



Desarrollo y Sociedad

ISSN: 0120-3584

revistadesarrolloysociedad@uniandes.edu.co

Universidad de Los Andes

Colombia

Velandia, Margarita; Rejesus, Roderick M.; Segarra, Eduardo; Bronson, Kevin
Un análisis económico de la aproximación estadística para el establecimiento de zonas de manejo en
agricultura de precisión: el caso de algodón en Texas
Desarrollo y Sociedad, núm. 54, septiembre, 2004, pp. 253-273
Universidad de Los Andes
Bogotá, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=169114661007>

- ▶ 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

Un análisis económico de la aproximación estadística para el establecimiento de zonas de manejo en agricultura de precisión: el caso de algodón en Texas*

Margarita Velandia **
Roderick M. Rejesus ***
Eduardo Segarra ****
Kevin Bronson *****

Resumen

Este artículo desarrolla un proceso para el establecimiento de zonas de manejo basado en una aproximación estadística espacial y evalúa su impacto económico para el caso de producción de algodón en Texas. Con el uso de un modelo de optimización que utiliza funciones de producción estimadas tomando en cuenta la autocorrelación espacial mediante métodos de econometría espacial, se encontró que al aplicar nitrógeno a una tasa variable, basada en las

* Los autores agradecen las correcciones y comentarios realizados por el juez anónimo asignado para la revisión de este artículo.

** Margarita Velandia, es Asistente Graduada de Investigación en el Departamento de Agricultura y Economía Aplicada en Texas Tech University, Lubbock, TX 79409. e-mail: *margarita.velandia-parra@ttu.edu*.

*** Roderick M. Rejesus, es Profesor Asistente en el Departamento de Agricultura y Economía Aplicada en Texas Tech University, Lubbock, TX 79409. e-mail: *roderick.rejesus@ttu.edu*.

**** Eduardo Segarra, es Profesor Asociado en el Departamento de Agricultura y Economía Aplicada en Texas Tech University, Lubbock, TX 79409. e-mail: *eduardo.segarra@ttu.edu*.

***** Kevin Bronson, es Profesor Asociado en la Estación Experimental de Agricultura en Texas, Texas A&M University, Route 3, Box 219, Lubbock, TX 79401.

**Un análisis económico de la aproximación estadística para el establecimiento de zonas de manejo en agricultura de precisión:
el caso de algodón en Texas**
Margarita Velandia, Roderick M. Rejesus, Eduardo Segarra y Kevin Bronson

zonas de manejo delineadas, se obtienen rendimientos de algodón más altos comparados con los rendimientos obtenidos al aplicar una tasa uniforme de nitrógeno sobre toda la unidad productiva. Así mismo, se encontró que las aplicaciones de N a una tasa variable generan ingresos netos superiores comparados con los ingresos netos generados por la aplicación uniforme de N a la tasa agronómica sugerida, y retornos inferiores comparados con la aplicación uniforme derivada del óptimo económico. Adicionalmente, se encontró que niveles promedios de nitrógeno más bajos son requeridos con las aplicaciones de nitrógeno a una tasa variable para alcanzar rendimientos más altos comparados con la aplicación uniforme de nitrógeno.

Palabras clave: zonas de manejo, análisis espacial exploratorio de datos, manejo espacial específico de nitrógeno, agricultura de precisión con aplicaciones en algodón.

Clasificación JEL: Q1, Q16.

Abstract

This paper develops a management zone delineation procedure based on a spatial statistics approach, and evaluates its economic impact for the case of Texas cotton production. With the use of an optimization model that utilizes a yield response function estimated taking into account spatial autocorrelation through spatial econometric methods, we found that applying variable N rates based on the management zones delineated would result in higher cotton yields relative to uniformly applying a single average N rate for the whole field. We also found that Variable Rate application would result in higher returns compare with uniform agronomically suggested N rate applications, and lower returns compare with economically optimum N rate applications. In addition, lower N levels (on average) were needed to achieve the higher yields and net returns for the variable rate case.

Key words: Management Zones, Exploratory Spatial Data Analysis, Site-Specific Nitrogen Management, Cotton Precision Agriculture.

JEL classification: Q1, Q16

Introducción

La configuración óptima de zonas de manejo para el mejoramiento en la administración de los insumos en una finca, es uno de los elementos principales en agricultura de precisión. Las zonas de manejo son áreas geográficas que pueden ser manejadas de forma homogénea, de manera que la aplicación de insumos y la toma de decisiones pueden ser tratadas separadamente para cada zona. Tradicionalmente, el uso de datos de rendimientos con ubicación espacial para el establecimiento de zonas de manejo se limita a la simple inspección visual de un mapa generado con esta información. En los últimos años, algunos estudios han explorado análisis estadísticos más rigurosos para el establecimiento de zonas de manejo basado en datos espacialmente ubicados de agricultura de precisión.

Estudios recientes simplemente usan las características físicas del terreno, como la variabilidad en los rendimientos dentro de las distintas posiciones y elevaciones en la finca para el delineamiento de las zonas de manejo (Franzen *et al.*, 2000; Fleming *et al.*, 2000; Nolan *et al.*, 2000). Otros estudios un poco más recientes, que analizan distintas aproximaciones estadísticas para el establecimiento de zonas de manejo, se basan en técnicas tradicionales, como el análisis de clúster o análisis flexible de clúster. Sin embargo, estas técnicas no tienen en cuenta la presencia de autocorrelación espacial en los datos, para hacer un establecimiento óptimo de las zonas de manejo. La incorporación de autocorrelación espacial en los procesos de establecimiento de zonas de manejo resulta en un mejor reconocimiento de los patrones espaciales y el establecimiento más eficiente de zonas de manejo.

Respecto a esta aproximación, técnicas estadísticas espaciales como el Análisis Espacial Exploratorio de Datos (ESDA) ha sido desarrollado recientemente. Este método permite la identificación de clústeres locales, cuyas características físicas son similares, tomando en cuenta las estructuras de la autocorrelación espacial en los datos (Messner y Anselin, 2002).

Por consiguiente, los objetivos de este artículo son: (1) desarrollar un proceso univariado de establecimiento de zonas de manejo basado en un Análisis Espacial Exploratorio de Datos (ESDA), (2) evaluar el potencial impacto

económico de este proceso de establecimiento de zonas de manejo. De esta forma, este artículo hace una contribución respecto a la provisión de un análisis económico del proceso de establecimiento de zonas de manejo. A pesar de que se han realizado varios estudios sobre aspectos económicos generales de la agricultura de precisión, sólo algunos de ellos analizan explícitamente las implicaciones económicas del establecimiento apropiado de las zonas de manejo. Thrikkwala, Weersink y Kachanoski (1998), por ejemplo, analiza las ganancias en eficiencia por medio del uso de diferentes tamaños de unidades de manejo para la aplicación de nitrógeno. Dillon (2002) intenta desarrollar y evaluar económicamente un proceso de establecimiento de zonas de manejo mediante un modelo complejo de programación matemática, sin obtener buenos resultados.

El artículo está organizado de la siguiente forma: la siguiente sección describe brevemente el marco teórico que soporta los objetivos del estudio. Los datos, el proceso usado para el establecimiento de unidades de manejo, y el modelo económico es descrito en la segunda parte. Los resultados y las conclusiones son presentados en las secciones tres y cuatro, respectivamente.

I. Marco conceptual

La agricultura de precisión asume que los agricultores y el medio ambiente se pueden beneficiar del manejo heterogéneo dentro de la unidad de producción. Este supuesto se puede probar con simples herramientas en el marco de la economía de producción (Hurley, T. *et al.*, 2004).

Asumamos que el rendimiento (lb ha^{-1}) de un cultivo depende de dos tipos de insumos, variables y fijos. Los insumos variables son aquellos sobre los cuales el agricultor puede decidir la cantidad que se va a utilizar (por ejemplo, el nitrógeno), que en este caso denotaremos como N . Donde N puede ser un vector que define las cantidades de insumos variables que se van a utilizar.

Los insumos fijos sobre los cuales los agricultores no tienen poder de decisión (condiciones climáticas, tipo de suelo, cantidad de nitrógeno en el suelo, etcétera), los indicaremos como w . Podemos definir una función de producción que depende de los insumos variables y fijos y que denotaremos $y = f(N, w)$. Asumiendo que esta es una función de producción con

un comportamiento ideal, podemos describir la condición económica (bajo competencia perfecta) que define la cantidad óptima de insumos para la maximización de beneficios del agricultor:

$$P_y * \frac{\partial f(N^*, w)}{\partial N} = P_N \quad (1)$$

La cantidad de N que se va a utilizar es tal que el valor de la productividad marginal de N es igual al costo marginal de N. De esta manera, esta condición nos dice que la cantidad de N que se va a aplicar depende del precio del producto final, el precio del insumo variable analizado y del valor de los insumos fijos (condiciones no manejables por el agricultor). La forma en que los insumos fijos afectan la cantidad óptima de insumos variables que se va a aplicar en el terreno se define por la siguiente expresión:

$$\frac{\partial N^*}{\partial w} = -P_y \frac{\partial^2 f(N^*, w)}{\partial N \partial w} \frac{\partial N^2}{\partial f(N^*, w)} \quad (2)$$

La primera derivada al lado derecho de la expresión representa la interacción entre los insumos variables y los insumos fijos. Por ejemplo, la primera derivada puede estar definiendo la interacción entre la cantidad de nitrógeno en el suelo y la respuesta del cultivo a las aplicaciones de fertilizante basado en nitrógeno (Hurley, T. *et al.*, 2004).

Dadas estas condiciones, es importante tener en cuenta las diferentes características del terreno para encontrar las cantidades óptimas de insumos variables que deben ser aplicadas. Estas condiciones requieren el desarrollo de un método que nos permita definir diferentes zonas de manejo basadas en las características específicas del terreno.

Este modelo general, hipotético, soporta la necesidad de un apropiado delineamiento de las zonas de manejo para la implementación de la agricultura de precisión dentro de un marco económico eficiente. Esta necesidad –de acuerdo con los objetivos trazados– se trata de suplir con el desarrollo de un método univariado para el delineamiento de zonas de manejo y es evaluada económicamente mediante un modelo de optimización desarrollado a lo largo del artículo.

II. Métodos

A. Datos y ESDA en el delineamiento de las zonas de manejo

Los datos utilizados para el establecimiento de las zonas de manejo corresponden a un experimento diseñado en el 2002, para estudiar el impacto del nitrógeno en la producción de algodón en las altas planicies del sur de Texas. Se utilizaron 443 observaciones, donde cada observación corresponde a una porción de terreno de aproximadamente 663 m². La estructura de los datos utilizados y el diseño del experimento se presentan en las figuras 1.A y 1.B, respectivamente.

El experimento es un diseño completo aleatorio de bloque con tres réplicas. Cada una está dentro de un pivote de irrigación concéntrico. Se realizaron tres tratamientos de nitrógeno –aplicaciones a una tasa variable, aplicación a tasa uniforme y aplicación cero–.

Como se mencionó anteriormente, en este artículo se utilizó la técnica de ESDA como el procedimiento básico para el establecimiento de las zonas de manejo. ESDA puede ser definido como un método que combina diferentes técnicas para visualizar distribuciones e identificar patrones asociados a cada posición en el espacio. Este método está basado en el concepto de autocorrelación espacial, que se refiere a la relación espacial entre las unidades de producción. La presencia de autocorrelación espacial positiva implica que los puntos dentro del terreno con características físicas y químicas similares se encuentran ubicados cerca en el espacio (Messner y Anselin, 2002, p. 10).

El proceso detallado para el establecimiento de las zonas de manejo mediante el ESDA, se puede describir de la siguiente forma: (1) definir la estructura de vecindad para cada punto en el terreno; (2) establecer la matriz de pesos espaciales; (3) hacer una prueba para detectar la presencia de autocorrelación espacial; (4) visualizar la estructura de autocorrelación espacial por medio de gráficas –si el paso (3) indica la presencia de autocorrelación espacial–, y (5) establecer las zonas de manejo.

El primer paso es definir la estructura de “vecindad” de los distintos puntos en el espacio. Este paso nos permite evaluar si existe una relación en el espacio de los diferentes puntos, que puede servir como base para el

Figura 1.A. Forma y tamaño del terreno de experimentación.
Planicies altas del sur de Texas.

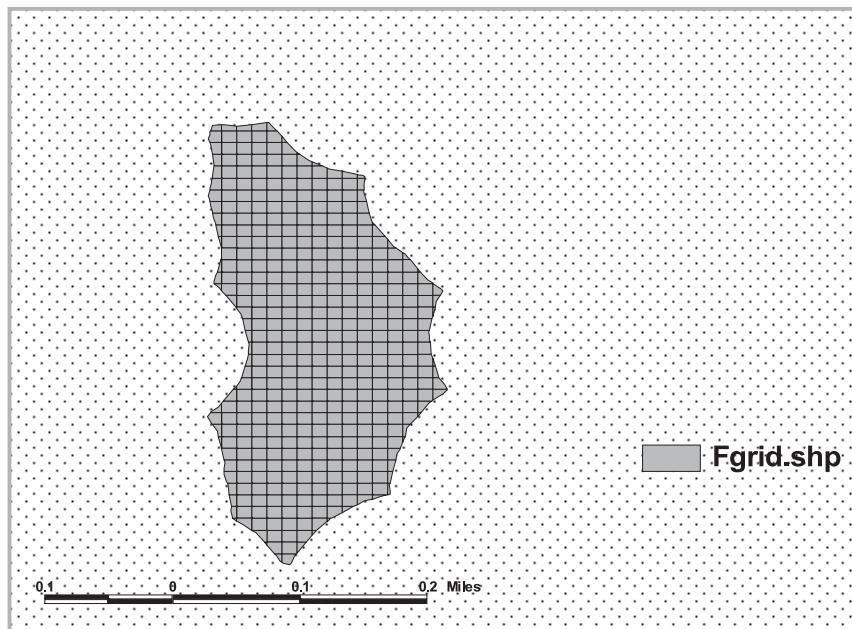
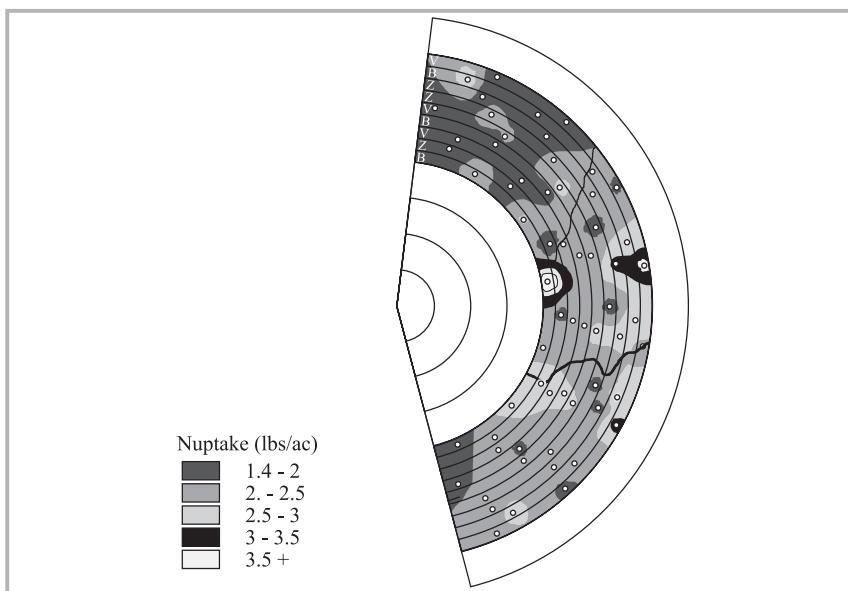


Figura 1.B. Diseño del experimento. Aplicaciones de N a diferentes tasas
(variable, uniforme y cero).

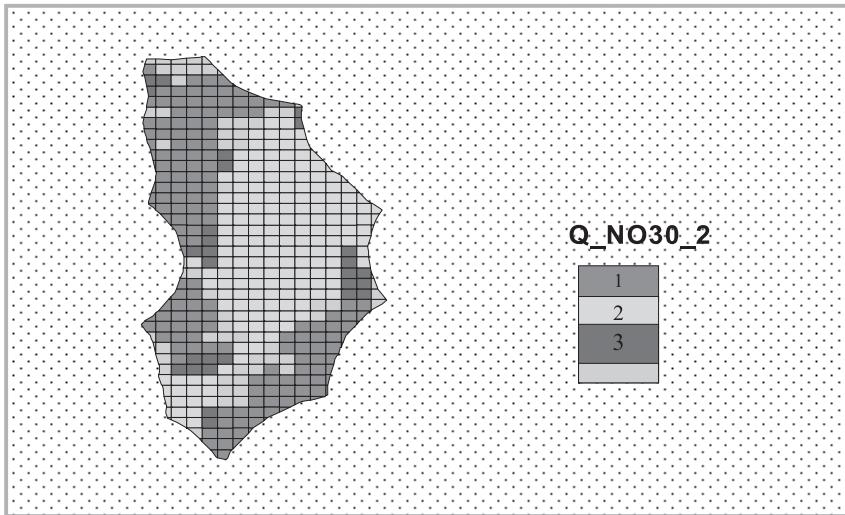


delineamiento de las zonas de manejo. De acuerdo con Bivand (1998), la “vecindad” para cada punto en el espacio puede ser establecida por varios métodos. Una primera aproximación consiste en definir la estructura de “vecindad” con un criterio en el cual las unidades que comparten límites son consideradas como “vecinas”. Otra posible aproximación consiste en delinear círculos con diferentes radios alrededor de cada punto dentro del terreno para definir puntos vecinos a diferentes distancias. Los datos experimentales muestran cómo los distintos puntos en el terreno están distribuidos a lo largo de curvas de nivel definidas por el pivote de irrigación concéntrico. De esta forma, se pueden aprovechar las áreas definidas por el pivote de irrigación para establecer la estructura de vecindad de los distintos puntos del terreno. Tomando el pivote como centro de referencia, definimos círculos con diferentes radios. Las áreas entre las curvas de nivel definen las estructuras de vecindad.

Una vez definida la estructura de vecindad, las relaciones de contigüidad para cada punto deben ser caracterizadas por una matriz de pesos (Bivand, 1998). Para establecer las relaciones de contigüidad dentro de cada “vecindario”, se usa el criterio de la matriz inversa de distancias. Esta matriz se utiliza para probar la presencia de autocorrelación espacial en los datos. El estadístico de Moran I se usa para evaluar la presencia de autocorrelación espacial. La hipótesis nula de esta prueba establece que no existe relación entre los valores de diferentes características en un punto del terreno y los puntos vecinos. La hipótesis alternativa establece que los valores de diferentes características de puntos vecinos son estadísticamente similares.

A priori, se escogió el nivel de nitrógeno en el suelo (lb/acre) como la principal variable para el establecimiento de las zonas de manejo. El estadístico de Moran I calculado, basado en la estructura de “vecindad” y en la matriz de pesos definidos anteriormente, es 29,0843 y su *p*-valor es menor que 0,001. Estos resultados implican el rechazo de la hipótesis nula y, por tanto, la presencia de autocorrelación espacial en los datos. Basados en estos resultados, se crea un mapa del terreno basado en el estadístico de Moran I, mapa que es utilizado para establecer las zonas de manejo (*ver figura 2*). Basados en el procedimiento establecido, se determinaron tres zonas de manejo. La zona 1 representa áreas de altas cantidades de nitrógeno en el suelo; la zona 2 representa áreas con bajas concentraciones de nitrógeno en el suelo, y la zona 3 representa combinaciones de áreas con altas, y bajas concentraciones de nitrógeno.

Figura 2. Zonas de manejo establecidas utilizando el método de ESDA (1, 2 y 3 corresponden a cada zona de manejo establecida).



B. Modelo económico

El modelo económico para evaluar el impacto del proceso de establecimiento de las zonas de manejo, está basado en un modelo de programación matemática que resuelve el problema de maximización de retornos netos del agricultor. Este procedimiento es consistente con análisis económicos (o de rentabilidad) realizados en otros estudios en el pasado (Lowenberg-Deboer y Boehlje, 1996; Bongiovanni y Lowenberg-Deboer, 1998; Anselin *et al.*, 2001; Bullock *et al.*, 2002). Dentro de este marco, se estimó el retorno neto esperado para: (1) la aplicación a una tasa uniforme de N basada en el óptimo agronómico; (2) una aplicación de N a una tasa uniforme basada en un óptimo económico, y (3) una aplicación de N a una tasa variable basada en el óptimo económico para cada zona de manejo establecida anteriormente. De esta manera, nuestro análisis económico evalúa el impacto económico del procedimiento para el delineamiento de zonas de manejo en relación con la aplicación a una tasa uniforme de nitrógeno basada en la tasa agronómica recomendada y en el óptimo económico.

En primer lugar, para la aplicación uniforme de N se necesita el valor de la tasa agronómica recomendada. Una vez obtenido este valor se calculan

los retornos netos correspondientes descritos por el modelo desarrollado a continuación. Los retornos netos basados en la tasa agronómica sugerida establecen una aplicación de nitrógeno equivalente a 58 lb/acre (Bronson, 2003). La cantidad óptima de nitrógeno que se va a aplicar en el terreno puede ser obtenida también utilizando el modelo descrito en las siguientes líneas. Una vez definida la tasa óptima de nitrógeno que se va a aplicar, se comparan los retornos netos para el caso de tasa uniforme (tanto para el modelo agronómico como para el modelo económico) con los retornos para el caso de aplicación a tasa variable de nitrógeno, usando las zonas de manejo establecidas. Estas estimaciones utilizan un modelo de optimización, cuyo principal componente es la función de producción de algodón para cada unidad productiva.

Varios estudios se han hecho sobre el procedimiento adecuado para la estimación de funciones de producción espacial utilizando datos de agricultura de precisión (Anselin *et al.*, 2001; Lambert y Lowenberg-Deboer, 2003). Para el caso de aplicaciones a una tasa variable de nitrógeno, el procedimiento consiste en la estimación por medio de mínimos cuadrados ordinarios (OLS) de una función de producción establecida con coeficientes variables para cada zona de manejo. De acuerdo con estudios previos, se escogió una especificación cuadrática de la función de producción para cada zona de manejo:

$$Yield_{ij} = \alpha_i + \beta_i N_{ij} + \gamma_i N_{ij}^2 + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

Donde $Yield_{ij}$ es rendimiento en lb/acre, N_{ij} es la tasa aplicada de nitrógeno en lb/acre, i diferencia las zonas de manejo, y j describe la localización de cada punto en el terreno.

Esta especificación nos permite la estimación de los efectos diferenciales de rendimiento por zona de manejo (α_i). Así mismo, se estiman los términos de interacción entre las zonas de manejo y las variables que describen las tasas de aplicación de nitrógeno, N (β_i) y N^2 (γ_i). Los coeficientes asociados a las zonas de manejo y los términos de interacción son construidos con variables *dummies*. Tradicionalmente, el problema de multicolinealidad perfecta ante la presencia de variables *dummy*, es resuelto eliminando una de las variables asociadas a una de las zonas de manejo. Sin embargo, este análisis busca comparar el rendimiento del cultivo bajo

la aplicación uniforme de nitrógeno con la aplicación variable. El objetivo es estimar la desviación en rendimientos de cada zona de manejo respecto al rendimiento promedio del terreno, más que la desviación respecto a la zona de manejo omitida. La restricción económica requerida para hacer este tipo de análisis es que la suma de las variables *dummies* asociadas a cada zona de manejo sea cero. Esta condición se obtiene, por ejemplo, restando la *dummy* asociada a la zona de manejo uno de las *dummies* de las otras zonas de manejo y luego omitiendo la *dummy* asociada a la zona de manejo uno al correr la regresión. Como resultado de esta estimación, el coeficiente asociado con la constante del modelo se puede interpretar como el rendimiento promedio de todo el terreno con aplicación cero de nitrógeno. El coeficiente asociado a la zona de manejo omitida se puede estimar por medio de una regresión complementaria, omitiendo una zona de manejo diferente. Como consecuencia, los coeficientes asociados a cada zona de manejo y los términos de interacción nos permiten calcular las funciones de producción para cada zona. La especificación de la función de producción que no incluye las *dummies* asociadas a las zonas de manejo y los términos de interacción representan la estimación asociada a la aplicación de N a una tasa uniforme. Esta última función de producción refleja la producción promedio de todo el terreno.

Una vez especificadas y estimadas las funciones de producción (tasa uniforme y tasa variable), se evalúa la presencia de autocorrelación espacial en los residuos. Si se comprueba la presencia de autocorrelación espacial, entonces se vuelven a estimar las funciones de producción utilizando las técnicas de econometría espacial apropiadas. Como es bien conocido (Anselin, 1998), ignorar la presencia de autocorrelación espacial deriva en estimaciones ineficientes de los coeficientes, errores estándar sesgados, y, por tanto, t-estadísticos y medidas de ajuste de los modelos invalidas. Así mismo, se evalúa la presencia de heterocedasticidad por medio de una prueba de Koenker-Basset. Si se comprueba la presencia de heterocedasticidad, se implementa la estimación robusta estándar de errores.

Una vez estimados los coeficientes de la función de producción, estas estimaciones son utilizadas para formular un modelo de optimización cuya función objetivo es la maximización de beneficios para una finca representativa. Con este modelo se maximizan los retornos netos sobre los costos del fertilizante, utilizando los coeficientes estimados de la función de producción, precios y costos especificados. Para el caso de aplicaciones de

N a una tasa variable, se incluyó el valor actualizado de un costo fijo que refleja el costo de corto plazo de la aplicación de una nueva tecnología tomado del estudio de Roberts y English (1999). Este costo fijo incluye la visita de un consultor y el primer mapa de rendimientos del terreno. Este costo no incluye la implementación de la agricultura de precisión. Este costo varía dependiendo del potencial del terreno para aplicar la tecnología (información necesaria para la implementación y tamaño de las zonas de manejo). Un agricultor al usar pruebas para evaluar cantidad de nitrato en el suelo, incurre en costos menores comparado con un agricultor que utiliza experimentos controlados en el terreno (Hurley, 2004).

El retorno neto de la finca está definido como la suma ponderada de los retornos netos para todas las zonas de manejo (para el caso de aplicaciones a tasa variable). Las ponderaciones están dadas por la proporción que representa cada zona de manejo en el terreno. Para el caso del óptimo económico bajo aplicación uniforme de N, la ponderación se toma como uno y no se tiene en cuenta el delineamiento de zonas de manejo.

Más formalmente, el modelo de programación económica puede ser expresado como:

$$\text{Max } E[\pi] = \sum_{i=1}^m (A\omega_i)E[P_c(\alpha_i + \beta_i N_i + \gamma_i N_i^2) - rN_i] - \Phi A\omega_i \quad (4)$$

Donde:

E = Operador de expectativas

π = Retornos netos sobre costos de aplicación de N y costos fijos (US\$)

A = Área total en acres (22.000 acres)

ω_i = Proporción total de área asignada a cada unidad de manejo i
(Zona 1 = 39%, zona 2 = 41%, zona 3 = 20%)

i = Unidad de manejo (todo el terreno o cada zona de manejo)

m = Número total de unidades de manejo ($m = 1$ para tasa
de aplicación uniforme y $m = 3$ para tasa de aplicación variable)

P_c = Precio del algodón (US\$ 0,42 por lb. Precio promedio de algodón
en Texas entre 1998 y 2003)

N_i = Cantidad de N aplicado en cada zona de manejo i (en lb/acre)

r_N = Precio del fertilizante aplicado (US\$ 0,28 por lb. Precio promedio de N en Texas entre 1998 y 2003)
 Φ = Costo fijo (\$ 6,00 por acre)

III. Resultados y discusión

A. Estimación de la función de producción de algodón

Estimamos un modelo de regresión para generar los parámetros necesarios para evaluar los retornos netos de la aplicación uniforme de nitrógeno. Así mismo, se estimó un modelo de regresión para el caso de tasa variable de aplicación de N, basado en las zonas de manejo. Inicialmente, estimamos el modelo de aplicación uniforme mediante el método de OLS y con el uso de procedimientos de diagnóstico espacial se encontró la presencia de autocorrelación espacial. El estadístico robusto de máxima verosimilitud asociado con el error (LM-error) es equivalente a 4,33 con un p -valor menor que 0,05, lo que quiere decir que se rechaza la hipótesis nula; esto implica la presencia de autocorrelación espacial. Tomando como referencia las reglas de decisión establecidas por Anselin y Florax (1995), se encontró que el modelo de error espacial es el más apropiado en este caso. Los resultados obtenidos de la estimación por medio de OLS y del modelo de error espacial para el caso de tasa uniforme de aplicación, son presentados en la primera y segunda columna de la tabla 1. Los coeficientes asociados a las variables N y N^2 presentaron los signos esperados, y fueron estadísticamente significativos para los dos modelos (OLS y error espacial).

Para el modelo de regresión asociado a la aplicación a una tasa variable, se estimó el modelo utilizando OLS y OLS de regímenes espaciales. Este último se presenta en la columna 3 de la tabla 1. Con diagnósticos espaciales estándares se encontró la presencia de autocorrelación espacial, por esta razón se corrigió el modelo. Los resultados obtenidos de la estimación del modelo de Error espacial se presentan en la columna 4 de la tabla 1. Los coeficientes asociados a cada zona de manejo (*dummies*) y los términos de interacción, indican que todas las zonas tienen los signos esperados (positivo para N y negativo para N^2). Estos dos coeficientes son significativos para todas las zonas de manejo. Para propósitos de comparación, se incluyó el resultado del modelo de error espacial, donde las zonas de manejo están basadas en la posición de los puntos en el terreno.

Con base en la estimación de las funciones de producción y del modelo de optimización descrito anteriormente, se estimaron los retornos netos para el caso de: (1) una tasa de aplicación uniforme de N que toma como referencia el óptimo agronómico; (2) la aplicación uniforme de N basada en el óptimo agronómico tomando en cuenta la presencia de autocorrelación espacial; (3) una aplicación uniforme de N que toma como referencia el óptimo económico; (4) una aplicación uniforme de N basada en el óptimo económico tomando en cuenta la autocorrelación espacial; (5) una aplicación a tasa variable de N basada en el óptimo económico para cada una de las zonas establecidas, y (6) una aplicación a tasa variable de N corregida por autocorrelación espacial.

Tabla 1. Coeficientes estimados para todos los modelos.

	Tasa uniforme OLS	Tasa uniforme SAR - ML (ERROR)	Tasa variable en las zonas de manejo establecidas Estimación robusta - OLS	Tasa variable de aplicación basada en las zonas de manejo establecidas SAR - ERROR GM	Tasa variable de aplicación basada en zonas de manejo delineadas teniendo en cuenta la posición en el espacio SAR-ERROR GM
Constante	844,46 a	886,31 a			
N	5,08 a	3,49 a			
N ²	-0,05a	-0,03 a			
Constante_1			796,39a	900,48a	899,19a
N_1			10,94a	4,00d	4,24 b
N ² _1			-0,18a	-0,06d	-0,04c
Constante_2			851,45a	877,37a	897,59a
N_2			4,93a	4,14a	1,75
N ² _2			-0,04a	-0,04d	-0,01
Constante_3			782,55a	818,24a	818,85a
N_3			8,92a	5,04c	6,54a
N ² _3			-0,11a	-0,06d	-0,08b
LAMBDA		0,84 a		0,78a	0,82a
Moran's I	26,36 a		21,95a		
Prueba de Koenker-Basset			19,99a		
No. observaciones		443			

a, significativo al $P < 0,0001$; b, significativo al $P < 0,001$; c, significativo al $P < 0,01$; d, significativo al $P < 0,05$; e, significativo al $P < 0,10$.

Tabla 2. Comparación de retornos netos para diferentes técnicas de aplicación de N, bajo diferentes escenarios de precios.

Técnicas de aplicación de N	Retornos netos (US\$/acre)		
	Escenario Base	HCLN Escenario	LCHN Escenario
Tasa uniforme agronómica (58,00 lb/acre) OLS	385,46	549,22	240,26
Tasa uniforme agronómica (58,00 lb/acre) SAR – ML(ERROR)	392,85	559,59	245,00
Tasa uniforme económica OLS (40.653 lb/acre)	392,33	556,68	247,21
Tasa uniforme económica SAR – ML(ERROR) (41,34 lb/acre)	396,84	563,21	250,19
Tasa variable basada en las zonas de manejo (establecidas a partir de la cantidad de N en el suelo)	392,48	559,13	245,26
Tasa variable basada en las zonas de manejo (establecidas a partir de la cantidad de N en el suelo) SAR – ML(ERROR)	390,77	556,70	244,36
Diferencias entre la tasa uniforme agronómica (sin corrección) vs. tasa variable	5,30	7,48	4,09
Diferencias entre la tasa uniforme económica (sin corrección) vs. tasa variable	-1,56	0,02	-2,85

Una comparación de los retornos para diferentes tasas de aplicación de N se presenta en la primera columna de la tabla 2. Estos resultados sugieren que la técnica de aplicación variable de N basada en las zonas de manejo delineadas genera retornos netos superiores en comparación a la técnica de aplicación de N a una tasa uniforme. La aplicación de N a una tasa variable basada en las zonas de manejo produce unos retornos netos de US\$ 5,31 por acre, superiores a la técnica de aplicación a tasa uniforme basada en el óptimo agronómico. En comparación con el óptimo econó-

mico basado en tasa uniforme de aplicación, los retornos netos de aplicación a tasa variable son menores (US\$ 1,56/acre). Para la comparación de las dos técnicas de producción se utilizó el modelo de aplicación a una tasa variable corregido por autocorrelación espacial y el modelo de aplicación a una tasa uniforme no corregido por autocorrelación espacial. Este último no se toma corregido por autocorrelación espacial, porque el modelo de aplicación a una tasa uniforme no tiene en cuenta la estructura espacial del terreno. El tomar en cuenta el modelo corregido por autocorrelación espacial para tasa de aplicación uniforme, podría tener como consecuencia la sobreestimación de la diferencia en retornos de las dos técnicas productivas.

Cabe destacar, que la cantidad óptima de N que se va a emplear basada en la aplicación uniforme de N, es calculada dentro del marco de las técnicas de optimización (40.653 lb/acre) y la cantidad aplicada bajo el marco del óptimo agronómico es asumida como 58 lb/acre (Bronson *et al.*, 2003). Para el caso de aplicación variable de N, la cantidad de N aplicada varía para cada zona de manejo. La comparación entre las distintas tasas de aplicación de N, así como los niveles de producción para cada técnica es presentada en la tabla 3. Estos resultados sugieren que la cantidad promedio de N aplicada para el caso de la tasa variable de aplicación, es menor que la cantidad de N aplicada para el caso de la tasa uniforme de aplicación de N. De esta forma, independientemente del impacto económico de la tasa de aplicación variable basada en las zonas de manejo, esta técnica tiene un impacto ambiental importante en las planicies altas del sur de Texas. La menor cantidad de N requerida bajo la tasa de aplicación variable sugiere una reducción en los medios de polución no puntual producida por la lixiviación de N-nitrato. Adicionalmente, los niveles de producción para el caso de tasa variable de aplicación son superiores en comparación con la tasa de aplicación de uniforme, tanto para el óptimo económico como para el óptimo agronómico.

B. Análisis de sensibilidad

Con el propósito de establecer la variabilidad de nuestros resultados bajo diferentes escenarios, se exploró la sensibilidad de los resultados ante diferentes niveles de precios de algodón y de fertilizante N (*ver* tabla 2, columnas tres y cuatro). Los dos escenarios alternativos son: (1) nivel de

Tabla 3. Comparación de niveles de producción y cantidades de aplicación de N para cada técnica de producción en relación con el escenario base.

Técnicas de aplicación de N	Rendimientos (lb/acre)	Nitrógeno aplicado (lb/acre)
Tasa uniforme agronómica OLS (58,00 lb/acre)	956,44	58,00
Tasa uniforme agronómica SAR – GM (ERROR) (58,00 lb/acre)	974,02	58,00
Tasa uniforme económica OLS (40.653 lb/acre)	961,20	40,65
Tasa uniforme económica SAR – GM(ERROR) (41,34 lb/acre)	972,43	41,34
Tasa variable basada en zonas de manejo ¹	975,06	39,41
Tasa variable basada en zonas de manejo SAR-GM(ERROR) ¹	970,56	38,82
Diferencias entre tasa uniforme agronómica (sin corrección) vs. tasa variable ²	14,12	-19,18
Diferencias entre tasa uniforme económica (sin corrección) vs. tasa variable ²	9,36	-1,84

Nota: ¹Los resultados reportados para la tasa variable se basan en los rendimientos promedio y las cantidades promedio aplicadas de N para todas las zonas de manejo. ²La comparación es entre los modelos corregidos.

precios del algodón altos y niveles de precios del N bajos (HCLN), y (2) nivel de precios de algodón bajo y nivel de precios del N altos (LCHN). Nuestro escenario base utiliza los precios promedio en los últimos cinco años para el estado de Texas. Para el escenario HCLN, tomamos el precio de algodón más alto (US\$ 0,59/lb) y el precio más bajo para N (US\$ 0,26/lb) en los últimos cinco años. Para el escenario LCHN, utilizamos el precio más bajo del algodón (US\$ 0,27/lb) y el precio más alto de N (US\$ 0,31) en los últimos cinco años.

Bajo el escenario de HCLN, las diferencias en retornos netos entre la tasa de aplicación variable y la tasa de aplicación uniforme (basada en el ópti-

mo económico, sin corregir por autocorrelación espacial) disminuyen en US\$ 1,6 por acre, aproximadamente, al compararlo con el escenario base. Igualmente, con este escenario, los retornos bajo la tasa variable de aplicación son superiores a los de la tasa uniforme de aplicación. Con el escenario LCHN, las diferencias en retornos netos entre la tasa variable de aplicación y la tasa uniforme de aplicación (basado en el óptimo económico no corregido por autocorrelación espacial) se incrementan en US\$ 1,29 por acre, aproximadamente, al compararlo con el escenario base.

IV. Conclusiones

Por medio de la aproximación de ESDA, desarrollamos un procedimiento para delinear zonas de manejo, basándonos en datos de agricultura de precisión de un experimento realizado en las altas planicies al sur de Texas. La aproximación mediante el ESDA para el delineamiento de zonas de manejo, es un simple método visual que puede servir como guía para que los agricultores reconozcan la importancia de los patrones espaciales en el terreno y puedan hacer un manejo más eficiente de sus insumos.

Paso seguido, se utilizó un modelo de optimización para evaluar el impacto económico de la aplicación de N, tomando en cuenta las características particulares de cada zona en el terreno, comparado con el método tradicional de aplicación de N, que no tiene en cuenta la heterogeneidad del terreno. El componente principal del modelo de optimización es una función de producción de algodón estimada con técnicas que toman en cuenta la presencia de autocorrelación espacial en los datos. Los resultados de este modelo sugieren que la aplicación de N a una tasa variable (basados en una función de producción diferente para cada zona de manejo), resulta en niveles de producción superiores al compararlo con los volúmenes de producción obtenido con la técnica de aplicación uniforme de N. Así mismo, los resultados muestran que los retornos obtenidos con la tasa variable de aplicación de N, son superiores a los obtenidos con la tasa agronómica uniforme. Adicionalmente, estos niveles superiores de retornos bajo la tasa variable de aplicación de N son obtenidos con niveles promedio de N por acre menores. De esta forma, un manejo más preciso del terreno mediante el delineamiento de zonas de manejo tiene implicaciones en el campo ambiental, reduciendo las fuentes de contaminación no puntual.

Referencias

- ANSELIN, LUC. (1988). *Spatial Econometrics. Methods and Models.* Dordrecht, Netherlands. Kluwer Academic.
- ANSELIN, L.; BONGIOVANNI, R. and LOWENBERG-DE BOER, J. (2001). *A spatial econometric approach to the economics of site-specific nitrogen management in corn production.* Working paper, University of Illinois at Urbana-Champaign.
- ANSELIN, L. and FLORAX. R. (1995). "Small sample properties of tests for spatial dependence in regression models: some further results". L. Anselin, R.J.G. M. Florax (eds.). *New directions in spatial econometrics.* Berlin, Springer.
- BIVAND, R. (1998). *A review of spatial statistical techniques for location studies.* Retrieved October 20, 2003, tomado de <http://www.nhh.no/geo/gib/gib1998/gib98-3/lund.html>.
- BONGIOVANNI, R. and LOWENBERG-DE BOER, J. (1998). "Economics of Variable Rate Lime in Indiana". *Proceedings of the 4th International Conference on Precision Agriculture.* St. Paul, MN, July 19-22.
- BRONSON, K.; KEELING, W.; BOOKER, J.D.; CHUA, T.; WHEELER, T.; BOMAN, R. and LASCANO, ROBERT J. (2003). "Influence of Landscape Position, Soil Series, and Phosphorus Fertilizer on Cotton Lint Yield". *Agron. J.*, 95: 949-957.
- BULLOCK, D. S.; LOWENBERG-DE BOER, J. and SWINTON, S. (2002). "Adding value to spatially managed inputs by understanding site-specific yield response". *Agric Econ.*, 27:233- 245.
- DILLON, C. (2002). A Mathematical Programming Model for Optimal Management Zone Delineation in Precision Agriculture. Selected Paper presented at the AAEA Annual Meetings, Long Beach, CA (July 28-31).

Un análisis económico de la aproximación estadística para el establecimiento de zonas de manejo en agricultura de precisión:
el caso de algodón en Texas
Margarita Velandia, Roderick M. Rejesus, Eduardo Segarra y Kevin Bronson

- FLEMING, K.L.; WESTFALL, D.G. and BAUSCH, W.C. (2000). “Evaluating Management Zone Technology and Grid Soil Sampling for Variable Rate Nitrogen Application”. *Proceedings of the Fifth International Conference on Precision Agriculture*. Bloomington, Minnesota (July 16-19).
- FRANZEN, D.W.; HALVORSON, A.D. and HOFMAN, V.L. (2000). “Management Zones for Soil N and P Levels in The Northern Great Plains”. *Proceedings of the Fifth International Conference on Precision Agriculture*. Bloomington, Minnesota (July 16-19).
- FRIDGEN, J.J.; KITCHEN, N.R. and SUDDUTH, K.A. (2000). “Variability of Soil and Landscape Attributes Within Sub - Field Management zones”. *Proceedings of the Fifth International Conference on Precision Agriculture*. Bloomington, Minnesota (July 16-19).
- HURLEY, T.; MALZER, G. and KILLIAN, B. (2004). “Estimating site - specific nitrogen crop response functions: a conceptual framework and geostatistical analysis”. *Staff Paper Series. Department of Applied Economics. College of agriculture, food, and environmental sciences*. University of Minnesota.
- LAMBERT, D.M. and LOWENBERG-DE BOER, J. (2003). Spatial Regression Models for Yield Monitor Data: A Case Study for Argentina. Selected Paper presented at the AAEA Annual Meetings, Montreal, Canada (July 27-30).
- LOWENBERG-DE BOER, J. and BOEHLJE, M. (1996). “Revolution, Evaluation or Deadend: Economic Perspectives on Precision Agriculture”. P. Robert, H. Rust and R. Larson (eds.). *Proceedings of the 3rd International Conference on Precision Agriculture*. Minneapolis, MN.
- MESSNER, S. and ANSELIN, L. (2002). Spatial analyses of homicide with aerial data. Working Paper, University of Illinois at Urbana-Champaign.

- NOLAN, S.C.; GODDARD, T.W.; LOHSTRAETER, G. and COEN, GM. (2000). "Assessing Management Units on Rolling Topography". *Proceedings of the Fifth International Conference on Precision Agriculture*, Bloomington, Minnesota (July 16-19).
- ROBERTS, R. and ENGLISH, B. (1999). Economic Evaluation of Variable Rate Nitrogen Application on Cotton. Presented at the Annual Meeting of SRIEG-10 Huntsville, AL (May 20-21).
- STAFFORD, J.; LARK, R.M. and BOLAM, H.C. (1998). "Using Yield Maps to Regionalize Fields into potential Management Units". *Proceedings of the Forth International Conference on Precision Agriculture*. St. Paul, Minnesota (July 19-22).
- THRIKAWALA, S.; A. WEERSINK and KACHANOSKI, G. (1998). "Management Unit Size and Efficiency Gains from Nitrogen Fertilizer Application". *Agricultural Systems*, 56(4):513-531.