

NÚMERO 433

JUAN MANUEL TORRES ROJO

Comportamiento crítico autoorganizado de la
superficie agrícola siniestrada: su uso
en la definición de riesgo agroclimático

NOVIEMBRE 2008



www.cide.edu

• Las colecciones de **Documentos de Trabajo** del CIDE representan un medio para difundir los avances de la labor de investigación, y para permitir que los autores reciban comentarios antes de su publicación definitiva. Se agradecerá que los comentarios se hagan llegar directamente al (los) autor(es).

• D.R. © 2008. Centro de Investigación y Docencia Económicas, carretera México-Toluca 3655 (km. 16.5), Lomas de Santa Fe, 01210, México, D.F.
Fax: 5727•9800 ext. 6314
Correo electrónico: publicaciones@cide.edu
www.cide.edu

• Producción a cargo del (los) autor(es), por lo que tanto el contenido así como el estilo y la redacción son su responsabilidad.

Agradecimientos

El autor agradece los enriquecedores comentarios e información brindada por el Dr. Gustavo del Ángel Mobarak para el desarrollo de este trabajo.

Resumen

El documento describe un índice de riesgo de siniestros agrícolas de largo plazo. El índice se basa en el principio de que los siniestros agrícolas siguen un comportamiento crítico autoorganizado, el cual establece que bajo una amplia variedad de circunstancias, los siniestros agrícolas mantienen una relación exponencial sobre varias órdenes de magnitud entre la frecuencia de ocurrencia y el área siniestrada. Se describe el principio de un comportamiento crítico autoorganizado y su presencia probada en eventos climatológicos extremos, así como en la densidad y distribución de plagas y enfermedades ligados a la agricultura y otras actividades humanas. Con estos antecedentes se establece como hipótesis que los siniestros agrícolas deben tener un comportamiento crítico autoorganizado con una relación frecuencia-tamaño cuyo orden de escala se aproxime al reportado para eventos climatológicos extremos. Se ofrece una prueba empírica de que la distribución frecuencia-tamaño de los siniestros agrícolas en México sigue un comportamiento crítico autoorganizado. La prueba usa las diferencias entre superficie sembrada y cosechada de cultivos cíclicos reportada por el SIAP entre los años 1980 y 2004 como datos para estimar la superficie agrícola siniestrada. Con base en esta relación se generan índices de riesgo de siniestros por temporada de cultivo y por entidad federativa. Se discuten algunas aplicaciones del índice, así como su relación con el gasto en subsidios al seguro agrícola.

Palabras clave: índice de riesgo, siniestros agrícolas, comportamiento crítico autoorganizado, fractales, distribución frecuencia-tamaño.

Abstract

This paper describes a long term risk index for agricultural disasters. The index is built upon the principle that agricultural disasters follow a self organized critical behavior, which implies that under a wide variety of circumstances, agricultural disasters exhibit a power-law dependence of occurrence frequency on the affected area over many orders of magnitude. The paper describes the principle of a self organized critical behavior and how it has been observed in many extreme climatic events as well as the density and distribution of diseases and plagues linked to agriculture and other human activities. With this background a hypothesis that agricultural disasters follow a self organized critical behavior whose order of magnitude approximate those reported for extreme climatic events is stated. An empirical proof showing the frequency-size distribution of agricultural disasters follows a critical organized critical behavior is offered. The test

uses the difference between cropped and harvested area under cyclic crops reported by SIAP for the period 1980-1994 as a proxy data to estimate the damaged area. Based on this relationship a long term risk indexes for agricultural disasters is generated per state and harvest season. Some applications of the index are discussed as well as its relationship with the agricultural insurance subsidy spending.

Keywords: risk index, agricultural disasters, self organized critical behavior, fractal distributions, frequency-size distributions.

Introducción

La actividad agrícola enfrenta una amplia gama de riesgos, desde los propios de cualquier actividad productiva —como los relacionados con el mercado a todos niveles, el financiamiento, o la misma condición económica o institucional del área de influencia— hasta los relacionados directamente con el propio sistema de producción, como pueden ser los originados por diferencias en composición de insumos, plagas, enfermedades, incendios y mal manejo del cultivo. Tales fuentes de riesgo pueden ser mitigadas de una u otra forma con la ayuda de una amplia variedad de productos financieros así como con la tecnología agroalimentaria actual. Sin embargo, la mayor parte de los sistemas agrícolas producen condiciones ambientales no controladas, a diferencia de las que podrían existir en un invernadero, por lo que se encuentran sujetos al clima y sus variaciones. Tal fluctuación en las variables climáticas puede resultar en excesos de humedad (tormentas tropicales, ciclones, huracanes, entre otros) o sequías, así como condiciones extremas de temperatura como heladas, retrasos o adelantos de las horas-frío mínimas, o bien, temperaturas altas que pueden dañar seriamente los cultivos o provocarles daños fisiológicos que repercutan directamente en el nivel de producción y calidad del producto.

Por su origen y magnitud, los eventos climatológicos extremos son los que mayor impacto tienen en la producción agrícola nacional. Reportes oficiales señalan a las sequías (80%) y meteoros hidrológicos (17%) como los eventos que mayores pérdidas provocan al sector agrícola. Estos dos tipos de eventos han aumentado su intensidad y disminuido su intervalo de aparición en los últimos años, probablemente como resultado de fenómenos como el calentamiento global el Niño y la Niña (ENSO).

Dado que la vulnerabilidad de los cultivos agrícolas depende esencialmente de la humedad disponible y la variación de temperatura, resulta tentador identificar una medida de riesgo climático para aproximar el riesgo en el sector agrícola derivado de la variación climática, sobre todo aquella relacionada con eventos extremos. Investigaciones recientes señalan que la variación en la distribución de eventos extremos es poco probable y que las proyecciones de variaciones climáticas drásticas son una consecuencia inevitable y general de la naturaleza variable y compleja de los sistemas climáticos, sobre todo cuando la respuesta de estas variaciones es analizada en el corto plazo (Roe y Baker, 2007). De aquí que estos resultados apoyan el uso de datos históricos de variación climática para evaluar el futuro riesgo atribuible a esta variación; por ejemplo, la variación en precipitación es un estimador de la diferencia entre un valor esperado de precipitación y un valor real, por lo que un estimador con base en información histórica provee un buen indicador de esta diferencia, que a su vez es una medida de riesgo.

La evaluación de la variabilidad climática puede ser de dos tipos, de corto y de largo plazo. La primera considera un periodo limitado de tiempo y evidentemente se tendría que hacer sobre un espacio muy acotado dada la amplia variación climática espacio-temporal. Una evaluación de este tipo es fuertemente determinada por el estado inicial y futuro del ambiente, en particular el clima y los niveles de contaminación; estas evaluaciones se usan para la toma de decisiones de corto plazo, como la asignación de recursos presupuestales para mitigar daños e identificar medidas de manejo de catástrofes. El segundo tipo de evaluación de la variación climática considera el uso de información estadística sobre un periodo largo de tiempo (largo plazo), regularmente más de 30 años y sobre regiones geográficas de mayor dimensión, de tal forma que la estimación sólo depende de los promedios estadísticos de un espacio en particular, aunque no dejan de tener niveles de error similares a aquellos de estimaciones de corto plazo (Hunt, 1999). Estas estimaciones de variación climática reflejan comportamientos generales del clima en un periodo de tiempo, por lo que indican condiciones estables (climáticas o no) que favorecen la ocurrencia de un siniestro, y que son intrínsecas de la zona. Evidentemente el uso de estas estimaciones es más estratégico que operativo.

En años recientes se ha logrado un mejor entendimiento de la variación climática tanto de corto como de largo plazo, lo cual ha sido resultado de la notable mejora en los modelos construidos, mismos que van desde aquellos netamente reduccionistas de corte teórico (*i.e.* la combinación de modelos separados y con bases científicas de los procesos relevantes en la definición de la condición climática), hasta aquellos basados en metodologías estadísticas mezclando datos históricos con modelaje empírico (Hunt, 1999). En el primer caso se tienen ejemplos como el de Burrows *et al.* (1995) quienes muestran una excelente aplicación para la predicción de concentraciones de ozono, o el modelo de Kerr (1998) quien muestra una aplicación para la predicción de eventos de "el Niño". En el segundo caso sobresale el modelo de Cavazos (2000) para predecir eventos meteorológicos extremos. Estas mejoras en los modelos de predicción han derivado de resultados de sistemas caóticos similares que incluyen una enorme cantidad de variables causales. Ejemplos de estos sistemas son los llamados sistemas de comportamiento crítico autoorganizado (CAO). Un sistema CAO es un sistema en el cual una medida de su condición fluctúa alrededor de un valor estable marginalmente; por ejemplo, considere que usted está formando una pila de granos de arena y que la pila se encuentra estable sólo si no se forma una avalancha de esos granos (evento). Una medida del sistema puede ser el número de granos que usted apila y esa medida varía alrededor de un valor más o menos estable. Observe que el número de granos para formar estas pilas "estables" antes de que se genere una avalancha no sólo dependen de las características de los

granos, sino también de las condiciones del medio y del propio individuo que esta formando la pila, sin embargo, su valor es estable marginalmente.

Los sistemas con comportamiento CAO pueden cambiar internamente (*i.e.* se autorregulan) sin cambios en la magnitud y frecuencia de insumos externos al sistema. Este principio se ha usado por varios investigadores para describir y explicar sistemas con esquemas de control interno muy diferente e incluso desconocido, así como comportamientos y patrones en el ambiente. Así por ejemplo, se ha reconocido durante más de 50 años que los terremotos obedecen la relación de Gutenberg-Richter (Gutenberg and Richter, 1954), que señala que el número acumulado de terremotos por año (N_{T_m}) en una región con magnitud superior a m , se relaciona con m , y cuando la relación se expresa en términos del área de ruptura del terremoto (A_T) se convierte en una relación exponencial simple que relaciona frecuencias y tamaños del evento de la siguiente forma:

$$N_{T_m} \sim (A_T)^\alpha \quad (1)$$

Donde α representa el orden de escala del proceso (terremoto) en una región determinada.

Las distribuciones frecuencia-tamaño de varios fenómenos naturales complejos como terremotos, avalanchas e incendios forestales siguen un comportamiento simple y muy bien definido. En algunos casos el resultado es una distribución normal y en otros es una distribución fractal (Clar *et al.*, 1996), misma que de alguna forma pueden adoptar una forma exponencial muy fácil de expresar. Para el caso de incendios forestales se han realizado comparaciones entre modelos autómatas (simuladores) contra registros de ocurrencias de incendios (Christensen *et al.*, 1993; Drossel y Schwabl, 1993; Henley, 1993; Johansen, 1994; Clar *et al.*, 1996). Los resultados de estas comparaciones invariablemente muestran que el comportamiento general de las distribuciones frecuencia-tamaño de los incendios forestales es el mismo con variaciones regionales y con insignificantes diferencias respecto del modelo autómatas (modelo teórico del simulador). Esta relación tan estrecha resulta más sorprendente si se considera que el inicio y propagación de incendios registrados en las series históricas dependen de las condiciones físicas del terreno, los combustibles forestales, el tiempo atmosférico, las condiciones socioeconómicas, así como de los esfuerzos de prevención y control de estos siniestros, mientras que el modelo teórico (a través de un simulador) es insensible al tiempo y a las condiciones en que se presenta el siniestro. Ello indica que el comportamiento es robusto, característico de un comportamiento crítico autoorganizado (Malamud y Turcotte, 1999). Ejemplos similares se pueden encontrar en la literatura sobre la relación frecuencia-tamaño de avalanchas (Kadanoff *et al.*, 1989; Pelletier *et al.*, 1997), sistemas

ecológicos complejos (Wu y Marceau, 2002) y sistemas financieros (Mills, 1999; Chave y Levin, 2003).

Para el caso de eventos climáticos algunos autores han demostrado que la distribución de lluvia medida como el número de eventos de precipitación por año guarda una relación exponencial con la columna de agua liberada (volumen de agua por unidad de superficie) en una potencia de 1.4;¹ aún más, la duración de los eventos y los tiempos entre eventos son característicos de cada región, por lo que las relaciones entre número de eventos y columna de agua son propias de cada región (Veneziano y Furcolo, 2001; Peters y Christensen, 2002; Peters y Neelin, 2006). Adicionalmente, el análisis de datos precisos de precipitación ha revelado que la relación de potencia (exponencial) que describe los eventos de lluvia también describe el número de sequías *versus* su duración; lo que hace pensar que los eventos meteorológicos extremos se comportan como procesos con comportamiento crítico autoorganizado (Peters *et al.*, 2002).

Por otra parte, se sabe que existen ciclos en el tamaño de poblaciones de plagas y enfermedades, y que éstos dependen en gran medida de los ciclos climáticos. Johansen (1994) ha mostrado que el patrón de dispersión de plagas sigue un comportamiento CAO, mientras que Lockwood y Lockwood (1997) mostraron evidencia de este comportamiento en el tamaño de poblaciones de insectos.

Lo anterior muestra que si los eventos de lluvia, incluidos los eventos extremos (alta precipitación y sequía) tienen un comportamiento CAO entonces es muy probable que la superficie cultivada y afectada por estos eventos también tenga un comportamiento CAO. Cavazos (2000) y García-Marín *et al.* (2008) han mostrado que los eventos de lluvia extremos siguen un comportamiento CAO, de aquí que es de esperarse que la superficie afectada por estos eventos extremos tenga una relación frecuencia-tamaño invariable y característica de cada región. Si a esto se añade que la incidencia y dispersión de enfermedades y plagas también tiene un comportamiento CAO, entonces una hipótesis de trabajo lógica sería esperar que las áreas agrícolas siniestradas siguen un comportamiento CAO.

Con base en estos hallazgos el presente trabajo tiene dos objetivos. El primero es identificar si las áreas agrícolas afectadas por eventos meteorológicos extremos —plagas y enfermedades— así como siniestros de origen antropogénico, siguen un comportamiento CAO. El segundo, en caso de verificarse este comportamiento, es definir un índice de riesgo por eventos meteorológicos con base en información de largo plazo de la relación frecuencia-tamaño. Tales estimaciones se realizan con base en los reportes

¹ Esto es el Número de precipitaciones (N_p) guarda una relación exponencial con la precipitación de estos eventos (P) medida como milímetros de precipitación de la forma: $N_p = \alpha P^{1.4}$ y donde α es un parámetro de escala regional.

anuales de superficie sembrada y cosechada de todas las entidades federativas, bajo el supuesto de que las superficies siniestradas corresponden a la diferencia de estas superficies.

La aplicación del índice de riesgo de siniestros agrícolas de este tipo es estratégica, dado que permite identificar las áreas que por sus condiciones climáticas, sus características socioeconómicas y su historial de cultivo agrícola requieren un mayor apoyo en las labores de prevención y combate de siniestros.

El documento se ha dividido así: 1) en la siguiente sección se muestra brevemente el principio del comportamiento crítico autoorganizado, la estrategia de prueba de este comportamiento y la prueba estadística del mismo basada en el análisis de información histórica de ocurrencia y tamaño de los siniestros; 2) luego, se presenta la derivación del índice de riesgo y se calcula éste para cada entidad federativa, 3) finalmente se presenta una discusión y conclusiones del trabajo.

1. Relación frecuencia-tamaño de la superficie agrícola siniestrada

Una forma de identificar que un evento o el resultado de éste sigue un comportamiento CAO es estimar la distribución fractal (relación frecuencia-tamaño) y verificar que la distribución ajuste apropiadamente un modelo exponencial simple, como aquel definido en (1).

Para ello se definió como evento observable a la superficie agrícola siniestrada en el país. Una aproximación a esta superficie es la diferencia entre la superficie sembrada y la cosechada reportada anualmente por el Sistema de Información Agrícola y Pecuaria (SIAP). Para estimar esta superficie se eligió un grupo de cultivos cíclicos cuyo valor de producción representa 99% del valor de la producción de este tipo de cultivos. En esta aproximación no se eligieron cultivos perennes; adicionalmente, los datos de cultivos cíclicos se dividieron por ciclo de cultivo: primavera-verano (PV) y otoño-invierno (OI) debido no solo a que la magnitud de las áreas cosechadas por entidad es diferente en ambos ciclos, sino también porque los sistemas de cultivo y los siniestros de región a región (en este estudio cada entidad federativa se considera una región) son muy variables.

Observe que la definición del evento no considera el causal del mismo, que en términos prácticos puede ser desde una variación extrema de precipitación (sequía o exceso de humedad) o temperatura, hasta el ataque de una plaga, enfermedad o un siniestro de origen antropogénico, esto es, el evento observable aglutina todos los probables causales del siniestro. Un caso análogo con comportamiento CAO es el de los incendios forestales, cuya ignición puede originarse por fenómenos meteorológicos extremos (altas temperaturas y baja humedad relativa) o por la acción del hombre, y cuya

extensión o dispersión no dependen únicamente de las condiciones de temperatura y humedad del ambiente, sino también de la condición del bosque así como las prácticas de control del siniestro. Es decir, en este caso también existen causales climatológicos y causales antropogénicos no sólo en el inicio del evento, sino en las actividades relacionadas con el manejo de los daños del mismo.

De esta forma, bajo el supuesto de que la superficie siniestrada anualmente presenta un comportamiento CAO se esperaría que el número de siniestros N_s , que ocurren en un área siniestrada A_s se relacionen como:

$$N_s \sim (A_s)^{-\beta} \quad (2)$$

Donde N_s es el número de siniestros de área A_s en la unidad geográfica de referencia y β representaría el orden de escala.² Esta relación se puede linealizar y agregarle un término de error para propósitos de ajuste, de tal forma que se obtiene un modelo de la forma:

$$\log(N_s) = \alpha - \beta \log(A_s) + \varepsilon \quad (3)$$

En el cual α es otro parámetro (de localización) del modelo y ε refiere al término de error. Los resultados de Cavazos (2000) muestran que la distribución espacial de los eventos extremos de precipitación (heladas y sequías) presentan un comportamiento CAO. Peters y Christensen (2002) han demostrado con un modelo similar que la distribución de lluvia tiene un parámetro β cercano a 1.4 mientras que Peters y Neelin (2006) señalan que en el caso de periodos y áreas cubiertas por sequías este parámetro de escala (β) converge a un valor de 1.2. Por su parte, el parámetro de localización, α , es variable de región a región, por lo que define las diferencias entre regiones. Valores de α mayores estarán asociados a áreas geográficas con mayor incidencia de siniestros, de aquí que α puede usarse para comparar variaciones climáticas entre regiones y por tanto para identificar un índice de riesgo climático entre las mismas.

Para estimar la distribución fractal de siniestros de tamaño A_s (ecuación 3) se siguió el procedimiento recomendado por Malamud *et al.* (1998) para estimar la distribución fractal de incendios forestales. El procedimiento consiste en definir una función no acumulada del número de siniestros de área A_s a partir de una función acumulada. Posteriormente, la estimación de la distribución no acumulada se hace función de las áreas A_s para lograr la relación en (3).

² El número de veces que se amplifica la escala (en este caso superficie) del evento.

Partiendo de los reportes anuales de superficie sembrada y cosechada de todas las entidades federativas, se estimaron las superficies siniestradas como diferencia de estas superficies. Posteriormente se estimó una distribución acumulada, donde N_s es el número de siniestros agrícolas con áreas mayores a A_s . Cabe señalar que esta estimación se realizó para cada año y para cada entidad federativa en el periodo 1980-2004 con lo que se pudo tener un número significativo de observaciones (800) por temporada de cultivo.

La distribución no acumulada se define como el negativo de la derivada (*i.e.* pendiente) de la distribución acumulada con respecto al área A_s . Este valor es negativo debido a que la distribución acumulada se suma del valor más grande al valor más pequeño. La derivada (dN_s/dA_s) es la pendiente de mejor ajuste para un número especificado de puntos adyacentes de la distribución acumulada y en esencia es la estimación del número de siniestros de área A_s . Malamud *et al.* (1998) recomiendan ajustar cinco puntos adyacentes de la distribución acumulada a través del método de cuadrados mínimos ordinarios en un espacio lineal.³ El negativo de la pendiente ($-dN_s/dA_s$) se grafica como una función del promedio de los cinco valores adyacentes de A_s , ambos en espacio logarítmico. Finalmente, estas duplas de valores se vuelven a ajustar por el procedimiento de cuadrados mínimos ordinarios usando el modelo (3). La Figura 1 muestra la distribución de valores de $-dN_s/dA_s$ y A_s para los datos de todo país y dividida para los ciclos primavera-verano (PV) y otoño-invierno (OI). En ella se aprecia la tendencia lineal y sobre todo, la similitud de la pendiente de ambas tendencias,⁴ así como su variación en el intercepto. Esto muestra una tendencia general de los siniestros con comportamientos diferentes para cada ciclo de cultivo. Sin duda son muchos los factores que contribuyen a que se verifique un siniestro y una vez que éste se presenta, su extensión también es dependiente de otro conjunto de factores, entre los que sobresalen los relacionados con el clima, pero también aquellos definidos por los sistemas de producción y las acciones para mitigar el efecto del siniestro, factores que son muy diferentes entre los ciclos PV y OI. De aquí que es remarcable que las distribuciones frecuencia-tamaño sean tan similares en ambos ciclos, lo que muestra un comportamiento muy robusto.

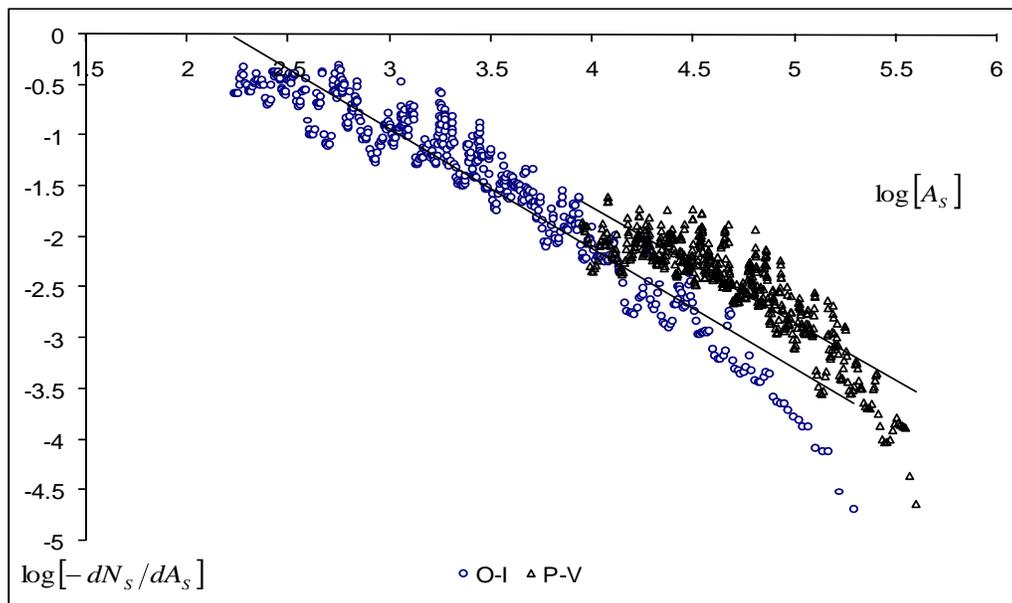
Resalta también el hecho de que la distribución en el ciclo PV muestra tamaños de siniestros más grandes que aquellos relacionados del ciclo OI, resultado de la enorme diferencia a nivel nacional entre las superficies

³ Se probaron ajustes calculando pendientes con varios puntos (4-8). El mejor ajuste se obtuvo con 7 puntos adyacentes aunque no hay una diferencia significativa entre usar 5-8 puntos adyacentes.

⁴ No todas las entidades mostraron una tendencia tan clara como las presentadas en la Figura 1. Una posible causa de estas diferencias es la variación en la estrategia de evaluación y registro de estos siniestros en las diferentes entidades, sobre todo en los primeros años registrados.

cultivadas en ambos ciclos. Las diferencias no sólo son en superficie, sino también en causales. Por ejemplo para el caso del ciclo PV es de esperarse que los siniestros estén más relacionados con excesos o déficits de humedad, mientras que para el ciclo OI seguramente están más relacionados con eventos extremos de temperatura.

FIGURA 1. DISTRIBUCIÓN NO ACUMULADA DE FRECUENCIA-TAMAÑO PARA SINIESTROS AGRÍCOLAS PARA LOS CICLOS OTOÑO-INVIerno (O-I) Y PRIMAVERA-VERANO (P-V)



La no linealidad aparente es resultado de la falta de datos de siniestros de pequeña y gran escala; observe que eliminando estos datos la tendencia sería claramente lineal y aumentaría el valor de la pendiente. Los ajustes reportados en la literatura con otro tipo de siniestros que muestran un comportamiento CAO presentan tendencias similares (con valores pequeños en la cola inferior y superior de la distribución) resultado de la escasez de datos de eventos extremos (Malamud y Turcotte, 1999).

El ajuste en ambas tendencias (OI, PV) es aceptable sobre todo para el caso de la tendencia en la temporada PV;⁵ no obstante la distribución de los dos parámetros para el ciclo PV presenta mayor varianza que para el ciclo OI.

Adicionalmente, resalta el hecho de que tanto α como β son estadísticamente similares para ambas tendencias (si se considera la amplia varianza del ciclo PV), lo cual muestra la consistencia del modelo en ambos periodos. Los estadísticos de bondad de ajustes se muestran en el Cuadro 1.

⁵ Una probable explicación de estas diferencias en bondad de ajuste es que la superficie sembrada en la temporada OI no sólo es menor, sino también algunas regiones realizan cultivo bajo riego.

CUADRO 1. ESTADÍSTICOS DE BONDAD DE AJUSTE PARA $\log[-dN_s/dA_s]$ vs $\log[A_s]$ PARA LAS ÁREAS SINIISTRADAS EN LOS CICLOS A) PRIMAVERA-VERANO Y B) OTOÑO-INVIERNO

| a) | | | | |
|----------------|-----------|---------------|---------|-----------|
| Parámetro | Estimador | EE | t | Prob. t |
| α | 2.839 | 0.1320 | 21.506 | 0.0 |
| β | -1.135 | 0.0280 | -40.434 | 0.0 |
| R^2 | 0.748 | SC Residuales | | 34.43616 |
| R^2 ajustada | 0.744 | Estadístico F | | 1634.969 |
| SC Regresión | 102.553 | Prob. F | | 0.0000 |

| b) | | | | |
|----------------|-----------|---------------|--------|-----------|
| Parámetro | Estimador | EE | t | Prob. t |
| α | 2.614 | 0.052 | 49.77 | 0.00 |
| β | -1.180 | 0.015 | -78.61 | 0.00 |
| R^2 | 0.911 | SC Residuales | | 37.566 |
| R^2 ajustada | 0.911 | Estadístico F | | 6180.13 |
| SC Regresión | 387.585 | Prob. F | | 0.0000 |

EE=error estándar; SC=suma de cuadrados, $n = 800$

Este resultado muestra que con un alto nivel de confianza se puede asegurar que las áreas agrícolas siniestradas del país siguen un comportamiento CAO, por lo cual es posible usar este modelo exponencial para caracterizar la variabilidad en condiciones climáticas entre regiones.

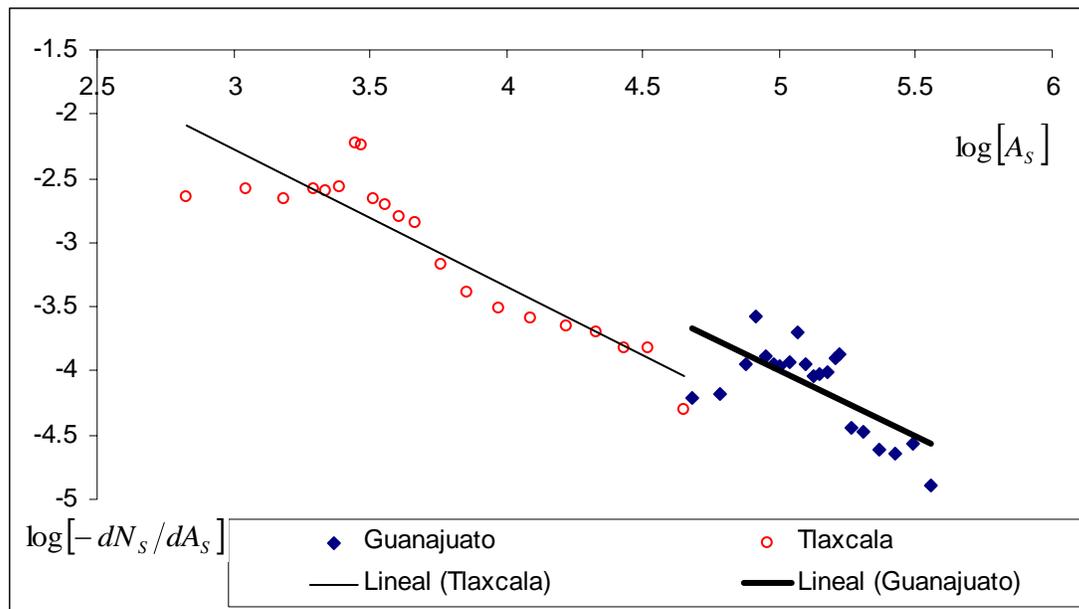
Los ajustes muestran que el intercepto del ciclo OI es marginalmente inferior a aquel del ciclo PV. Esta diferencia indica que si bien el cambio en el número de siniestros dada una superficie de éstos es el mismo (pendiente similar), se van a registrar un mayor número de siniestros menores o iguales a un tamaño en particular durante el ciclo PV.

2. Relación frecuencia-tamaño de la superficie agrícola siniestrada por entidad federativa e índices de riesgo de siniestros de largo plazo

Siguiendo el mismo procedimiento descrito en la sección anterior se procedió a calcular el modelo que caracteriza la distribución no acumulada de frecuencia-tamaño por entidad federativa de siniestros agrícolas por temporada de cultivo. La Figura 2 muestra la distribución de puntos de dos entidades —Guanajuato y Tlaxcala— para el ciclo PV. Observe que las tendencias muestran una pendiente similar en ambos casos pero con una marcada diferencia en intercepto. Esto indica que si ambas tendencias fueran comparadas para la misma superficie siniestrada (A_s) Guanajuato tendría más siniestros que el estado de Tlaxcala. Observe que dados los valores (similares)

de las pendientes, Guanajuato siempre tendrá más eventos, independientemente del tamaño del evento. Este último aspecto es relevante dado que Guanajuato tiene una superficie en promedio cuatro veces superior a Tlaxcala (ciclo PV) y esta última entidad difícilmente logrará una superficie siniestrada similar a la primera, sin embargo, esta relación nos señala que si esta área siniestrada se llegara alcanzar, de cualquier forma Guanajuato tendría más eventos de esta magnitud que Tlaxcala.

FIGURA 2. DISTRIBUCIÓN NO ACUMULADA DE FRECUENCIA-TAMAÑO PARA SINIESTROS AGRÍCOLAS EN LA TEMPORADA PV EN GUANAJUATO Y TLAXCALA



Una comparación del $\log[-dN_s/dA_s]$ para la misma superficie siniestrada (A_s) permitiría identificar las unidades geográficas con un mayor número de siniestros de tamaño (A_s), esto es, aquellas de mayor riesgo de ocurrencia de siniestros. A fin de hacer la comparación con la misma A_s y no comparar tamaños diferentes, se hace una regla proporcional simple en la que se estima el valor de $\log[-dN_s/dA_s]$ para unidades geográficas diferentes dada una misma A_s . Esto se puede realizar a través de una ecuación en diferencia. Para ello se asumió que el intercepto del ajuste de la distribución no acumulada frecuencia-tamaño (modelo 3), α , es variable entre unidades geográficas, de aquí que cada unidad geográfica i tendrá su propia línea de tendencia de la forma:

$$\log\left(-dN_s/dA_s\right)_i = \hat{\alpha}_i - \hat{\beta} \log(A_s)_i \quad (4)$$

Donde los subíndices representan la *i-ésima* entidad y los corchetes indican estimadores de los parámetros del modelo (3). A fin hacer la comparación con un valor umbral se asume la existencia de una línea de referencia (distribución de referencia) de la forma:

$$\log(-dNR_s/dAR_s) = \hat{\alpha} - \hat{\beta} \log(AR_s) \quad (5)$$

Donde dNR_s/dAR_s es el número relativo de siniestros con un área afectada de referencia, AR_s (área siniestrada con la que se compararán todas las entidades), con una pendiente, $\hat{\beta}$, similar a las demás áreas geográficas y un intercepto, $\hat{\alpha}$, diferente. Dado que $\hat{\alpha}_i$ es variable entre unidades geográficas, se despeja su valor de (4) a fin de capturar tal variabilidad y al sustituirlo por $\hat{\alpha}$ en (5) da por resultado el siguiente número relativo de siniestros agrícolas de un área de referencia específica, dNR_s/dAR_s , para la unidad geográfica estudiada:

$$\log\left[-\frac{dNR_s}{dAR_s}\right] = \log\left(-\frac{dN_s}{dA_s}\right) - \beta \log\left(\frac{AR_s}{A_s}\right) \quad (6)$$

Este número relativo de siniestros agrícolas con un área afectada, AR_s , es comparable entre unidades geográficas en tanto AR_s sea un valor constante, por lo que puede servir como indicador de largo plazo de la ocurrencia de siniestros de un tamaño específico en una unidad geográfica. El valor de $\log[-dNR_s/dAR_s]$ puede normalizarse para una región en particular considerando los valores derivados de las distintas unidades geográficas que integran la región bajo estudio. Dicha normalización puede realizarse estimando el valor máximo (máximo $\log[-dNR_s/dAR_s]$) y calculando la relación proporcional para cada entidad con respecto a este valor. Otra forma de normalizar es simplemente dividiendo $\log[-dNR_s/dAR_s]$ para la *i-ésima* unidad geográfica entre el valor promedio para todas las entidades. Bajo cualquiera de los dos criterios de normalización el resultado puede entonces representar un índice de riesgo de siniestros agrícolas de largo plazo.

El Cuadro 2 muestra los estadísticos de bondad de ajuste del modelo (4) para todas las entidades federativas en el ciclo otoño-invierno, mientras que el Cuadro 3 muestra los estadísticos correspondientes al ciclo primavera-verano. De los ajustes destaca lo siguiente: para el ciclo otoño-invierno hay cuatro entidades (Distrito Federal, México, Morelos y Tlaxcala) que registran

muy pocos datos o ausencia de áreas siniestradas, por lo cual no fue posible realizar la estimación. Casi todas las entidades mostraron un comportamiento CAO con valores alrededor de 1, valor que cae dentro del intervalo sugerido por la bibliografía (0.8-1.4) para estimación de eventos con comportamiento CAO (Malamud y Turcotte, 1999). Solamente Nuevo León presentó un valor de β estadísticamente fuera de este intervalo, lo cual puede indicar tanto inconsistencias en el registro de información, como la posibilidad de que los siniestros agrícolas de esta entidad no sean, en su mayoría, causados por eventos climáticos y exista una acción antropogénica errática en la generación y manejo de estos siniestros.

Entidades como Baja California Sur, Nuevo León, Veracruz y Yucatán presentaron bajos ajustes totales (R^2 baja), sin embargo la significancia estadística de β fue aceptable. Para los ajustes del ciclo primavera-verano (Cuadro 3) se observan ajustes de menor calidad que en el ciclo otoño-invierno. Esto es debido a que se consideraron más datos en las estimaciones (todas las entidades tenían observaciones) y nuevamente, el efecto de tener pocos eventos de tamaño pequeño afectó la calidad de las estimaciones sobre todo en entidades con amplias extensiones de áreas siniestradas. No obstante, todos los estimadores de β , bajo un criterio estadístico, caen dentro del rango esperado para considerar que sus siniestros agrícolas tienen un comportamiento CAO. Sin embargo, hay dos casos contrastantes. El primero en el cual el estimador presenta un valor cercano al esperado pero con baja significancia estadística como los casos de Aguascalientes, Coahuila y San Luis Potosí, y el segundo, en el cual el estimador no cae dentro del rango esperado aunque por su amplia varianza origina que el intervalo de confianza pueda incluir el valor esperado, tal es el caso de Zacatecas. En ambos casos se decidió considerar las estimaciones como malas.

CUADRO 2. AJUSTES ENTRE LA DISTRIBUCIÓN NO ACUMULADA DEL NÚMERO DE SINIESTROS AGRÍCOLAS DE TAMAÑO A_s Y LOS TAMAÑOS A_s PARA CADA ENTIDAD FEDERATIVA, ASÍ COMO ÍNDICES DE RIESGO PARA EL CICLO OTOÑO-INVIERNO

| Entidad federativa | Pendiente (β) | Intercepto (α) | R^2 | t para β | $\log[-dNR_s/dAR_s]$ | Índice de riesgo de siniestros agrícolas |
|---------------------|--------------------------|----------------------------|-------|-------------------|----------------------|---|
| Aguascalientes | -1.212 | 0.919 | 0.813 | -7.5283 | -4.2056 | 0.8694 |
| Baja California | -1.203 | 1.626 | 0.758 | -7.7041 | -3.5456 | 1.0312 |
| Baja California Sur | -1.236 | 1.978 | 0.241 | -2.1069 | -3.2717 | 1.1175 |
| Campeche | -1.235 | 1.572 | 0.906 | -12.8120 | -3.6777 | 0.9942 |
| Coahuila | -1.103 | 1.281 | 0.500 | -4.1192 | -3.5225 | 1.0380 |
| Colima | -1.257 | 1.352 | 0.605 | -5.3978 | -3.9154 | 0.9338 |
| Chiapas | -1.157 | 1.251 | 0.777 | -7.6977 | -3.7446 | 0.9764 |
| Chihuahua | -1.275 | 1.511 | 0.852 | -10.4721 | -3.8699 | 0.9448 |
| Distrito Federal | | | | | | |
| Durango | -1.079 | 1.065 | 0.789 | -6.9741 | -3.7104 | 0.9854 |
| Guanajuato | -1.022 | 0.825 | 0.848 | -9.4558 | -3.7053 | 0.9868 |
| Guerrero | -0.981 | 0.606 | 0.955 | -19.0736 | -3.9133 | 0.9343 |
| Hidalgo | -1.066 | 0.869 | 0.790 | -7.5214 | -3.8127 | 0.9590 |
| Jalisco | -1.078 | 1.027 | 0.891 | -12.4905 | -3.6950 | 0.9895 |
| México | | | | | | |
| Michoacán | -1.357 | 1.980 | 0.899 | -9.9090 | -3.7375 | 0.9783 |
| Morelos | | | | | | |
| Nayarit | -1.365 | 2.236 | 0.926 | -13.7155 | -3.5975 | 1.0163 |
| Nuevo León | -0.624 | -0.648 | 0.313 | -2.5228 | -3.3781 | 1.0823 |
| Oaxaca | -1.294 | 1.863 | 0.775 | -6.9389 | -3.6262 | 1.0083 |
| Puebla | -1.377 | 1.784 | 0.957 | -18.8081 | -3.9265 | 0.9312 |
| Querétaro | -1.376 | 1.661 | 0.947 | -16.8365 | -3.9494 | 0.9258 |
| Quintana Roo | -1.245 | 1.758 | 0.425 | -3.7504 | -3.5526 | 1.0292 |
| San Luis Potosí | -1.292 | 1.991 | 0.730 | -6.9817 | -3.5089 | 1.0420 |
| Sinaloa | -1.232 | 2.057 | 0.679 | -6.3399 | -3.2551 | 1.1232 |
| Sonora | -1.109 | 1.271 | 0.363 | -2.8275 | -3.5336 | 1.0347 |
| Tabasco | -1.432 | 2.504 | 0.725 | -7.0728 | -3.5095 | 1.0418 |
| Tamaulipas | -1.057 | 1.274 | 0.422 | -3.6273 | -3.1807 | 1.1495 |
| Tlaxcala | | | | | | |
| Veracruz | -0.989 | 0.924 | 0.378 | -2.8098 | -3.3135 | 1.1034 |
| Yucatán | -1.070 | 1.082 | 0.480 | -3.4669 | -3.6950 | 0.9895 |
| Zacatecas | -1.009 | 0.637 | 0.877 | -10.3538 | -4.0203 | 0.9094 |
| Promedio | -1.169 | 1.366 | 0.701 | -8.190 | -3.656 | 1.004 |
| Máximo | -0.624 | 2.504 | 0.957 | -2.107 | -3.181 | 1.150 |
| Mínimo | -1.432 | -0.648 | 0.241 | -19.074 | -4.206 | 0.869 |

CUADRO 3. AJUSTES ENTRE LA DISTRIBUCIÓN NO ACUMULADA DEL NÚMERO DE SINIESTROS AGRÍCOLAS DE TAMAÑO A_s Y LOS TAMAÑOS A_s PARA CADA ENTIDAD FEDERATIVA, ASÍ COMO ÍNDICES DE RIESGO PARA EL CICLO PRIMAVERA-VERANO

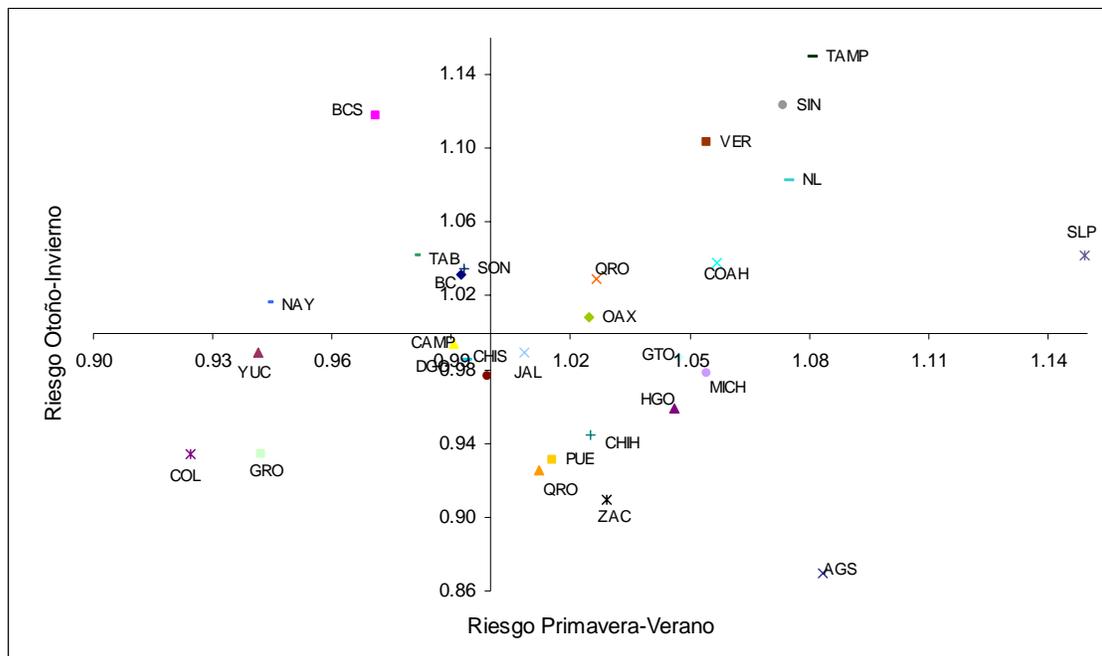
| Entidad federativa | Pendiente (β) | Intercepto (α) | R^2 | t para β | $\log[-dNR_s/dAR_s]$ | Índice de riesgo de siniestros agrícolas |
|---------------------|--------------------------|----------------------------|-------|-------------------|----------------------|--|
| Aguascalientes | -1.231 | 2.266 | 0.167 | -1.1833 | -3.4612 | 1.0836 |
| Baja California | -1.158 | 1.581 | 0.600 | -5.0487 | -3.7792 | 0.9924 |
| Baja California Sur | -0.996 | 0.981 | 0.321 | -2.5981 | -3.8626 | 0.9710 |
| Campeche | -1.287 | 2.182 | 0.764 | -7.8523 | -3.7869 | 0.9904 |
| Coahuila | 1.137 | -8.090 | 0.107 | 1.1461 | -3.5491 | 1.0568 |
| Colima | -1.158 | 1.305 | 0.823 | -8.3484 | -4.0571 | 0.9245 |
| Chiapas | -1.050 | 1.138 | 0.643 | -5.4773 | -3.7537 | 0.9992 |
| Chihuahua | -1.111 | 1.498 | 0.720 | -6.9979 | -3.6593 | 1.0249 |
| Distrito Federal | -0.851 | 0.134 | 0.912 | -12.4361 | -4.3535 | 0.8615 |
| Durango | -1.186 | 1.757 | 0.891 | -6.1587 | -3.7742 | 0.9938 |
| Guanajuato | -1.021 | 1.104 | 0.459 | -4.0162 | -3.5811 | 1.0473 |
| Guerrero | -1.144 | 1.339 | 0.903 | -13.2948 | -3.9809 | 0.9422 |
| Hidalgo | -1.157 | 1.803 | 0.615 | -5.2147 | -3.5857 | 1.0460 |
| Jalisco | -1.410 | 2.888 | 0.792 | -8.5045 | -3.7196 | 1.0083 |
| México | -1.381 | 2.347 | 0.875 | -10.8996 | -4.0515 | 0.9257 |
| Michoacán | -1.569 | 3.776 | 0.445 | -3.8997 | -3.5572 | 1.0544 |
| Morelos | -0.988 | 0.479 | 0.737 | -5.5489 | -4.2360 | 0.8854 |
| Nayarit | -0.888 | 0.420 | 0.878 | -10.6274 | -3.9736 | 0.9439 |
| Nuevo León | -1.249 | 2.322 | 0.580 | -4.5535 | -3.4891 | 1.0749 |
| Oaxaca | -1.195 | 1.914 | 0.618 | -5.5418 | -3.6607 | 1.0246 |
| Puebla | -1.081 | 1.318 | 0.759 | -7.3157 | -3.6938 | 1.0154 |
| Querétaro | -1.046 | 1.165 | 0.573 | -4.7781 | -3.7058 | 1.0121 |
| Quintana Roo | -1.017 | 1.102 | 0.503 | -3.6257 | -3.6542 | 1.0264 |
| San Luis Potosí | -0.943 | 1.024 | 0.102 | -1.1681 | -3.2633 | 1.1493 |
| Sinaloa | -1.114 | 1.686 | 0.361 | -3.0070 | -3.4935 | 1.0736 |
| Sonora | -1.133 | 1.498 | 0.450 | -3.9398 | -3.7765 | 0.9931 |
| Tabasco | -1.205 | 1.730 | 0.615 | -5.3581 | -3.8237 | 0.9809 |
| Tamaulipas | -1.195 | 2.101 | 0.547 | -4.5295 | -3.4705 | 1.0807 |
| Tlaxcala | -1.072 | 0.940 | 0.822 | -9.3685 | -4.0793 | 0.9194 |
| Veracruz | -1.121 | 1.660 | 0.788 | -8.4118 | -3.5572 | 1.0544 |
| Yucatán | -1.127 | 1.259 | 0.834 | -8.6677 | -3.9843 | 0.9413 |
| Zacatecas | -0.758 | -0.327 | 0.312 | -2.2473 | -3.6453 | 1.0289 |
| Promedio | -1.053 | 1.197 | 0.610 | -5.921 | -3.751 | 1.004 |
| Máximo | 1.137 | 3.776 | 0.912 | 1.146 | -3.263 | 1.149 |
| Mínimo | -1.569 | -8.090 | 0.102 | -13.295 | -4.354 | 0.862 |

Lo anterior señala que la mayor parte de las entidades federativas tienen siniestros agrícolas que siguen un comportamiento CAO tanto en las afectaciones durante el ciclo PV como en el OI. Este resultado permite estimar un índice de riesgo de siniestros agrícolas, que se ha obtenido al normalizar el valor de $\log[-dNR_s/dAR_s]$ de cada entidad federativa. El índice se ha construido con la razón entre $\log[-dNR_s/dAR_s]$ de cada entidad y el valor promedio de $\log[-dNR_s/dAR_s]$ de todas las entidades. Para construir el

índice se consideraron áreas siniestradas de referencia diferentes para ambos ciclos; para el ciclo OI se considero una superficie de 7,500 ha mientras que para el PV se consideró una superficie 45,000 ha; ambas superficies corresponden a redondeos del área promedio siniestrada anualmente. Los índices, se reportan en la última columna de los Cuadros 2 y 3 respectivamente para los ciclos OI y PV.

La Figura 3 permite observar los índices de riesgo estimados. Cualquier valor superior a la unidad representa un riesgo superior al promedio nacional. Así, se observa que entidades como Tamaulipas, Sinaloa, Veracruz, San Luis Potosí y Nuevo León, presentan un riesgo elevado tanto en el ciclo PV como en el OI. Por su parte, entidades predominantemente temporaleras como Guanajuato, Michoacán, Chihuahua, Hidalgo, Zacatecas y Aguascalientes, presentan un riesgo elevado fundamentalmente en el ciclo PV y un riesgo por debajo de la media (a excepción de San Luis Potosí) para el ciclo OI. Contrariamente, entidades como Nayarit, Sonora, Tabasco, Baja California y Baja California Sur, muestran bajo riesgo en el ciclo PV pero uno muy alto en el ciclo OI. Las demás entidades presentan indicadores de riesgo cercanos a la media. Destacan los estados de Colima y Guerrero con bajos índices de riesgo.

FIGURA 3. ÍNDICES DE RIESGO DE SINIESTROS AGRÍCOLAS PARA LOS CICLOS PV Y OI DE 29 ENTIDADES FEDERATIVAS



Conclusiones

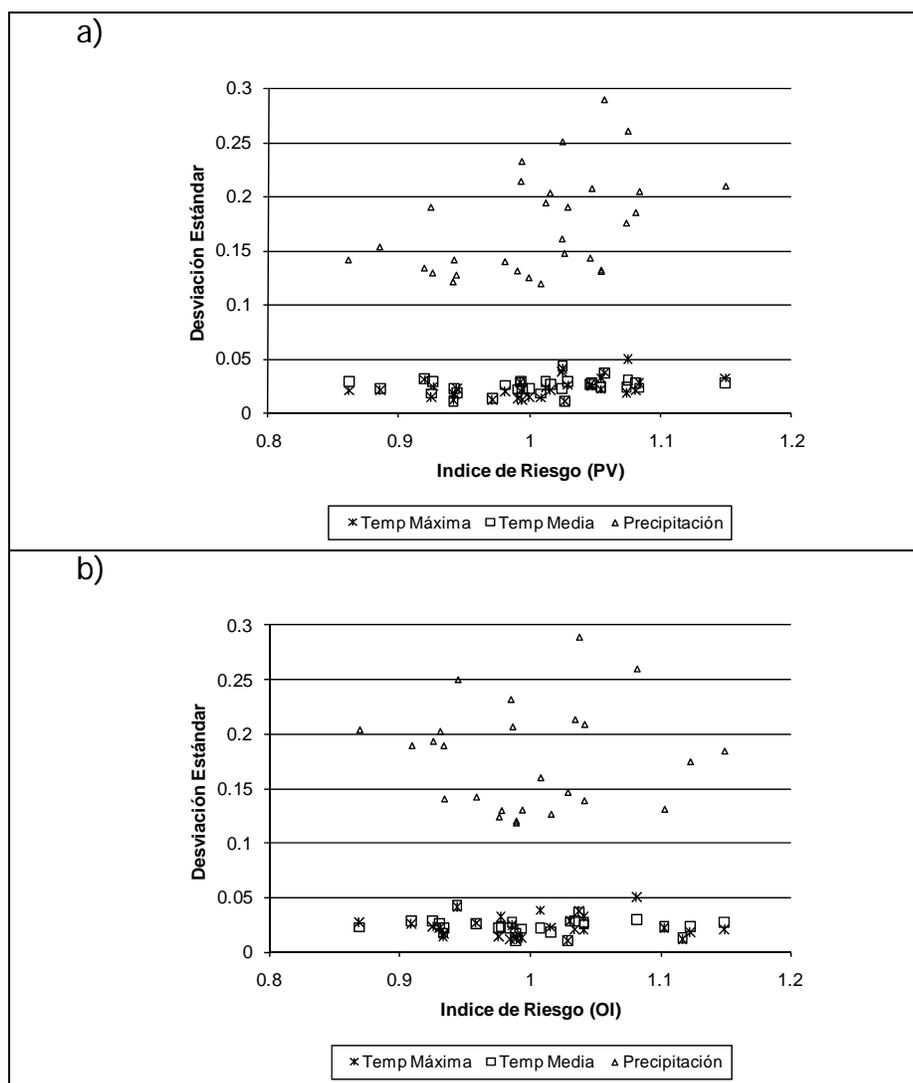
Las distribuciones fractales mostraron un ajuste relativamente bueno para cada entidad federativa y en la mayoría de los casos el estimador de β resultó muy cercano al valor teórico (1.0-1.2). En todos los casos el ajuste proporcionó estimadores de α y β altamente significativos con aceptable bondad de ajuste total para cada entidad federativa.

Los casos de estimadores de β relativamente bajos (<1.0) están asociados a entidades federativas que presentan varios registros con años sin siniestro o con siniestros muy pequeños. Por el contrario, los estimadores altos de β están asociados a entidades federativas con registros de grandes superficies afectadas; en ambos casos los valores atípicos dan por resultado una ligera desviación de la tendencia general.

Resulta relevante que los estimadores altos de α (mayor riesgo) están ligados a entidades federativas tradicionalmente señaladas como de alto riesgo de siniestros agrícolas. Evidentemente la alta peligrosidad en estas entidades federativas se debe no sólo a su mayor superficie sembrada, sino también podría estar relacionada con las condiciones del medio físico apropiadas para la ocurrencia de siniestros, así como con la fuerte incidencia del factor humano. Lo anterior pone de manifiesto una de las ventajas de este índice al usar información histórica de diferentes regiones, ya que considera no sólo los factores ambientales, sino también los económicos, sociales, culturales y de cultivo. En este contexto la Figura 4 muestra la relación entre el índice de riesgo y el coeficiente de variación de tres variables climáticas: temperatura máxima, temperatura media y precipitación pluvial. Observe que prácticamente no hay relación entre el índice de riesgo y las temperaturas media y máxima, ya que el índice de correlación simple (ρ) resulta pequeño tanto para la estimación PV ($\rho=0.388$ y 0.211 para temperatura media y máxima respectivamente) como para la OI ($\rho= -0.001$ y -0.081 para temperatura media y máxima respectivamente). Sin embargo, el índice muestra una alta correlación con el coeficiente de variación de la precipitación ($\rho=0.462$) para el ciclo PV, periodo en el cual la humedad extrema (sequías o lluvias torrenciales) afecta significativamente los cultivos.

La humedad parece no tener mucha relación con el índice de riesgo para el ciclo OI ($\rho=0.003$), relación que resulta lógica si se toma en cuenta que en este ciclo la mayor parte del cultivo es bajo riego y existen muy pocos eventos extremos de precipitación. No obstante, se observa una alta relación entre el índice y el promedio (1980-2007) de temperatura máxima ($\rho=0.512$), relación que muestra a los extremos de temperatura como la causal climática más importante de siniestros agrícolas en el ciclo OI.

FIGURA 4. RELACIÓN ENTRE EL ÍNDICE DE RIESGO AGROCLIMÁTICO Y EL COEFICIENTE DE VARIACIÓN DE TRES VARIABLES CLIMÁTICAS (PERIODO 1980-2007) POR ENTIDAD PARA EL CICLO a) PV Y b) OI



El índice de riesgo aquí presentado es de fácil interpretación, ya que en una escala comparable con la media nacional muestra aquellas unidades geográficas con mayor peligro de tener una superficie siniestrada igual o mayor al promedio nacional.

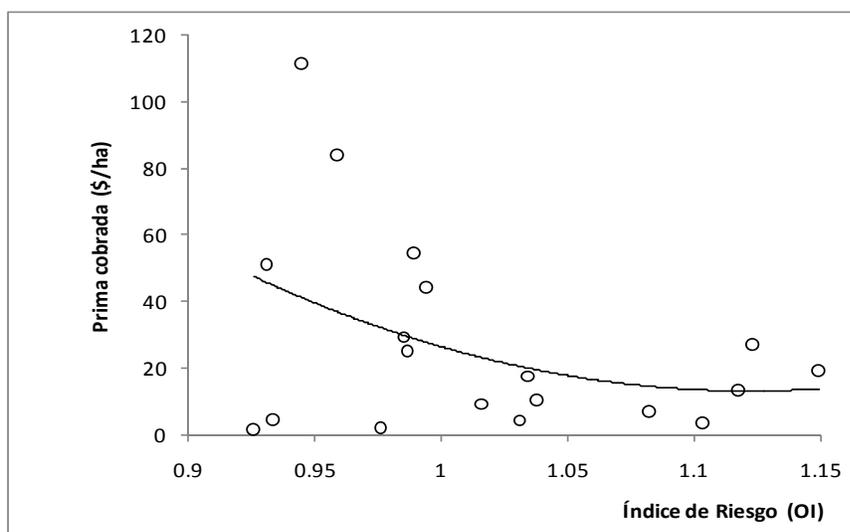
El índice podría aplicarse en la distribución del gasto para la prevención y combate de siniestros, ya que muestra por unidad de superficie qué tan riesgosa es una entidad con respecto a otra para la producción agrícola. Evidentemente el índice es un criterio indicativo, dado que la asignación de

gasto debe considerar otros elementos además del riesgo de largo plazo por unidad de superficie definido por el índice aquí presentado; ello se debe a que año con año se registran fuertes variaciones en la ocurrencia de siniestros que exigen un fondo de contingencias para atender las necesidades originadas por variaciones en el clima, en patrones de manejo o en eventos atropogénicos. No obstante, el índice puede ser un excelente estimador para la asignación de un presupuesto base.

Otra aplicación a nivel regional del índice se encuentra en la planeación y recomendación de actividades de cultivo que puedan mitigar la ocurrencia de ciertos siniestros. Por ejemplo, promover el uso de variedades específicas, periodicidad e intensidad de riegos, entre otras.

Una aplicación más del índice surge en la estimación de primas de seguro agrícola, cuyo monto no sólo depende de las características del cultivo y su sistema de producción, sino también de la variabilidad climática esperada y la posición del emisor del seguro. Por ejemplo, al analizar una relación simple entre la suma asegurada por hectárea cultivada (ciclo OI) y el índice de riesgo, se observa una clara relación negativa: a mayor riesgo menor suma asegurada por hectárea. Este comportamiento muestra que la percepción de riesgo de las regiones menos vulnerables es mayor que aquel de las regiones con mayor riesgo. Esto debería implicar que el costo de la proporción de la prima atribuible al riesgo debería ser menor en estas regiones que en regiones con mayor riesgo. No obstante, el monto de la prima de seguro agropecuario en el país parece estar más relacionado con características del mercado de los seguros que con el riesgo, como lo ejemplifica la Figura 5, donde se observa una relación inversa entre riesgo y la prima cobrada. Por el contrario, al relacionar la suma total asegurada con el riesgo se observa una relación directa, lo que presupone que en regiones de mayor riesgo el mercado de seguros agrícolas es más grande (mayores ventas) y quizá más competitivo (menores primas por hectárea); adicionalmente, los costos asociados a la prima del seguro en estas regiones son tan bajos que ocasionan que la proporción adicional de la prima relacionada con el riesgo se cubra con la reducción de costos de operación.

FIGURA 5. RELACIÓN ENTRE EL ÍNDICE DE RIESGO AGROCLIMÁTICO Y LA PRIMA COBRADA PARA TODA LA SUPERFICIE DE CULTIVO DEL CICLO OI-2003



El estudio ha mostrado que, año con año, el área total siniestrada de cultivos cíclicos y por temporada de cultivo sigue un comportamiento crítico autoorganizado. Si bien no en todas las entidades federativas se observó una tendencia bien marcada, el patrón general no varía mucho del esperado. Esta tendencia permitió comprobar que la distribución frecuencia-tamaño de siniestros en el país se aproxima a una distribución de potencia con coeficientes entre 0.8-1.5, valores razonablemente cercanos a los reportados en la literatura. Las variaciones se atribuyen a deficiencias en la información, especialmente en el registro de siniestros de tamaño pequeño.

El coeficiente de la distribución de potencia a nivel nacional resultó muy aproximado al valor esperado (1.2). Ello comprueba que a pesar de que existen muchos factores sociales, económicos, ambientales, que inciden en la aparición de siniestros, destaca que las distribuciones frecuencia-área sean tan similares.

El índice de riesgo derivado de estas distribuciones permite identificar el riesgo de largo plazo de diferentes áreas geográficas. Este indicador es comparable y puede referirse a una unidad de superficie.

Bibliografía

- Burrows, W. R., M. Benjamin, S. Beuchamp, E.R. Lord, D. McCollor and B. Thomson. 1995. CART Decision-Tree Statistical analysis and prediction of summer season maximum surface ozone for the Vancouver, Montreal and Atlantic regions of Canada. *Journal of Applied Meteorology*, 34(8):1848-1862.
- Cavazos, T. 2000. Using Self-Organizing Maps to Investigate Extreme Climate Events: An Application to Wintertime Precipitation in the Balkans. *J. Climate*, 13:1718-1732.
- Chave, J. and S. Levin. 2003. Scale and Scaling in Ecological and Economic Systems. *Environmental and Resource Economics*, 26: 527-557.
- Christensen, K., H. Flyvbjerg and Z. Olami. 1993, Self-organized critical forest-fire model: Mean field theory and simulation results in 1 to 6 dimensions. *Phys. Rev. Lett.*, 71:2737-2740.
- Clar, S., B. Drossel and F. Schwabl. 1996. Forest fires and other examples of self-organized criticality. *J. Phys. Cond. Mat.*, 8:6803-6824.
- Drossel, B. and F. Schwabl. 1993, Forest-fire model with immune trees, *Physica A* 199:183-197.
- García-Marín, A.P., F. J. Jiménez-Hornero and J. L. Ayuso. 2008. Applying multifractality and the self-organized criticality theory to describe the temporal rainfall regimes in Andalusia (southern Spain). *Hydrological Processes*. 22(2): 295-308.
- Gutenberg, B. and C.F. Richter. 1954, Seismicity of the Earth and Associated Phenomenon, 2nd Ed., Princeton University Press, Princeton.
- Henley, C. L. 1993. Statics of a "self-organized" percolation model. *Phys. Rev. Lett.* 71:2741-2744.
- Hunt J.C.R. 1999. Environmental forecasting and turbulence modeling. *Physica D*, 133(1): 270-295.
- Johansen, A. 1994. Spatio-temporal self-organization in a model of disease spreading. *Physica D*, 78:186-193.
- Johansen, A. 1994. Spatio-temporal self-organization in a model of disease spreading. *Physica D*, 78:186-193.
- Kadanoff, L. P., S. R. Nagel, L. Wu and S.M. Zhou. 1989. Scaling and universality in avalanches. *Phys. Rev. A*, 39:6524-6533.
- Kerr, R.A. 1998. Climate prediction: Models Win Big in Forecasting El Niño. *Science* 24 Vol. 280(5363):522-523.
- Lockwood, D.R. and J.A. Lockwood. 1997. Evidence of self-organized criticality in insect populations. *Complexity*, 2(4):49-58.
- Malamud, B. D. and D.L. Turcotte. 1999. Self-organized criticality applied to natural hazards. *Natural Hazards* 20:93-116.
- Malamud, B. D., G. Morein and D.L. Turcotte. 1998. Forest fires: an example of self-organized critical behavior. *Science* 281:1840-1842.
- Mills, T. C. 1999. The Econometric Modelling of Financial Time Series. Cambridge University Press, 372 p.

- Pelletier, J. D., Malamud, B. D., Blodgett, T. A. and Turcotte, D.L.: 1997, Scale-invariance of soil moisture variability and its implications for the frequency-size distribution of landslides. *Eng. Geol.* 48, 255-268.
- Peters, O. and J.D. Neelin. 2006. Critical phenomena in atmospheric precipitation. *Nature Physics*, 2:393-396.
- Peters, O. and K. Christensen. 2002. Rain: Relaxations in the sky. *Physical review. E, Statistical, nonlinear and soft matter physics*, 66 (3):036120.1-036120.9.
- Peters, O., C. Hertlein and K. Christensen. 2002. A Complexity View of Rainfall. *Phys. Rev.*, E 66:036120.1-036120.9.
- Roe, G.H. and M. B. Baker. 2007. Why is climate sensitivity so unpredictable? *Science*, 26:629-632.
- Veneziano, D. and P. Furcolo. 2001. Multifractality of rainfall and scaling of intensity-duration-frequency curves. *Water Resources Research*, 28(12):1306-1318.
- Wu J. and D. Marceau. 2002. Modeling complex ecological systems: an introduction *Ecological Modelling*. 153(1)1-6.

Novedades

DIVISIÓN DE ADMINISTRACIÓN PÚBLICA

- Casar, Ma. Amparo, *Los gobiernos sin mayoría en México: 1997-2006*, DTAP-195
- De Angoitia, Regina, *La evolución de los portales del gobierno federal: la experiencia de ocho dependencias*, DTAP-196
- Cabrero, Enrique, *De la descentralización como aspiración a la descentralización como problema*, DTAP-197
- Sour, Laura y Eunises Rosillo, *¿Cuáles son los resultados del presupuesto por resultados?*, DTAP-198
- Arellano, David y Walter Lepore, *Prevención y control de conflictos de interés: lecciones para la Administración Pública Federal en México...*, DTAP-199
- Sour, Laura y Fredy Girón, *El efecto flypaper de las transferencias intergubernamentales del ramo 28...*, DTAP-200
- Mariscal, Judith, *Convergencia tecnológica y armonización regulatoria en México: una evaluación de los instrumentos regulatorios*, DTAP-201
- Mariscal, Judith, *Market Structure in the Latin American Mobile Sector*, DTAP-202
- De Angoitia, Regina y Fernando Ramírez, *Estrategias utilizadas para minimizar costos por los usuarios de telefonía celular...*, DTAP-203
- Cejudo, Guillermo, Gilberto Sánchez y Dionisio Zabaleta, *El (casi inexistente) debate conceptual sobre la calidad del gobierno*, DTAP-204

DIVISIÓN DE ECONOMÍA

- Hernández, Kólver, *State-Dependent Nominal Rigidities & Disinflation Programs in Small Open Economies*, DTE-418
- Hernández, Kólver and Asli Leblebicioglu, *A Regime Switching Analysis of the Exchange Rate Pass-through*, DTE-419
- Ramírez, José Carlos y David Juárez, *Viejas ideas económicas con nuevas tecnologías matemáticas*, DTE-420
- Delajara, Marcelo, *Household and Community Determinants of Infants' Nutritional Status in Argentina*, DTE-421
- Villagómez, Alejandro, Robert Duval y Lucía Cerilla, *Análisis de la evolución de la matrícula de la licenciatura en economía en México, 1974-2004*, DTE-422
- Brito, Dagobert and Juan Rosellón, *Quasi-Rents and Pricing Gas in Mexico*, DTE-423
- Rosellón, Juan and Hannes Weigt, *A Dynamic Incentive Mechanism for Transmission Expansion in Electricity Networks-Theory, Modeling and Application*, DTE-424
- Smith, Ricardo, *A Monte Carlo EM Algorithm for FIML Estimation of Multivariate Endogenous Switching Models with Censored and Discrete Responses*, DTE-425
- Brito, Dagobert and Juan Rosellón, *Lumpy Investment in Regulated Natural Gas Pipelines: An Application of the Theory of The Second Best*, DTE-426
- Di Giannatale, Sonia, Patricia López y María José Roa, *Una introducción conceptual al desarrollo financiero, capital social y anonimidad: el caso de México*, DTE-427

DIVISIÓN DE ESTUDIOS INTERNACIONALES

- González, Guadalupe, *Percepciones sociales sobre la migración en México y Estados Unidos: ¿hay espacios para cooperar?*, DTEI-162
- Bernhard, William y David Leblang, *Standing Tall When the Wind Shifts: Financial Market Responses to Elections, Disasters and Terrorist Attacks*, DTEI-163
- Velázquez, Rafael, *La relación entre el Ejecutivo y el Congreso en materia de política exterior durante el sexenio de Vicente Fox...*, DTEI-164
- Ruano, Lorena, *De la exaltación al tedio: las relaciones entre México y la Unión Europea...*, DTEI-165
- Martínez, Ferrán e Ignacio Lago Peñas, *Why new Parties? Changes in the number of Parties over time within Countries*, DTEI-166
- Sotomayor, Arturo, *México y la ONU en momentos de transición: entre el activismo internacional, parálisis interna y crisis internacional*, DTEI-167
- Velasco, Jesús, *Acuerdo migratorio: la debilidad de la esperanza*, DTEI-168
- Velázquez, Rafael y Roberto Domínguez, *Relaciones México-Unión Europea: una evaluación general en el sexenio del presidente Vicente Fox*, DTEI-169
- Martínez i Coma, Ferrán e Ignacio Lago Peñas, *¿Qué piensan los mexicanos de los Estados Unidos?*, DTEI-170
- Velasco, Jesús, *Lou Dobbs and the Rise of Modern Nativism*, DTEI-171

DIVISIÓN DE ESTUDIOS JURÍDICOS

- Magaloni, Ana Laura, *¿Cómo estudiar el derecho desde una perspectiva dinámica?*, DTEJ-19
- Fondevila, Gustavo, *Cumplimiento de normativa y satisfacción laboral: un estudio de impacto en México*, DTEJ-20
- Posadas, Alejandro, *La educación jurídica en el CIDE (México). El adecuado balance entre la innovación y la tradición*, DTEJ-21
- Ingram, Matthew C., *Judicial Politics in the Mexican States: Theoretical and Methodological Foundations*, DTEJ-22
- Fondevila, Gustavo e Ingram Matthew, *Detención y uso de la fuerza*, DTEJ-23
- Magaloni, Ana Laura y Ana María Ibarra Olguín, *La configuración jurisprudencial de los derechos fundamentales...*, DTEJ-24
- Magaloni, Ana Laura, *¿Por qué la Suprema Corte no ha sido un instrumento para la defensa de derechos fundamentales?*, DTEJ-25
- Magaloni, Ana Laura, *Arbitrariedad e ineficiencia de la procuración de justicia: dos caras de la misma moneda*, DTEJ-26
- Ibarra, Ana María, *Los artificios de la Dogmática Jurídica*, DTEJ-27
- Fierro, Ana Elena y Adriana García, *Responsabilidad patrimonial del Estado. Interpretación de la SCJN del artículo 113 constitucional*, DTEJ-28

DIVISIÓN DE ESTUDIOS POLÍTICOS

- Lehoucq, Fabrice, *Why is Structural Reform Stagnating in Mexico? Policy Reform Episodes from Salinas to Fox*, DTEP-195
- Benton, Allyson, *Latin America's (Legal) Subnational Authoritarian Enclaves: The Case of Mexico*, DTEP-196
- Hacker, Casiano y Jeffrey Thomas, *An Antitrust Theory of Group Recognition*, DTEP-197
- Hacker, Casiano y Jeffrey Thomas, *Operationalizing and Reconstructing the Theory of Nationalism*, DTEP-198
- Langston, Joy y Allyson Benton, *"A ras de suelo": Candidate Appearances and Events in Mexico's Presidential Campaign*, DTEP-199
- Negretto, Gabriel, *The Durability of Constitutions in Changing Environments...*, DTEP-200
- Langston, Joy, *Hasta en las mejores familias: Madrazo and the PRI in the 2006 Presidential Elections*, DTEP-201
- Schedler, Andreas, *Protest Beats Manipulation. Exploring Sources of Interparty Competition under Competitive and Hegemonic Authoritarianism*, DTEP-202
- Villagómez, Alejandro y Jennifer Farias, *Análisis de la evolución de la matrícula de las licenciaturas en CP, AP y RI en México, 1974-2004*, DTEP-203
- Ríos, Julio, *Judicial Institutions and Corruption Control*, DTEP-204

DIVISIÓN DE HISTORIA

- Barrón, Luis, *Revolucionarios sí, pero Revolución no*, DTH-44
- Pipitone, Ugo, *Oaxaca: comunidad, instituciones, vanguardias*, DTH-45
- Barrón, Luis, *Venustiano Carranza: un político porfiriano en la Revolución*, DTH-46
- Tenorio, Mauricio y Laurencio Sanguino, *Orígenes de una ciudad mexicana: Chicago y la ciencia del Mexican Problem (1900-1930)*, DTH-47
- Rojas, Rafael, *José María Heredia y la tradición republicana*, DTH-48
- Rojas, Rafael, *Traductores de la libertad: el americanismo de los primeros republicanos*, DTH-49
- Sánchez, Mónica Judith, *History vs. the Eternal Present or Liberal Individualism and the Morality of Compassion and Trust*, DTH-50
- Medina, Luis, *Salida: los años de Zedillo*, DTH-51
- Sauter, Michael, *The Edict on Religion of 1788 and the Statistics of Public Discussion in Prussia*, DTH-52
- Sauter, Michael, *Conscience and the Rhetoric of Freedom: Fichte's Reaction to the Edict on Religion*, DTH-53

Ventas

El CIDE es una institución de educación superior especializada particularmente en las disciplinas de Economía, Administración Pública, Estudios Internacionales, Estudios Políticos, Historia y Estudios Jurídicos. El Centro publica, como producto del ejercicio intelectual de sus investigadores, libros, documentos de trabajo, y cuatro revistas especializadas: *Gestión y Política Pública*, *Política y Gobierno*, *Economía Mexicana Nueva Época* e *Istor*.

Para adquirir cualquiera de estas publicaciones, le ofrecemos las siguientes opciones:

| VENTAS DIRECTAS: | VENTAS EN LÍNEA: |
|---|--|
| Tel. Directo: 5081-4003 Tel: 5727-9800 Ext. 6094 y 6091 Fax: 5727 9800 Ext. 6314 Av. Constituyentes 1046, 1er piso, Col. Lomas Altas, Del. Álvaro Obregón, 11950, México, D.F. | Librería virtual: www.e-cide.com Dudas y comentarios: publicaciones@cide.edu |

¡¡Colecciones completas!!

Adquiere los CDs de las colecciones completas de los documentos de trabajo de todas las divisiones académicas del CIDE: Economía, Administración Pública, Estudios Internacionales, Estudios Políticos, Historia y Estudios Jurídicos.



¡Nuevo! ¡¡Arma tu CD!!



Visita nuestra Librería Virtual www.e-cide.com y selecciona entre 10 y 20 documentos de trabajo. A partir de tu lista te enviaremos un CD con los documentos que elegiste.