultural Technology Pay For Itself? The Complementarity of Precision Agriculture Technology and Information." AAEE Spatial Analysis Learning Workshop, August 4, 2001. Agricultural Economists Association Annual Meeting, Chicago, Illinois, August 4-8, 2001.
- Griliches, Z. (1957). "Specification Bias in Estimates of Production Functions." *Journal of Farm Economics* 39(1): 8-20.
- Havlicek, J., Jr., and J. A. Seagraves. (1962). "The 'Cost of the Wrong Decision' as a Guide in Production Research." *Journal of Farm Economics* 44: 157-168.
- Lambert, D., Lowenberg DeBoer, J. and R. Bongiovanni. (2005) "A Comparison of Four Spatial Regression Models for Yield Monitor Data: A Case Study from Argentina." *Journal of Precision Agriculture*, 5, 579-600. 2005 ISSN: 1385-2256 (Paper) 1573-1618 (Online)
- Moore, D.S. and G.P. McCabe. (1998). "Introduction to the Practice of Statistics." 3rd. edition. W.H. Freeman and Co. 826 pages.
- OCDE, (1994). "National Systems of Innovation: General Conceptual Framework." DSTI/STP/TIP (94), 4, Francia.
- Reca, L. y G. Parellada. (2001). "El sector agropecuario argentino". Editorial FAUBA, Buenos Aires. ISBN 950-29-0640-3, 150 p. REFERENCIAS

### ANEXO 1: Aclaraciones Técnicas

**Auto-correlación espacial** es una extensión de la correlación temporal a un espacio en dos dimensiones. Este es un tema de creciente importancia que surge con el análisis en sistemas de información geográfica (GIS) de los recursos naturales y del medio ambiente (ver Anselin y Bera 1998, Anselin 2001a, b). Específicamente, la auto-correlación espacial o dependencia espacial se presenta cuando en una regresión, la variable dependiente o el error en un punto se correlaciona con la variable dependiente o el error en otros puntos del lote. Formalmente se expresa como:  $E[y_i y_j] \neq 0$ , o  $E[\varepsilon_i \varepsilon_j] \neq 0$  para los puntos vecinos  $i$  y  $j$ , donde  $i$  y  $j$  se refieren a observaciones individuales y donde  $y_{i(j)}$  es el valor de la variable de interés (Anselin, 1992). La auto-correlación espacial en el caso de los datos de rendimiento se presenta como la similitud de valores para ubicaciones similares; es decir, los valores altos o bajos de rendimiento tienden a estar rodeados de observaciones vecinas con valores similares. Por lo tanto, y debido a que los valores de los factores de rendimiento en un punto del lote dependen de los valores en otros puntos del lote, los datos de este lote van a presentar auto-correlación espacial. La presencia de auto-correlación espacial implica que una muestra contiene menos información que una que no está auto-correlacionada (Anselin y Bera, 1998). Para que la regresión sea estadísticamente significativa, se tiene que corregir esta auto-correlación espacial, de modo tal que los estimadores obtenidos permitan realizar cálculos económicos con precisión.

La **heterocedasticidad** ocurre cuando la varianza del término error no es constante para todos los valores de la variable independiente de interés (es decir, no es homocedástica). Consecuentemente, el valor de la precisión de una regresión OLS es incorrecto, porque OLS asume un término de error con varianza constante. Los estimadores OLS no están sesgados, pero ya no son los más eficientes. Más importante todavía, los tests estadísticos  $t$  y  $F$  van a indicar otra cosa (en otro sentido), y la  $R^2$  va a ser incorrecta. Es muy frecuente encontrar este problema en el análisis espacial de datos, especialmente cuando se usan datos de unidades espaciales irregulares (con diferente superficie), cuando hay diferencias sistemáticas en las relaciones que se están modelando (Ej.: regímenes espaciales como tipos de suelo o topografía), o cuando hay una desviación espacial en los parámetros del modelo (Ej.: expansión espacial). Si un modelo de regresión espacial convencional ignora la presencia de cualquiera de estos efectos espaciales, produce un problema de mala especificación. Por lo tanto, si hay indicios de heterocedasticidad, es necesario incorporar explícitamente los efectos espaciales, ya sea como regímenes espaciales, ya sea como una expansión espacial de los parámetros. Hay muchos tests de heterocedasticidad, y todos parten de la hipótesis nula de homocedasticidad:  $H0: E[\varepsilon_i^2] = \sigma^2$ . La hipótesis alternativa es que el término error de cada una de las observaciones tiene una varianza diferente:  $H1: E[\varepsilon_i^2] \neq \sigma^2$ .

### ANEXO 2: Aplicaciones de la Econometría Espacial en Agricultura de Precisión

Recientemente PROCISUR publicó el libro "AGRICULTURA DE PRECISIÓN: Integrando conocimientos para una agricultura moderna y sustentable" (Bongiovanni et al., 2006), con una visión integral de la AP y con aplicaciones de Econometría Espacial, que se puede descargar de <http://www.procisur.org.uy/data/documentos/135050.pdf>.

El Journal Computers and Electronics in Agriculture (COMPAG) también ha publicado una edición especial sobre agricultura de precisión en Latinoamérica (Bongiovanni (ed.), 2007), el que

contiene la aplicación de un modelo econométrico espacial a la optimización simultánea de rendimiento y de contenido proteico en trigo, en función del precio del grano y del premio por calidad (Bongiovanni et al., 2007).

Existen otros ejemplos en idioma Castellano de la aplicación de la Econometría Espacial a la Agricultura de Precisión, como así también con protocolos para su uso, en la carpeta Análisis Económico del sitio [www.agriculturadeprecision.org/articulos/analecon.htm](http://www.agriculturadeprecision.org/articulos/analecon.htm).

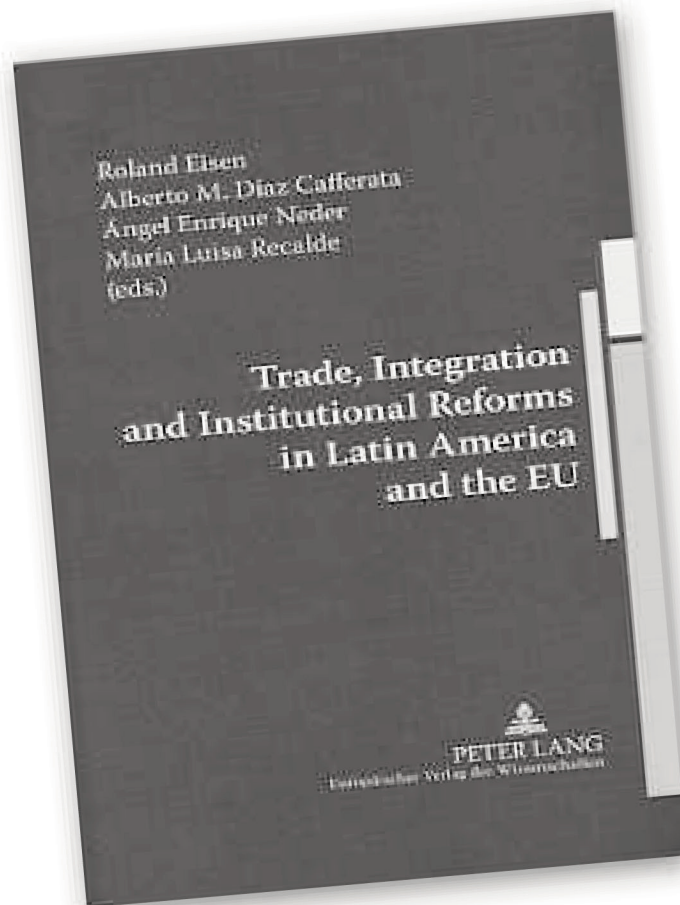
También se puede acceder a cuantiosos trabajos realizados a través del portal gratuito de la Universidad de Minnesota: <http://agecon.lib.umn.edu/cgi-bin/view.pl>.

Otra fuente importante de información son las actas de la International Conference on Precision Agriculture que se realiza cada dos años en Minnesota, así como también el Journal Precision Agriculture: <http://springerlink.metapress.com/app/home/>, al que se puede acceder gratuitamente desde Instituciones y Bibliotecas adheridas.

Por otra parte, en el sitio del CSISS, Centro de Ciencias Sociales Espacialmente Integradas (<http://www.csiss.org/>), financiado por la Academia Nacional de Ciencias, existen numerosas herramientas y recursos para el adecuado tratamiento de los datos georeferenciados. Su misión es cultivar una visión integral sobre la investigación científica que reconozca la importancia de la ubicación, el espacio y el lugar. Dentro de sus productos, se encuentra el software de Econometría Espacial GeoDa, que se puede descargar gratuitamente de: <http://www.csiss.org/clearinghouse/GeoDa/>. Este software funciona como un GIS y como un paquete de análisis econométrico al mismo tiempo. Este sitio provee además material bibliográfico, otros programas de análisis espacial, cursos de capacitación, herramientas de búsqueda especializada, etc.

## Trade, Integration and Institutional Reforms in Latin America and the EU

Roland, Eisen; Alberto M., Díaz Cafferata; Ángel E., Neder; María L., Recalde. (eds.)  
-2007-



### **Sinopsis**

*Los procesos en curso en la Unión Europea y el Mercosur de América del Sur imponen reformas políticas e institucionales. Economistas y políticos deben poder entender estos procesos para formular escenarios estratégicos, para diseñar e implementar intervenciones que contribuyan favorablemente al futuro. La discusión se organiza bajo cuatro tópicos: integración económica regional respecto a los mercados financieros (y las consecuencias para Basel II), política comercial y competitiva, y el rol de la inversión directa externa. Comercio internacional y crecimiento relacionado con productos agrícolas, gas natural y empleo. Comparación institucional y problemas metodológicos respecto a las políticas de precios farmacéuticos, salarios docentes, distribución del ingreso y realismo crítico. Cambios fundamentales del ICT afectan la estructura de gobierno, la cadena de valor, y el aprendizaje y educación académica.*