

Identificación de cambios estructurales en el flujo histórico de agua del Río Bravo en El Paso y Fort Quitman

Vicente Germán-Soto* y José Luis Escobedo Sagaz**

Resumen

Analizamos el flujo de agua superficial del Río Bravo entre El Paso-Ciudad Juárez y Fort Quitman y estimamos los cambios estructurales registrados durante 1923-2005. El estudio está basado en un conjunto de ecuaciones econométricas diseñadas para examinar tendencias y cambios de tendencia en datos de series de tiempo. Encontramos que el flujo de agua registró dos cambios estructurales importantes estimados en 1950 y en 1972. Después del primer cambio estructural hubo una reducción en el flujo de agua que está asociado a la aplicación del tratado de 1944, mientras que después del segundo hubo un aumento que parece responder a la ley estadounidense que protege la flora y la fauna. En concreto, la parte del Río Bravo entre Ciudad-Juárez y Fort Quitman ha recibido un flujo de agua menor desde 1950.

Palabras clave: agua, cambio estructural, Río Bravo, series de tiempo.

Abstract

We analyze the surface water flow of Rio Grande between El Paso-Ciudad Juarez and Fort Quitman and estimate the structural changes occurred during 1923-2005. The study is based on a set of econometric equations to examine trends and turning points in data of time series. We find that water flow registered two important structural changes estimated in 1950 and 1972. There was a reduction in the water flow after the first structural change that is linked to the 1944 Treaty; while the second structural change is associated to increases of the water flow that seem to respond to the observation of the American flower and fauna law. In conclusion, the lower Rio Grande located between Ciudad-Juarez and Fort Quitman has received a minor water flow from 1950.

Keywords: water, structural change, Rio Grande, time series.

* Facultad de Economía, Universidad Autónoma de Coahuila. Correo electrónico: vicentegerman@uadec.edu.mx

** Facultad de Economía, Universidad Autónoma de Coahuila, Unidad Camporendondo. Correo electrónico: lanzas_98@yahoo.com

Introducción

El tema de la asignación de los recursos del agua entre naciones, estados, regiones, organizaciones administradoras del agua y los numerosos usuarios es un asunto que merece mayor atención de las autoridades. Las prácticas de asignación de agua en México son determinadas desde la propia Constitución y desde el gobierno federal. A la fecha, los conflictos al interior del país y en el área de la frontera norte por el uso de este recurso han sido documentados en muchos trabajos en los que se revela la gran diversidad de conflictos por el agua desde el siglo XIX (véase, por ejemplo, Ávila, 1996; Escobar, 1997; Bustillos, 2004; Anglés, 2006; Sánchez, 2007; y Salas, 2009). Sin embargo, cuando los recursos son compartidos por dos o más naciones debe observarse un mayor apego a las leyes y los reglamentos, ya que los recursos binacionales son más sensibles a cambios tanto en las condiciones naturales como en las condiciones construidas por el desarrollo económico.

En el tema de los recursos compartidos entre dos o más naciones, uno que ha sido, es y será especialmente relevante es el de la asignación del agua superficial del Río Bravo entre México y Estados Unidos. A pesar del alto grado de cooperación diplomática alcanzado en la gestión de las aguas fronterizas entre estas dos naciones, las condiciones naturales especialmente difíciles que caracterizan a la región del Río Bravo, así como la creciente demanda de agua en esa región (ante los aumentos de la población y el crecimiento económico) han hecho que se incremente la utilización de los recursos naturales, sobre todo el uso del agua superficial.

Este aumento en el uso del recurso ha llevado a las comunidades y los agentes existentes en la región a exigir un cambio en las instituciones. Algunos autores, como Mumme (1999) e Ingram (1999), cuestionaron en su momento el funcionamiento de las instituciones a partir de la sequía de los años de la década de 1990 y plantearon posibles soluciones con un manejo integral de la cuenca.

Algunos otros trabajos más recientes como el de Wurbs (2004) han hecho un recuento histórico de las prácticas de asignación del agua entre México y Estados Unidos (principalmente cambios en los reglamentos y tratados) y han documentado significativos cambios y mejoras en las leyes durante los últimos 50 años con consecuencias prácticas en el bienestar

de la población en ambos lados de la frontera. Por otro lado, Samaniego (2006) demostró que el control sobre las corrientes de agua, así como su distribución en la zona del Río Bravo, ha sido un factor determinante para el establecimiento y desarrollo de zonas agrícolas y urbanas.

El objetivo de este trabajo es identificar posibles cambios estructurales en los caudales del Río Bravo en El Paso y Fort Quitman mediante el análisis de sus datos históricos, con el fin de ver si hay una relación con la normatividad de los tratados y acuerdos binacionales. De acuerdo con Wurbs (2004), México y Estados Unidos se rigen bajo el tratado de 1906, el cual provee de un total de 74 millones de metros cúbicos (hm^3) al año al cauce del Río Bravo en el valle de El Paso-Ciudad Juárez, justo antes de Fort Quitman. Sin embargo, el tratado incluye una cláusula que autoriza a Estados Unidos a reducir esta cantidad de agua en una proporción igual a la reducción de aguas que sufrirían los agricultores de Nuevo México y Texas en caso de una sequía. Wurbs (2004) comenta que esta cláusula ha sido usada por Estados Unidos en cerca de un tercio de los años desde 1951, lo que significa que en un tercio de los años los flujos de agua del Río Bravo que pasan por Ciudad Juárez han sido menores a los establecidos por el tratado de 1906. Por otro lado, el tratado de aguas de 1944 modificó la distribución de aguas del Río Bravo entre las dos naciones en la parte que va de Fort Quitman al Golfo de México. Este tratado, además, autoriza la construcción de las presas internacionales La Amistad y Falcón y otorga facultades especiales a Estados Unidos para subsanar el déficit de agua mantenido por México.

Debido a las consecuencias de bienestar en la población y a que el tema del agua no ha recibido suficiente atención desde el punto de vista económico, en este trabajo analizamos la evolución del caudal del Río Bravo en El Paso y Fort Quitman a partir de un conjunto de ecuaciones econométricas diseñadas para examinar tendencias y cambios de tendencia en series de tiempo.

La discusión en este artículo usa el concepto de *apropiador* desarrollado por Ostrom (2000), según el cual los 'apropiadores' son los que extraen las unidades del recurso, sin importar el destino que se les dé; pueden consumir el bien que extraen, lo pueden usar como insumo para algún proceso productivo o bien transferir la propiedad de las unidades a otros apropiadores. Si bien las características de los apropiadores dependen del

marco legal en que se encuentran, aquí se utilizan en su sentido amplio y no se hace distinción de usuarios, ya que lo que se está analizando es el volumen de agua y no su uso.

Los resultados señalan que hay una reducción en la cantidad de agua desde los años de la década de 1950 que se relaciona tanto con épocas de sequía (como las registradas entre 1951 y 1957 y la ocurrida en 1995-1996) como con cambios en la normatividad del uso del agua (como el tratado de 1944, la creación de las comisiones Texas Water Development Board [TWDB], en 1957, la Texas Water Commission [TWC], en 1962, y la Texas Department of Water Resources [TDWR], en 1977). El análisis de las diferencias de flujos de agua en El Paso y Fort Quitman indica que éstas se han ampliado de manera significativa, lo que en términos prácticos se interpreta como una tendencia a una mayor apropiación de agua por parte de Estados Unidos, lo que se puede traducir en un resultado desfavorable para México.

El trabajo se desarrolla en seis secciones. En la sección dos se expone la metodología de series de tiempo sobre la cual descansa la evidencia empírica. En la sección tres se revisan algunos trabajos que ya han discutido el problema del agua en la región fronteriza, también se describen los acuerdos y reglamentos firmados entre ambos países en materia de agua. En la sección cuatro se analizan los datos usados, mientras que en la sección cinco se comentan los principales resultados. Finalmente, la sección seis resume algunas de las conclusiones principales.

Metodología del enfoque de series de tiempo

Actualmente, el enfoque de series de tiempo se ha convertido en una herramienta muy popular en la investigación empírica (véanse algunas aplicaciones y referencias al respecto en Carrion-i-Silvestre y German-Soto, 2007). La aplicación del enfoque a los flujos de agua promedio permite entender el comportamiento histórico de la distribución del agua entre México y Estados Unidos.

En términos conceptuales, el enfoque de series de tiempo revisa si una serie de datos de corte temporal tiene raíz unitaria o es estacionaria. Si la serie en cuestión resulta estacionaria, significa que es posible usarla en análisis de regresión, de lo contrario (es decir, si presenta raíz unitaria) se

dice que es “espuria” y no es posible usarla en análisis de regresión porque las estimaciones derivadas serían imprecisas (Ng y Perron, 2001). En el caso que nos ocupa, si las series de flujos de agua resultan estacionarias sin necesidad de considerar la posibilidad de algún cambio estructural, significaría entonces que éstas no han sufrido cambios definitivos a lo largo del periodo de análisis. Si, por el contrario, es necesario considerar que la serie sufrió en alguna fecha desconocida (es decir, sin imponer ninguna fecha *a priori*, sino que el análisis estadístico determina internamente la fecha de ocurrencia) algún cambio importante que modificara su tendencia, entonces hay dos posibles sucesos: primero, que no tenga lugar la estacionariedad y, segundo, que sea estacionaria pero con cambio estructural (lo que sería equivalente a que la normatividad se ha respetado). En el segundo caso es necesario interpretar la dirección y magnitud de los coeficientes estimados, ya que su inferencia proporcionará información valiosa sobre los cambios ocurridos en la distribución del flujo de agua promedio durante el periodo. A continuación se describen los detalles metodológicos de la técnica de series de tiempo.

Considérese una colección de variables aleatorias que en términos estadísticos es definida como $\{x_t\}$. Si la ordenamos en el tiempo, entonces tendremos lo que se conoce como un “proceso estocástico”. Si x_t tiene una distribución normal, entonces la distribución de x_t está regida por su primer y segundo momentos:

$$\begin{aligned}\mu_t &= E(X_t) \\ \sigma_t^2 &= \text{var}(X_t) \\ \gamma_{t_1, t_2} &= \text{cov}(X_{t_1}, X_{t_2})\end{aligned}\tag{1}$$

Como se puede observar desde la ecuación (1), el primero y segundo momentos son la media, la varianza y la covarianza de una serie de datos. Debido a que los parámetros desconocidos μ_t , σ_t^2 y γ_{t_1, t_2} cambian con el tiempo (es decir, sólo se tiene una observación por periodo de x_t), se presenta el problema de tener que estimar muchos parámetros. Generalmente, no hay forma de obtener otra observación en las series de tiempo por lo que estamos condicionados a reducir el número de parámetros. Una manera de hacerlo es aplicar el criterio de estacionariedad (es decir, restricciones en la heterogeneidad temporal del proceso).

La teoría afirma que una serie de tiempo es estacionaria si la distribución conjunta de x_{t_1}, \dots, x_{t_n} es la misma que la distribución conjunta de $x_{t_1+\tau}, \dots, x_{t_n+\tau}$ para todo t_1, \dots, t_n , y τ . De esta manera la distribución del proceso estacionario permanece invariante cuando cambia en el tiempo en un determinado valor τ . Así, los parámetros que definen la distribución del proceso no dependen de t sino de un rezago τ (al respecto, véase Maddala y Kim, 1998). Para probar la estacionariedad de una serie x_t se pueden aplicar pruebas de raíz unitaria con y sin cambio estructural.

Cuando no hay cambio estructural

Para probar esta posibilidad se implementa lo que en econometría de series de tiempo se conoce como “pruebas de raíces unitarias”. Se ha ideado una gran variedad de estadísticos que prueban raíz unitaria en un proceso temporal, pero aquí usaremos los estadísticos modificados propuestos por Ng y Perron (2001), los cuales se ha demostrado que presentan mejores resultados en términos de potencia y tamaño en muestras pequeñas (véase Carrion-i-Silvestre *et al.*, 2004). Esos estadísticos están basados en procedimientos de Mínimos Cuadrados Generalizados (en inglés, GLS) desarrollados en Elliot *et al.* (1996). También resultan útiles los estadísticos de prueba P_T , propuestos por Elliot *et al.* (1996) y la prueba ADF destendencializada o ADF-GLS.

Siguiendo la metodología de diversos autores (Perron, 1989; Perron, 1997; Ng y Perron, 2001, entre otros), se define una serie de tiempo $\{x_t\}$ como un proceso estocástico generado de acuerdo a:

$$x_t = d_t + u_t, \quad u_t = \alpha u_{t-1} + v_t, \quad (2)$$

donde $\{d_t\}$ es un componente determinista y $\{v_t\}$ es un término de perturbación estacionario con media cero. El interés principal es la hipótesis nula $\alpha = 1$ (lo que significa que las x_t son integradas de orden 1) contra la alternativa $|\alpha| < 1$ (lo que significa que las x_t son integradas de orden cero). Elliot *et al.* (1996) desarrollaron la estructura asintótica apropiada para comparar los estadísticos que prueban una raíz unitaria en este modelo. Asumiendo que $v_t \sim iid N(0, \sigma_v^2)$, la prueba óptima de la hipótesis

nula $\alpha = 1$ en (2) es el estadístico estimado por métodos de máxima verosimilitud de la ecuación:

$$ADF: \Delta \tilde{x}_t = \beta_0 \tilde{x}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{\beta}_j \Delta \tilde{x}_{t-j} + e_{tk} \quad (3)$$

Donde $\Delta \tilde{x}_t$ es la serie de tiempo en diferencia y el sufijo j en el lado derecho de la expresión (3) indica que se ha tomado la serie $\{x_t\}$ con un rezago de j veces. En general, basados en las pruebas de raíces unitarias de Elliot *et al.* (1996) y Perron y Ng (1996), Ng y Perron (2001) propusieron cuatro pruebas de raíces unitarias (conocidas como pruebas M):

$$MZ_{\alpha}^{GLS} = \left(T^{-1} \tilde{x}_T^2 - s_{AR}^2 \right) \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{x}_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad (4)$$

$$MSB^{GLS} = \left(T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{x}_{t-1}^2 \right) s_{AR}^2 \quad (5)$$

$$MZ_t^{GLS} = MZ_{\alpha}^{GLS} \times MSB^{GLS} \quad (6)$$

$$MP_T^{GLS} = \begin{cases} \left[\bar{c}^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{x}_{t-1}^2 - \bar{c} T^{-1} \tilde{x}_T^2 \right] s_{AR}^2 & \text{para la constante} \\ \left[\bar{c}^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{x}_{t-1}^2 + (1 - \bar{c}) T^{-1} \tilde{x}_T^2 \right] s_{AR}^2 & \text{para una tendencia temporal} \end{cases} \quad (7)$$

Además de estas pruebas, en este trabajo se calculan los estadísticos $Z\alpha$ y PT , definidos por Phillips y Perron (1988) y Elliot *et al.* (1996).

La estimación de (3) requiere la definición del orden de rezago (especificado como k) para la corrección autorregresiva, por lo que Ng y Perron (2001) sugieren elegir k como $k_{maic} = \arg \min_k MAIC(k)$, con

$$MAIC(k) = \ln \hat{\sigma}_k^2 + \frac{2(\tau_T(k) + k)}{T - k_{\max}} \quad (8)$$

Donde $\tau_T(k) = \hat{\sigma}_k^{-2} \hat{\beta}_0 \sum_{t=k_{\max}+1}^T \tilde{y}_{t-1}^2$, además $\hat{\sigma}_k^2 = (T - k_{\max})^{-1} \sum_{t=k+1}^T \hat{e}_k^2$ son calculados desde la estimación de la ecuación (3) y el orden de rezago

máximo k_{max} es seleccionado en una forma que $k_{max}/T \rightarrow 0$ cuando $T \rightarrow \infty$. En general, en los ensayos empíricos estas pruebas contrastan la hipótesis nula de raíz unitaria contra la alternativa de que la serie es estacionaria.

Cuando hay cambio estructural

La mayoría de las series de tiempo están expuestas a cambios en la tendencia, en la media o en ambos momentos a la vez, como consecuencia de factores externos tales como cambios de política económica, tratados institucionales que modifican los criterios o debido a épocas climáticas adversas. Cuando estos cambios son importantes en modificar definitivamente la tendencia de la serie, la teoría afirma que se ha producido un cambio estructural. Si una serie presenta un cambio estructural los estadísticos anteriores de raíz unitaria son incapaces de detectar la estacionariedad, ya que no fueron creados para captar cambios sustanciales en su primer y segundo momentos.

Perron (1989), Zivot y Andrews (1992), y Perron y Vogelsang (1992) desarrollaron un procedimiento para probar la hipótesis nula de que una serie determinada, $\{x_t\}_1^T$, presenta una raíz unitaria con un cambio estructural exógeno (aunque después fue considerado como endógeno) en la fecha $I < TB < T$ (con T igual al total de años comprendidos en la muestra) contra la hipótesis alternativa de que la serie es estacionaria con una tendencia de tiempo determinista y un cambio exógeno ocurriendo en la fecha TB . Los autores usaron las siguientes ecuaciones de regresión para probar la presencia de la raíz unitaria con cambio estructural:

$$\text{Modelo } A: x_t = \mu + \beta t + \theta_1 DU_t + \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\text{Modelo } An: x_t = \mu + \theta_1 DU_t + D(TB)_t + \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\text{Modelo } C: x_t = \mu + \beta t + \theta_1 DU_t + \gamma_1 D(TB)_t + \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Donde $DU_t = 1$ si $t > TB$, 0 de otra forma; $D(TB) = t - TB$ si $t > TB$, 0 de otra forma; $A(L)\varepsilon_t = B(L)v_t$, $v_t \equiv iid(0, \sigma^2)$, con $A(L)$ y $B(L)$ como los polinomios de p -ésimo y q -ésimo orden en el operador de retardo. Los modelos A y An permiten un cambio exógeno en el nivel de las series, pero el primero lo hace incluyendo una función de tendencia lineal y el segundo sin tendencia lineal, mientras que el modelo C considera la ocurrencia de un cambio exógeno tanto en el nivel de las series como en su tasa de crecimiento. Los k regresores adicionales en las ecuaciones de regresión anteriores son agregados para eliminar posible autocorrelación serial.

Si las pruebas de raíz unitaria que incluyen un cambio estructural no logran rechazar la hipótesis nula es porque posiblemente las series estén afectadas por más de un cambio estructural. Esta observación fue llevada a la práctica por Lumsdaine y Papell (1997), quienes extendieron la metodología de un cambio endógeno a modelos que permiten dos cambios. En este caso, el modelo por ellos considerado permite dos cambios en el nivel y la pendiente de la recta. El modelo etiquetado como CC describe las características con dos cambios estructurales:

$$\text{Modelo } CC: x_t = \mu + \beta t + \theta_1 DU1_t + \gamma_1 DT^*1_t + \theta_2 DU2_t + \gamma_2 DT^*2_t + \quad (12) \\ + \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$$

Para $t = 1, \dots, T$, donde $c(L)$ es un polinomio de rezagos de orden k y $1 - c(L)L$ tiene todas sus raíces fuera del círculo unitario, $DU1_t$ y $DU2_t$ son indicadoras de variables ficticias para un cambio en la media en que ocurre en las fechas $TB1$ y $TB2$, respectivamente, y DT^*1_t y DT^*2_t son las correspondientes variables de cambios en la tendencia. Donde los valores de las variables ficticias son como sigue: $DU1_t = 1$ para $t > TB1$, $DU2_t = 1$ para $t > TB2$, $DT^*1_t = (t - TB1)$ para $t > TB1$, $DT^*2_t = (t - TB2)$ para $t > TB2$, ceros en los demás casos.

La ecuación (12) corresponde al modelo CC de Lumsdaine y Papell (1997), pero si se omiten DT^*1 y DT^*2 entonces se tiene el modelo etiquetado como AA :

$$\text{Modelo } AA: x_t = \mu + \beta t + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Si al modelo *AA* se le suprime la función de tendencia lineal, entonces se tiene la especificación *AA**n* desarrollada en el trabajo de Carrion-i-Silvestre *et al.* (2004), una alternativa de dos cambios estructurales en la media de las series que no considera tendencia:

$$\text{Modelo } AA_n: x_t = \mu + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (14)$$

En todos los modelos de las ecuaciones (9) a (14) el parámetro de interés para saber si la serie es o no estacionaria es el parámetro α , conocido también como prueba ADF. Su valor estimado se contrasta con valores críticos asintóticos obtenidos desde experimentos Monte Carlo y permite decidir sobre la hipótesis de la raíz unitaria con cambio estructural. Estos valores asintóticos fueron tabulados en los trabajos previamente citados y se reportan en las notas del cuadro de resultados de la sección 5 (Resultados y evidencia empírica) de este trabajo. En términos prácticos su significación estaría indicando que después del cambio estructural los flujos de agua han sido constantes, lo que se puede interpretar como evidencia de que los acuerdos sobre la distribución de agua han sido respetados.

Sobre el programa de estimación

El cálculo de las ecuaciones anteriores no es estándar ya que requiere la realización de ciertas rutinas que deben ser programadas en algún paquete de cómputo. Aquí se ha utilizado el lenguaje de programación Gauss y funciona de la manera siguiente.¹ En el procedimiento seguido para detectar dos cambios estructurales se excluye la posibilidad de que los dos cambios ocurran en fechas consecutivas. Es decir, no se considera una perturbación positiva, por ejemplo, seguida de una perturbación negativa (o a la inversa) como dos sucesos separados.

En general, el programa determina primero el rezago óptimo para cada uno de los posibles puntos de ruptura (o cambio estructural) y luego busca el punto de ruptura óptimo. El valor crítico para determinar la

¹ Para la elaboración del programa de estimación se usaron las rutinas creadas por Junsoo Lee para tal propósito. Éstas pueden obtenerse desde su página *web*: <http://www.cba.ua.edu/~jlee/gauss>.

significación del último rezago está fijado al valor del estadístico t igual a 1.645. El rezago máximo es de $k = 5$ y el 10% de los puntos extremos de la muestra no fue considerado para posibles puntos de ruptura óptimos (TB). Los valores apropiados de TB y k son desconocidos, esto implica que el programa determina internamente (es decir, de manera endógena) dichos valores. Para seleccionar el valor de rezago k en este trabajo, se sigue la idea de Zivot y Andrews (1992) y el procedimiento sugerido por Ng y Perron (1995). El procedimiento empieza con un límite superior k_{max} para k . Si el último rezago es significativo se elige $k = k_{max}$, si no, el valor de k disminuye en 1 hasta que el último rezago se vuelve significativo. En el caso de que ninguno de los rezagos sea significativo, entonces se considera $k = 0$.

Acuerdos y tratados binacionales sobre los flujos de agua

Algunos estudios previos

Una gran cantidad de estudios ha analizado la situación existente en el Río Bravo y la forma de operar de los tratados vigentes. La mayoría de los documentos presenta tanto la problemática ambiental como la económica de la región; por ejemplo, DeBuys (2001) comenta la perspectiva que se tiene en la zona alta del Río Bravo respecto de la situación de la flora y la fauna y el impacto ejercido por la actividad humana. Otros estudios, como los de Barajas (1999), Hume (1999), Martínez (1999), Mumme (1999), Ingram (1999) y Utton (1999), señalan la problemática del manejo de los recursos hidráulicos a partir de la experiencia de la sequía de los años de la década de 1990. También a partir de la sequía de esos años, Ingram y White (1993), Szekely y Cabrera (1993), Mumme y Bustamante (1993), Chávez (1999), Hurlburt (2001), Mumme (2003a) y Schoik y Brown (2004) se cuestionan el desempeño institucional en el manejo de las aguas del Río Bravo.

Algunos otros trabajos, en cambio, como los de Durant y Holmes (1985), Johnstone (1995), Gantz (1996), Arias (2000), Chávez (2000), Hume (2000), Jones (2002) y West (2003), hacen un recuento de la política hidráulica y ambiental en el Río Bravo. Yoskowitz (1999) sugiere al

sistema de precios como un mecanismo de manejo del recurso hidráulico para garantizar el desarrollo futuro de la región.

Brown y Mumme (2000) discuten la aplicación de consejos de cuencas como un mecanismo para garantizar el desarrollo sustentable en los sistemas ubicados en Tijuana y el Río Bravo. En este documento los autores enfatizan la limitante que ha representado la Comisión Internacional de Límites y Aguas (CILA) para la instrumentación de un manejo adecuado del recurso.

Más recientemente, el Center for Strategic and International Studies (CSIS, 2003) presentó una ruta para cambiar el manejo que se le ha dado al recurso y los retos de cada país ante la necesidad de un manejo más adecuado del agua. Este planteamiento implica una modificación de las instituciones binacionales, nacionales y regionales existentes. En diversos trabajos Mumme (2001 y 2003b) hace un análisis de la situación en que se encuentra la Comisión Internacional de Límites y Aguas ante los retos que representa incorporar el desarrollo sustentable, y presenta algunos de los cambios que se han dado, pero no se muestra optimista de lo conseguido. Por otro lado, Mitchel (2003) presenta una serie de análisis respecto del manejo del agua en la región fronteriza de México y Estados Unidos. En su trabajo destaca la visión de una problemática compartida por ambos países y la necesidad de una solución conjunta.

Hasta el momento no se ha llevado a cabo un estudio estadístico que valore, a partir de la distribución histórica, el desempeño institucional. El presente trabajo busca cubrir este vacío al aplicar técnicas de series de tiempo que aportan luz sobre los cambios observados en los flujos de agua y cómo estos cambios pueden estar relacionados a modificaciones en el marco legal.

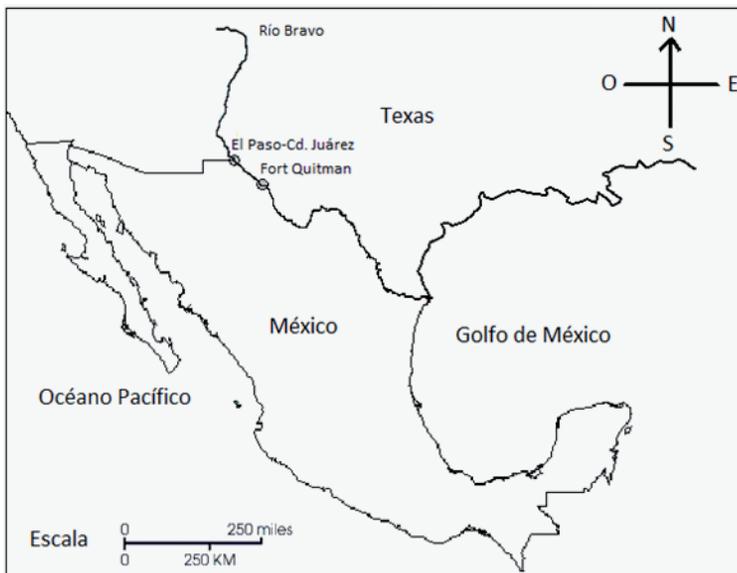
Reglamentos y acuerdos

En materia jurídica los acuerdos que rigen la parte del Río Bravo analizada en este trabajo son los tratados de 1906 y 1944. Un análisis reciente sobre la forma en que se llegó a estos tratados y en general sobre los ríos internacionales entre México y Estados Unidos se halla en la obra de Samaniego (2006), donde se ofrecen mayores detalles. Entre tanto, aquí se describen los rasgos más generales de esos tratados para abordar la problemática que nos ocupa.

La parte geográfica bajo discusión en este trabajo se halla en los puntos de medición de los flujos de agua ubicados en El Paso y Fort Quitman.² En la figura 1 se ilustra la localización geográfica de esta parte del Río Bravo. Asimismo y a manera de ilustración, en la figura 2 se muestra lo que de manera geográfica constituye la cuenca del Río Bravo.

Históricamente, los gobiernos de ambos países han buscado reglamentar la disposición de los recursos con el fin de reducir los conflictos, de tal manera que es posible identificar tres etapas en la relación jurídica en materia de agua. En la primera etapa prevalecieron asuntos relacionados con los acuíferos transfronterizos, las aguas superficiales, su uso, distribución y apropiación. Esta etapa inicia a principios del siglo XIX y finaliza a principios de los años setenta del siglo XX (Comisión para la Cooperación Ambiental, 2001).

Figura 1.
Localización geográfica del Río Bravo
entre El Paso y Fort-Quitman



Fuente: Elaboración propia.

² Fort Quitman es una instalación militar abandonada y se encuentra a 129 kilómetros de El Paso, siguiendo río abajo por el Río Bravo.

Durante esta etapa se establecieron varias de las instituciones (algunas permanecen hasta la actualidad): 1) el Convenio de 1889 para Evitar las Dificultades Ocasionadas por los Cambios Efectuados en los Lechos del Río Bravo y del Río Colorado, que crea la Comisión Internacional de Límites (actualmente CILA); 2) la Convención para la Equitativa Repartición de las Aguas del Río Bravo con fines de irrigación, de 1906 (CERA) y 3) el Tratado sobre la Utilización de Aguas de los Ríos Colorado y Tijuana y del Río Bravo, que sigue en vigor y crea la CILA.

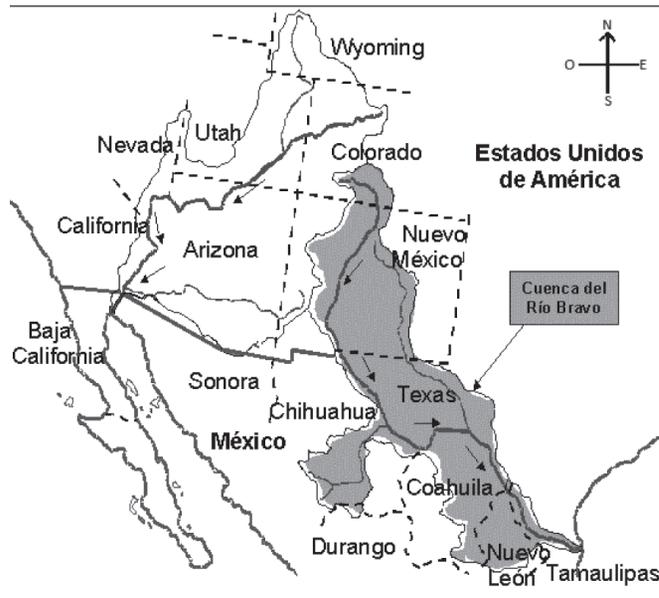
La segunda etapa inició en los años de la década de 1970 con la primera controversia importante en materia de calidad del agua: la entrega de agua con alto grado de salinidad del Río Colorado al valle de Mexicali, que alteró las relaciones entre ambos países y se resolvió en 1973 con la Minuta 242 al Tratado de 1944.

La tercera etapa está iniciando y se prevé que los temas que prevalezcan sean: 1) la calidad de las aguas superficiales, y 2) la distribución, calidad e interconexiones del agua del subsuelo. En esta etapa también entra a la discusión el agua para el medio ambiente y la asignación de los flujos extraordinarios, así como el establecimiento del criterio de sequía. Esta etapa inicia con las discusiones ambientales relacionadas con las negociaciones del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) y genera dos nuevos organismos relacionados con la gestión del agua en la región fronteriza: la Comisión de Cooperación Ecológica Fronteriza (Cocof) y el Banco de Desarrollo de América del Norte (BDAN).

El marco institucional binacional permite la creación de leyes nacionales, e incluso regionales, que rigen los distintos ríos transfronterizos, de forma tal que se pueden identificar marcos específicos para los ríos Colorado, Santa Cruz y San Pedro y Bravo. A nivel binacional la cuenca del Río Bravo está regida por la Convención de 1906 y el Tratado Internacional de Aguas de 1944, a los que se deben agregar los acuerdos interestatales firmados por Texas, Nuevo México y Colorado (véase figura 2).

Si bien el tratado de 1944 regula la apropiación del agua entre ambos países, es la Convención de 1906 la que especifica la forma en que se harán las entregas de agua por parte de Estados Unidos a México. El convenio de 1906 crea, para fines de gestión, manejo y apropiación, una delimitación geográfica que inicia en la parte alta del Río Bravo y finaliza después de El Paso, Texas.

Figura 2.
Cuenca del Río Bravo



Fuente: Comisión de Cooperación Ecológica Fronteriza.

En este sentido el agua es manejada, casi de manera exclusiva, por Estados Unidos de acuerdo con sus legislaciones federales y estatales y con los acuerdos interestatales existentes. México sólo recibe la cuota marcada en el convenio, que puede reducirse bajo ciertas condiciones. La parte del Río Bravo bajo la jurisdicción del tratado de 1944 se divide en dos: el lado norteamericano, donde toda el agua del Río Bravo es manejada por Estados Unidos; y el lado mexicano-norteamericano, donde existe una distribución de las aguas entre ambos países y se requiere de instituciones especializadas en el manejo binacional de los problemas. La CILA y la Cocef han definido las características de la infraestructura necesaria para la apropiación del recurso y la cantidad de agua superficial que puede ser usada en cada país.

Este estudio se centrará en la parte del Río Bravo que se encuentra en dos puntos de medición del flujo de agua: El Paso-Ciudad Juárez y Fort Quitman. La Convención de 1906 garantiza la entrega de 74 hm³ anuales

en un punto cercano a Ciudad Juárez (véase figura 1), de acuerdo con un calendario mensual y a la renuncia de México a todo aprovechamiento de aguas del Río Bravo entre el punto de entrega y Fort Quitman. De los acuerdos firmados por México y Estados Unidos éste es el más sencillo ya que se centra exclusivamente en la distribución de las aguas superficiales. Sin embargo, el acuerdo es favorable a Estados Unidos en dos aspectos: primero, México renuncia a hacer reclamaciones por el agua que se encuentre río arriba de Fort Quitman y Estados Unidos tiene el control sobre el agua hasta antes de llegar a la frontera; segundo, en caso de “extraordinaria sequía o de serio accidente en el sistema de irrigación de Estados Unidos”, éste podrá reducir sus entregas de agua en la misma proporción que la reduce a las tierras sujetas a ese sistema de irrigación (Convención para la Equitativa Distribución de las Aguas del Río Grande, 1906).

Datos e información: un análisis descriptivo

El análisis está basado en datos oficiales de los flujos de agua promedio, medidos en metros cúbicos por segundo (m^3s^{-1}) durante el lapso de un año en El Paso, Texas.³ La información así recabada permite estimar el flujo de agua anual.

Bajo un esquema gráfico se puede apreciar que los valores promedio anuales exhibieron una tendencia decreciente desde 1923 (año de inicio de la información) hasta los años cincuenta y sesenta del siglo pasado, años en los que llega a tener valores muy cercanos a cero, para después iniciar una pendiente creciente que se estabiliza en la década de 1990 (véase figura 3). Se observan también dos momentos atípicos en los que los flujos de agua son muy superiores al resto de años de la muestra. Estos momentos corresponden a 1942, el primero, y a 1986 y 1987, el segundo. Es posible que este comportamiento obedezca a contingencias imprevistas, que bien pueden corresponder a años con precipitación alta o deshielos, ya que rápidamente logran estabilizarse en el nivel de pendiente promedio. Para el caso de Fort Quitman, la curva de flujos de agua muestra una pendiente muy cercana a cero después de 1956, con una ligera tendencia a crecer a partir de 1986.

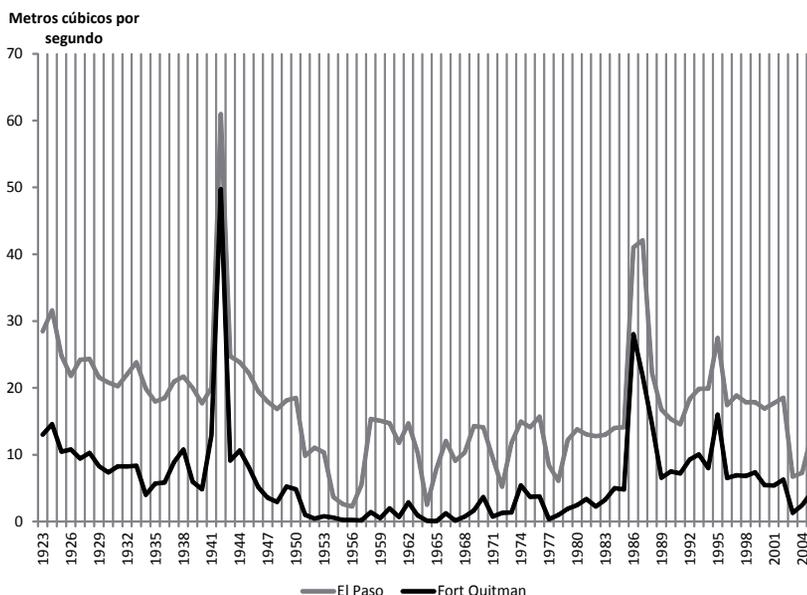
³ Esta información está disponible en la página de la CILA de la sección de Estados Unidos en la siguiente dirección: <http://www.ibwc.state.gov/wad/histflo1.htm> (consultada el 1 de mayo de 2006).

En general, los flujos de agua promedios recibidos en El Paso presentan una media estadística de $20.6 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$, una mediana de $18 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$, una desviación estándar de $17.78 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$ y valores máximos y mínimos de 79.69 y $1.98 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$, respectivamente. Los datos tienden a concentrarse cerca de la media, pero la dispersión aumenta debido a los valores más elevados.

Ambas series muestran un patrón muy similar en la evolución de los flujos de agua, aunque invariablemente los volúmenes de agua promedio registrados en El Paso son relativamente superiores a los registrados en Fort Quitman.

Al inicio de la muestra se observa una disminución que llega a ser prácticamente cero en 1951. Este comportamiento se presenta con algunas variaciones hasta 1977, cuando inicia una tendencia creciente con un valor promedio muy alto en 1986. El flujo de agua en Fort Quitman corresponde al agua otorgada por Estados Unidos una vez restada la can-

Figura 3.
Flujos de agua (promedios anuales) registrados en El Paso y Fort Quitman durante 1923-2005

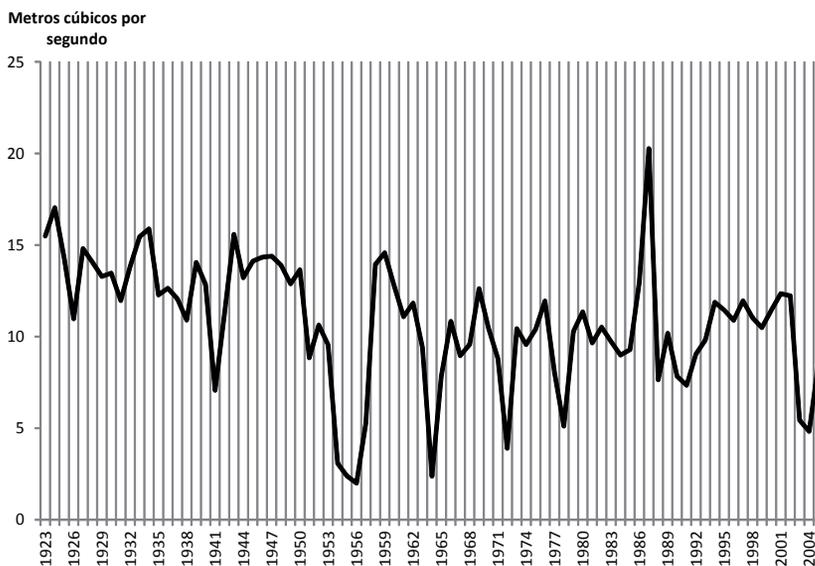


Fuente: Elaboración propia con base en datos de la CILA.

tividad de agua que es consumida por el lado mexicano. De esta manera, el agua superficial que consumen los mexicanos en la región regida por la Convención de 1906, se puede aproximar como el agua recibida en El Paso menos la registrada en Fort Quitman, la cual también constituye una aproximación al cumplimiento de tal convención por parte de Estados Unidos, ya que representa la respuesta de los mexicanos ante las entregas de agua de años anteriores.

La figura 4 se basa en la diferencia de flujos de agua entre El Paso y Fort Quitman. Esta serie presenta los siguientes resultados estadísticos: un valor promedio de $10.83 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$, valores máximo y mínimo de 20.7 y $2 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$, con una desviación estándar de aproximadamente $3.43 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$ (véase figura 4). La distribución de los datos, en este caso, muestra una mayor simetría que las series originales, lo que puede interpretarse como una distribución más cercana a la normal.

Figura 4.
Diferencias de los flujos de agua promedio
entre El Paso y Fort Quitman, 1923-2005



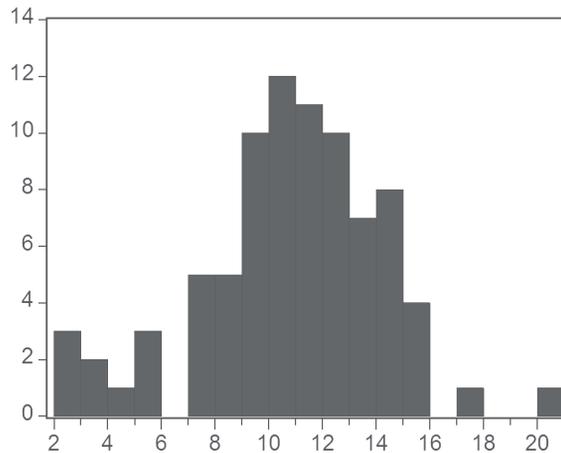
Fuente: Elaboración propia con base en la sección de Estados Unidos de la CILA.

En la figura 5 se observa que esta serie de datos tiene un comportamiento muy cercano a un comportamiento normal, además el estadístico Jarque-Bera igual a 4.53 y con una probabilidad de 0.1034 permite concluir que no es posible rechazar la hipótesis nula de normalidad. En el caso de que los usuarios mexicanos utilizaran una cantidad cercana a los 14 m^3s^{-1} , en promedio al año, se habrían adaptado a las condiciones impuestas por la convención.

El comportamiento de esta última serie muestra dos etapas: 1) de 1923 a 1950 existe un mayor cumplimiento de las obligaciones de Estados Unidos; 2) a partir de 1951 parecen regir nuevas condiciones, con una mayor varianza de la serie y un promedio menor de las diferencias entre los flujos de agua (las varianzas del primer y segundo periodo son 3.79 y 10.79, respectivamente; mientras que los valores promedios son 13.42 y 9.52, para el primero y segundo periodo, respectivamente).

En sí, las propiedades estadísticas que presentan las series de El Paso y Fort Quitman en las que tienden a co-moverse en una misma dirección, hacen que resulten atractivas para ser analizadas mediante el enfoque

Figura 5.
Histograma de la diferencia de flujos de agua
entre El Paso y Fort Quitman



Fuente: Elaboración propia con base en datos de la CILA.

de series de tiempo con cambio estructural.⁴ Este enfoque tiene algunas ventajas en comparación con los métodos descriptivos tradicionales. Por ejemplo, permite valorar cualquier serie histórica de datos en relación con su evolución alrededor de una constante o sobre una tendencia lineal, determina si efectivamente ocurrió un cambio estructural y localiza endógenamente (es decir, no se impone *a priori*) la fecha en la que ocurrió tal cambio estructural. Si las entregas de agua hubieran sucedido de manera constante y regular no sería necesario el empleo de técnicas estocásticas, pero la realidad, vista desde el comportamiento de los datos y desde las gráficas anteriores, es que éstas experimentaron diversos cambios como respuesta a eventos tanto aleatorios como determinísticos.

Resultados y evidencia empírica

El periodo de análisis es de 1923 a 2005 y fue elegido con base en dos criterios: primero, que fuera un corte temporal lo más largo posible y, segundo, con disponibilidad de datos para ambos puntos de medición. En el caso de que las variaciones de agua observadas en las figuras 3 y 4 sean momentáneas, los cambios estarían explicados por causas aleatorias, sugiriendo que una vez pasada la contingencia hay un regreso a la tendencia normal. Por ejemplo, es posible que eventos naturales (como una sequía o una época de lluvias abundantes) hayan podido alterar los flujos de agua. En el caso de que sean persistentes habría que buscar alguna explicación en las condiciones construidas por el ser humano (obras de infraestructura hidráulica, presas, aumentos de la población local, etc.) que tienden a retener los flujos de agua; o bien, pueden deberse a cambios en la normativa institucional del manejo del agua entre las dos naciones. En cualquier caso, el análisis estadístico podría arrojar luz sobre el marco de respeto hacia los acuerdos firmados.

El Cuadro 1 presenta los resultados con el método de raíz unitaria sin cambio estructural. En general, todos los estadísticos ensayados concluyen que las series de agua de El Paso y Fort Quitman son integradas de orden 1, lo que en términos teóricos significa que la media y la varianza de las series

⁴ Donde por “cambio estructural” se entiende aquel cambio (dentro de todas las variaciones mostradas) que, de acuerdo con la técnica, tiene la característica de provocar una inflexión en la tendencia o la media de una serie de tiempo.

tienen a cambiar con el tiempo y que, por tanto, no es posible utilizarlas en ecuaciones de regresión.

En términos prácticos, los resultados de este conjunto de pruebas sugieren que los cambios registrados en los flujos de agua tienden a ser persistentes. Sin embargo, al considerar las diferencias de flujo promedio entre las dos series es posible revertir las conclusiones, ya que en este caso la serie resultante es estacionaria (véase la última columna del cuadro 1).

Los resultados del cuadro 1 llevarían a la conclusión (sujeta a revisión, por supuesto) de que los cambios en los flujos de agua promedio no desaparecen totalmente y que, por tanto, no hay un apego estricto a la normatividad internacional. Sin embargo, y tal y como la teoría estadística sugiere, el resultado de integración de orden 1 puede ser consecuencia de

Cuadro 1.
Flujos de agua promedio y resultados de integración

| Prueba | El Paso | Fort Quitman | Diferencias | Resultado | | |
|---------------------------|---------|--------------|-------------|-----------|--------------|-------------|
| | | | | El Paso | Fort Quitman | Diferencias |
| <i>Constante</i> | | | | | | |
| Z_{α} | -8.301 | -5.039 | -15.367 | I(1) | I(1) | I(0) |
| MZ_{α} | -6.602 | -3.782 | -10.777 | I(1) | I(1) | I(0) |
| MZ_t | -1.779 | -1.365 | -2.286 | I(1) | I(1) | I(0) |
| MSB | 0.269 | 0.361 | 0.212 | I(1) | I(1) | I(0) |
| P_T | 4.691 | 7.618 | 2.856 | I(1) | I(1) | I(0) |
| MP_T | 3.840 | 6.484 | 2.413 | I(1) | I(1) | I(0) |
| $ADF-GLS$ | -1.702 | -1.364 | -2.161 | I(1) | I(1) | I(0) |
| k | 4 | 3 | 5 | | | |
| <i>Tendencia temporal</i> | | | | | | |
| Z_{α} | -15.239 | -7.081 | -37.300 | I(1) | I(1) | I(0) |
| MZ_{α} | -11.976 | -5.040 | -28.789 | I(1) | I(1) | I(0) |
| MZ_t | -2.443 | -1.569 | -3.793 | I(1) | I(1) | I(0) |
| MSB | 0.204 | 0.311 | 0.132 | I(1) | I(1) | I(0) |
| P_T | 7.758 | 18.472 | 3.161 | I(1) | I(1) | I(0) |
| MP_T | 7.630 | 17.995 | 3.172 | I(1) | I(1) | I(0) |
| $ADF-GLS$ | -2.359 | -1.624 | -4.914 | I(1) | I(1) | I(0) |
| k | 4 | 3 | 0 | | | |

Nota: El número de rezagos (k) para la corrección autorregresiva es seleccionado óptimamente con el criterio de Información Modificado de Akaike (MAIC) dado en Ng y Perron (2001), y un máximo de rezagos de $k_{max} = 5$. Cuando hay una constante los valores críticos al 5% son: para z_{α} -8.35, Mz_{α} -8.1, MZ_t -1.98, MSB 0.233, P_t y MP_t 3.17, y $ADF-GLS$ -1.98. Con tendencia temporal los valores críticos son: Z_{α} y MZ_{α} -17.3, MZ_t -2.91, MSB 0.168, P_t y MP_t 5.48 y $ADF-GLS$ -2.91. En todas las pruebas se contrasta la hipótesis nula de raíz unitaria contra la alternativa de estacionaria. I(1) e I(0) indican que la serie tiene raíz unitaria y que la serie es estacionaria, respectivamente.

cambios estructurales ocurridos en las series que son ignorados por este primer conjunto de estadísticos. Debido a que el marco legal relacionado con el medio ambiente y el agua en la zona fronteriza entre Estados Unidos y México se ha modificado en más de una ocasión, es posible que haya ocurrido algún cambio importante que impida observar la estacionariedad de la serie.

Por tal motivo se acude a las pruebas de raíz unitaria con cambio estructural. Los resultados se presentan en el cuadro 2. Allí se muestran, tanto para los flujos de agua en El Paso como para Fort Quitman, los parámetros estimados con los diferentes modelos, las fechas en las que los modelos estimaron ocurrió un cambio importante, así como el criterio de información bayesiano (BIC) usado para elegir entre los diversos modelos. El análisis está basado en la estimación del parámetro definido como ADF, ya que su significación estadística es la que permite inferir sobre la hipótesis de estacionariedad.

Cabe destacar que en todos los modelos el coeficiente estimado ADF resultó significativo (a excepción del modelo AAn), lo que significa que es necesario considerar la existencia de posibles cambios estructurales en las series de flujo de agua para determinar su estacionariedad. Este resultado, en términos prácticos, indica que es posible revertir las conclusiones arrojadas por los modelos que no consideran la posibilidad de cambio estructural y concluir preliminarmente que los cambios en los flujos de agua fueron, efectivamente, temporales. Una conclusión a favor de que el marco institucional se ha respetado a lo largo del periodo analizado.

Por otro lado, un análisis de los coeficientes estimados nos lleva a sugerir que la estacionariedad de las series se logró en niveles inferiores de los flujos de agua promedio desde que ocurrieron los cambios estructurales. Para apoyar esta afirmación se comentan los resultados obtenidos con el modelo AAn, ya que para ambas series fue el más apropiado de acuerdo con el criterio de información bayesiano. No obstante, nótese que los diferentes modelos coinciden de manera amplia en la fecha de ocurrencia de los cambios estructurales. Además, en todos los modelos ensayados el primer cambio estructural fue negativo y altamente significativo (es decir, el cambio estructural llevó a una reducción de los flujos de agua promedio a partir de esa fecha), mientras que el segundo cambio estructural fue positivo y significativo (es decir, hubo un incremento de los flujos de agua).

En el caso de los flujos de agua en El Paso, el modelo AAn estimó como fechas probables de cambio estructural los años 1949 y 1972. Una revisión documental indica que ambas fechas están relacionadas a cambios en el marco legal que impactaron en la gestión de las aguas. Para el caso de Fort Quitman, los años seleccionados no fueron muy diferentes (1950 y 1972) y en este caso deben responder también a cuestiones similares relacionadas con el marco legal de las instituciones.

La relación observada entre cambios estructurales y modificaciones al marco legal de la gestión de las aguas no informa sobre la dirección y magnitud de los cambios. Sin embargo, es posible formarse una idea a partir de la interpretación y dirección de los coeficientes estimados usando los resultados del modelo AAn. En el caso de la serie de flujos de agua pette-

Cuadro 2.
Flujos de agua promedio y raíces unitarias con cambio estructural

| Modelo | TB1 | TB2 | μ | β | θ_1 | γ_1 | θ_2 | γ_2 | ADF | k | BIC |
|-------------------------------------|------|------|--------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|------------------------|---|---------|
| Resultados para El Paso | | | | | | | | | | | |
| An | 1949 | | 1.1762 (4.1101) | | -0.2256 (-2.0620) | 0.1802 (0.4464) | | | -0.3835 (-4.3357) | 0 | -1.6248 |
| A | 1950 | | 1.7042 (5.4246) | 0.0103 (2.9976) | -0.7622 (-3.8443) | | | | -0.6007 (-5.7475) a | 1 | -1.6915 |
| C | 1949 | | 1.8675 (5.0297) | -0.0014 (-0.01367) | -0.6290 (-3.0229) | 0.0120 (1.0714) | | | -0.6013 (-5.6723) a | 1 | -1.6200 |
| AAn | 1949 | 1972 | 1.8500 (5.6978) | | -0.5683 (-4.0557) | | 0.3767 (3.3575) | | -0.6017 (-5.9257) a | 1 | -1.7155 |
| AA | 1950 | 1997 | 1.7392 (5.5916) | 0.0144 (3.4537) | -0.9034 (-4.2449) | | -0.3003 (-1.6962) | | -0.6301 (-6.0182) d | 1 | -1.6617 |
| CC | 1952 | 1985 | 4.6199 (6.8384) | -0.0136 (-1.3697) | -1.4431 (-5.3068) | 0.9082 (4.0284) | 0.0402 (3.2685) | -0.0645 (-4.0836) | -1.4512 (-6.9563) c | 5 | -1.5186 |
| Resultados para Fort Quitman | | | | | | | | | | | |
| An | 1976 | | 0.1697 (1.2887) | | 0.2652 (1.3585) | -2.5100 (-3.0648) | | | -0.2152 (-2.9082) | 1 | -0.1640 |
| A | 1948 | | 0.6193 (2.6434) | 0.0216 (2.8267) | -1.4345 (-3.2177) | | | | -0.4453 (-4.7551) d | 0 | -0.1866 |
| C | 1965 | | 1.5514 (4.0191) | -0.0511 (-3.8863) | 0.8867 (2.5080) | 0.0694 (3.3148) | | | -0.4786 (-5.0843) c | 0 | -0.1922 |
| AAn | 1950 | 1972 | 1.1563 (4.6654) | | -1.4822 (-4.5355) | | 1.2143 (4.3623) | | -0.5691 (-5.9950) a | 0 | -0.3137 |
| AA | 1950 | 1969 | 1.0459 (3.7998) | 0.0117 (1.1704) | -1.8658 (-4.2312) | | 0.9464 (2.4790) | | -0.5946 (-5.9994) d | 0 | -0.2495 |
| CC | 1950 | 1989 | 1.5998 (4.2023) | -0.0157 (-0.8477) | -2.1823 (-4.6104) | 0.3341 (0.7249) | 0.0767 (3.2921) | -0.1188 (-2.6838) | -0.6758 (-6.7686) d | 0 | -0.2169 |

Notas: TB1 y TB2 indican la fecha estimada del cambio estructural, entre paréntesis los valores t. Valores críticos: para el modelo An son -5.51 (1%), -5.07 (2.5%), -4.76 (5%) y -4.42 (10%) --véase Perron y Vogelsan (1992). Para el modelo A son: -5.34 (1%), -5.02 (2.5%), -4.8 (5%) y -4.58 (10%) --véase Tabla 2 de Lumsdaine y Papell (1997). Para el modelo C: -5.57 (1%), -5.30 (2.5%), -5.08 (5%) y -4.82 (10%) --véase Tabla 4 de Zivot y Andrews (1992). Modelo AAn: -5.86 (1%), -5.59 (2.5%), -5.39 (5%) y -5.15 (10%) --véase Tabla A2 de Carrion-i-Silvestre et al. (2004). Para el modelo AA: -6.94 (1%), -6.53 (2.5%), -6.24 (5%) y -5.96 (10%) --véase Tabla 2 de Lumsdaine y Papell (1997). Para el modelo CC: -7.34 (1%), -7.02 (2.5%), -6.82 (5%) y -6.49 (10%) --véase Tabla 3 de Lumsdaine y Papell (1997). La notación a, b, c y d indica significación al 1, 2.5, 5 y 10%, respectivamente.

neciente a El Paso, los resultados indican que después del primer cambio estructural, ocurrido en 1949, los flujos de agua promedio se redujeron respecto de los años previos, ya que de un promedio estimado en 1.8500 se pasó a 1.3117 ($1.8500 - 0.5683$) a partir de 1949. Mientras tanto, después del segundo cambio estructural se corrigió de forma parcial el flujo de agua al incrementarse a 1.6884 ($1.3117 + 0.3767$), una cantidad mayor al flujo de agua captado entre 1949 y 1972, pero que resulta todavía inferior al observado hasta antes de 1949.

En el caso de los flujos de agua promedio registrados en Fort Quitman sucedió algo similar. El primer cambio estructural, estimado en 1950, tuvo como consecuencia una reducción de los flujos de agua al obtenerse un coeficiente estimado igual a -0.3259 ($1.1563 - 1.4822$). El signo negativo estaría indicando una caída en el saldo promedio de los flujos de agua entre 1950 y 1972. En cambio, después de 1972 hay una mejora, ya que los cálculos indican un coeficiente positivo igual a 0.8884 ($-0.3259 + 1.2143$).

Si bien después del segundo cambio estructural se registra una mejora en los flujos de agua que pasaron por esos lugares, en ambos puntos de medición el flujo de agua promedio ha sido estimado en niveles todavía por debajo de los registrados hasta antes de 1949 o 1950, según el acuerdo de aguas de 1906.

La aplicación de las pruebas de raíz unitaria con cambio estructural a la serie de las diferencias de flujos de agua entre El Paso y Fort Quitman refuerza las conclusiones hasta ahora alcanzadas. En el cuadro 3 se presentan los principales resultados.

De nuevo, el modelo que presenta mejor ajuste de acuerdo con el BIC es el denominado como AAn, mientras que las fechas seleccionadas para los cambios estructurales fueron 1953 y 1957. Con el primer cambio estructural las diferencias de agua entre El Paso y Fort Quitman se vieron reducidas a 1.2049 ($2.5548 - 1.3499$). Sin embargo, desde 1957 se elevaron a niveles superiores a los registrados hasta antes de 1953, al pasar a una cantidad de 2.2626 ($1.2049 + 1.0577$).

En general, hay tres observaciones a destacar de las estimaciones de regresión presentadas en los cuadros 2 y 3:

1. Los flujos de agua promedio registraron al menos dos cambios estructurales con la consiguiente estabilidad de los flujos de agua.

Cuadro 3.
Diferencias de los flujos de agua promedio entre El Paso y Fort Quitman
y raíces unitarias con cambio estructural

| Modelo | TB1 | TB2 | μ | β | θ_1 | γ_1 | θ_2 | γ_2 | ADF | k | BIC |
|--------|------|------|--------------------|----------------------|----------------------|----------------------|--------------------|----------------------|-------------------------------|---|---------|
| An | 1955 | | 1.7147 (5.4647) | | -0.1258 (-1.4248) | -1.0911 (-2.8913) | | | -0.7059 (-5.8033) a | 1 | -1.8660 |
| A | 1953 | | 5.2238 (6.1913) | 0.0155 (4.1904) | -1.3423 (-5.3900) | | | | -2.1199 (-6.2545) a | 8 | -1.6027 |
| C | 1953 | | 6.5348 (7.3118) | -0.0141 (-1.3972) | -1.3032 (-5.5844) | 0.0346 (3.1306) | | | -2.4992 (-7.3608) a | 8 | -1.6772 |
| AA | 1953 | 1957 | 2.5548 (8.5624) | | -1.3499 (-6.5316) | | 1.0577 (5.7974) | | -1.0053 (-8.7815) a | 1 | -2.1955 |
| AA | 1952 | 1957 | 2.3461 (7.6919) | 0.0002 (0.0839) | -1.0674 (-5.4152) | | 0.7793 (4.2938) | | -0.9206 (-7.8901) a | 1 | -2.0341 |
| CC | 1953 | 1985 | 6.9275 (8.0189) | -0.0144 (-1.5087) | -1.5151 (-6.4098) | 0.1981 (1.1939) | 0.0438 (3.7714) | -0.0372 (-2.9181) | -2.6518 (-8.0751) a | 8 | -1.6624 |

Notas: TB1 y TB2 indican la fecha estimada del cambio estructural, entre paréntesis los valores t. Valores críticos: véase Tabla 2. La notación a, b, c y d indica significación al 1, 2.5, 5 y 10%, respectivamente.

A juzgar por la significación del parámetro ADF (lo cual significa que la serie es estacionaria), los acuerdos y tratados han sido y siguen respetándose antes y después de los cambios estructurales.

2. Se observa como regularidad empírica que el primer cambio estructural fue hacia una reducción de los flujos de agua promedio en cada punto de medición, mientras que el segundo cambio estructural llevó a un incremento en los flujos de agua. Debido a que el nivel promedio de agua estimado para la etapa posterior al segundo cambio estructural es significativamente menor al nivel estimado en la etapa previa al primer cambio estructural, el saldo neto de estos cambios estructurales es que en los últimos 50 años ha habido una reducción de los flujos de agua. Este resultado señala que los acuerdos legales sobre el manejo del agua han sido desfavorables para México.
3. Ambos cambios estructurales (1949 y 1972, en El Paso, y 1950 y 1972, en Fort Quitman) están estrechamente relacionados con los principales cambios registrados en la normatividad de las instituciones que gestionan la apropiación de las aguas del Río Bravo. En la revisión de literatura se identificaron al menos dos cambios normativos: el tratado de aguas firmado en 1944 y la ley para proteger la flora y fauna de la región de 1972. Esto significa que una vez que se han controlado por variaciones aleatorias de los flujos de agua (épocas de sequía, precipitaciones pluviales abundantes, etc.), las alteraciones sufridas en los mismos (disminución del flujo de agua en el primer cambio estructural e incremento del flujo de agua en el segundo cambio estructural) son consecuencia de resoluciones normativas, después de las cuales los flujos de agua registraron un comportamiento estable, es decir, se respetaron los acuerdos.

Los resultados indican que efectivamente hubo variaciones en el flujo de agua promedio que escurre por el Río Bravo, lo cual deja a la parte baja del Río Bravo con niveles menores del líquido desde el tratado de aguas de 1944. En la práctica no parece haber razón para creer que no se respetan los acuerdos, ya que es en la mesa de la negociación bilateral donde al parecer se determinaron las reducciones del flujo de agua que llega a Ciudad Juárez. Esto significa que las revisiones de los acuerdos no

han sido favorables a la parte mexicana del Río Bravo y ello debe tener implicaciones importantes en el bienestar y desarrollo económico de la población de esa región.

Conclusiones

Este trabajo analiza las propiedades estadísticas de la evolución del caudal del Río Bravo en El Paso y Fort Quitman para inferir sobre el grado y alcance de respeto hacia los acuerdos firmados por ambas naciones (México y Estados Unidos) en materia de utilización del caudal de agua. Cuando las reducciones en los flujos de agua responden a criterios aleatorios (como por ejemplo alguna época de sequía en Estados Unidos), una vez pasada la contingencia los flujos de agua vuelven a los niveles normales establecidos en los tratados. En términos generales, se ha observado que entre 1950 y 2005, aproximadamente, el flujo promedio de agua se ha colocado en niveles inferiores a los establecidos en el convenio de 1906, sin embargo, esta tendencia se mantuvo constante durante el periodo, ya que las técnicas indican que desde 1950 la evolución de la serie ha sido estacionaria. Es posible que el tratado de 1944 y el acuerdo ecológico de 1972 hayan alterado los niveles de agua llevando a una reducción del caudal, pero esa nueva normatividad se ha respetado, según los resultados de este ejercicio.

Suponemos que el menor nivel de agua en el Río Bravo es consecuencia tanto de la desfavorable resolución de los acuerdos hacia México como de la aplicación de la cláusula de Estados Unidos de disminuir la proporción de agua entregada a México debido a épocas de sequía. Wurbs (2004) asegura que esta cláusula ha sido invocada por Estados Unidos en por lo menos un tercio de los años desde 1951.

Bibliografía

- Anglés, M. (2006), "Los cursos de agua compartidos entre México y los Estados Unidos de América y la variable medioambiental. Una aproximación", *Anuario Mexicano de Derecho Internacional*, vol. 6, pp. 89-166.
- Arias, Héctor M. (2000), "International Groundwaters: The Upper San Pedro River Basin Case", *Natural Resources Journal*, vol. 40, núm. 2, pp. 191-221.

- Ávila, Patricia (1996), *Escasez de agua en una región indígena de Michoacán: el caso de la meseta puerépecha*, Zamora, Michoacán, El Colegio de Michoacán.
- Barajas, Ismael A. (1999), “Interregional Transfer of Water in Northeastern Mexico: The Dispute over El Cuchillo”, *Natural Resources Journal*, vol. 39, núm. 1, pp. 65-98.
- Brown, Christopher P. y Stephen Mumme (2000), “Applied and Theoretical Aspect of Binational Watershed Councils (Consejos de Cuenca) in the U.S. Mexico Borderland”, *Natural Resources Journal*, vol. 40, núm. 3, pp. 895-929.
- Bustillos, Sandra (2004), “El agua en la frontera México-Estados Unidos”, *Araucaria*, vol. 5, núm. 11, pp. 1-12.
- Carrion-i-Silvestre, Josep Lluís, Manuel Artís y Andreu Sansó-i-Roselló (2004), “Raíces unitarias y cambios estructurales en las macromagnitudes españolas”, *Revista de Economía Aplicada*, vol. 12, núm. 35, pp. 5-27.
- y Germán Soto (2007), “Stochastic Convergence Amongst Mexican States”, *Regional Studies*, vol. 41, núm. 4, pp. 531-541.
- Center for International Strategic Studies (2003), *U.S. – Mexico Transboundary Water Management. The Case of the Rio Grande/ Rio Bravo. Recommendations for Policymakers for the Medium and Long Term*, Washington, D.C., Center for Strategic and International Studies.
- Chávez, Octavio E. (1999), “The 1994-1995 Drought, What did we Learn from it? The Mexican Perspective”, *Natural Resources Journal*, vol. 39, núm. 1, pp. 35-60.
- (2000), “Mining of Internationally Shared Aquifers: The El Paso-Juarez Case”, *Natural Resources Journal*, vol. 40, núm. 2, pp. 237-260.
- Comisión para la Cooperación Ambiental (2001), *Informe sobre el Manejo de las Aguas Fronterizas y Transfronterizas en América del Norte*, vol. 7, Montreal, Éditions Yvon Blais.
- DeBuys, William (2001), “Navigating the River of our Future: The Rio Poco Grande”, *Natural Resources Journal*, vol. 41, núm. 2, pp. 265-281.
- Durant, Robert F. y M. D. Holmes (1985), “Thou Shalt not Covet thy Neighbors Water: The Rio Grande Basin Regulatory Experience”, *Public Administration Review*, núm. 45, p. 6.
- Elliott, G., T. J. Rothenberg y J. H. Stock (1996), “Efficient Tests for an Autorregressive Unit Root”, *Econometrica*, vol. 64, núm. 4, pp. 813-836.
- Escobar, Ohmstede (1997), “Las ‘sequías’ y sus impactos en las sociedades del México decimonónico, 1856-1900”, en Virginia García (ed.), *Historia y desastres en América Latina*, vol. II, México, CIESAS.
- Gantz, David A. (1996), “The North American Development Bank and the Border Environment Cooperation Commission: A New Approach to Pollution Abatement along the United States-Mexican Border”, *Law and Policy in International Business*, núm. 27, pp. 1027-56.

- Hume, Bill (1999), "Big River, Big Issues", *Natural Resources Journal*, vol. 39, núm. 1, pp. 17-26.
- (2000), "Water in the U.S. – Mexico Border", *Natural Resources Journal*, vol. 40, núm. 2, pp. 189-197.
- Hurlburt, David (2001), "The Good, the Bad, and the Arid", *Forum for Applied Research and Public Policy*, vol. 16, núm. 1, pp. 9-13.
- Ingram, Helen y D. R. White (1993), "International Boundary and Water Commission: An Institutional Mismatch for Resolving Transboundary Water Problems", *Natural Resources Journal*, vol. 33, núm. 1, pp. 153-200.
- (1999), "Lessons Learned and Recommendations for Coping with Future Scarcity", *Natural Resources Journal*, vol. 39, núm. 1, pp. 179-188.
- Johnstone, Nick (1995), "International Trade, Transfrontier Pollution, and Environmental Cooperation: A Case Study of the Mexican-American Border Region", *Natural Resources Journal*, vol. 35, núm. 1, pp. 33-62.
- Jones, Celina A. (2002), "The Administration of the Middle Rio Grande Basin: 1956-2002 (New Mexico)", *Natural Resources Journal*, vol. 42, núm. 4, pp. 939-968.
- Lumsdaine, Robin L. y David H. Papell (1997), "Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis", *The Review of Economics and Statistics*, núm. 79, pp. 212-218.
- Maddala, G. S. e I. M. Kim (1998), *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Martínez, Eluid (1999), "Coping with Water Scarcity on the Rio Grande/Rio Bravo", *Natural Resources Journal*, vol. 39, núm. 1, pp. 117-119.
- Mitchel, Suzanne (2003), *The U.S – Mexican Border Environment. Binational Water Management Planning*, San Diego, San Diego University Press.
- Mumme, S. y R. J. Bustamante (1993), "Innovation and Reform in Transboundary Resource Management: Critical Look at the International Boundary and Water Commission, United States and Mexico", *Natural Resources Journal*, vol. 33, núm. 1, pp. 93-132.
- (1999), "Managing Acute Water Scarcity on the U.S. – Mexico Border: Institutional Issues Raised by 1990's Drought", *Natural Resources Journal*, vol. 39, núm. 1, pp. 93-132.
- (2001), "The US – Mexico International Boundary and Water Commission in the Sustainable Development Era", *IBRU Boundary and Security Bulletin*, verano, pp.117-125.
- (2003a), "Environmental Politics and Policy in U.S. – Mexican Border Studies: Developments, Achievements, and Trend", *The Social Science Journal*, núm. 40, pp. 593-606.

- Mumme, S. (2003b), “Revising the 1994 Water Treaty: Reflections on the Rio Grande Drought Crises and other Matters”, *Journal of the Southwest*, vol. 45, núm. 4, pp. 649-671.
- Ng, Serena y P. Perron (1995), “Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag”, *Journal of the American Statistical Association*, núm. 90, pp. 268-281.
- y Pierre Perron (2001), “Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power”, *Econometrica*, vol. 69, núm. 6, pp. 1519-1554.
- Ostrom, Elinor (2000), *El gobierno de los bienes comunes. La evolución de las instituciones de acción colectiva*, México, Fondo de Cultura Económica.
- Perron, P. (1989), “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis”, *Econometrica*, vol. 57, núm. 6, pp. 1361-1401.
- (1997), “Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables”, *Journal of Econometrics*, núm. 80, pp. 355-385.
- y Ng Serena (1996), “Useful Modifications to some Unit Root Tests with Dependent Errors and their Local Asymptotic Properties”, *The Review of Economic Studies*, núm. 63, pp. 453-463.
- y Timothy J. Vogelsang (1992), “Nonstationary and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity”, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, núm. 3, pp. 301-320.
- Phillips, P. C. B. y P. Perron (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, vol. 75, pp. 335-346.
- Salas J. A. (2009), *El tratado de 1906: un reparto desfavorable de agua para México*, Ciudad Juárez, Universidad Autónoma de Ciudad Juárez.
- Samaniego, M. A. (2006), *Ríos internacionales entre México y Estados Unidos: los tratados de 1906 y 1944*, México, El Colegio de México.
- Sánchez M. (2007), “Jacona. Historia de un pueblo y su desencuentro con el agua”, en Efraín Cárdenas et al. (2007), *Informe final de la primera etapa del proyecto Reserva Patrimonial del Curutarán*, México, Colegio de Michoacán, UMSNH-INAH.
- Schoik, Rick y Christopher Brown (2004), “Barriers and Bridges: Managing Water in the U.S. – Mexican Border Region”, *Environment*, vol. 46, núm. 1, pp. 26-42.
- Szekely, A. y L. Cabrera (1993), “Emerging Boundary Environmental Challenges and Institutional Issues: Mexico and the United States”, *Natural Resources Journal*, vol. 33, núm. 1, pp. 33-58.
- Utton, Albert (1999), “Coping with Drought on an International River under Stress: the Case of the Rio Grande/Rio Bravo”, *Natural Resources Journal*, vol. 39, núm. 1, pp. 27-34.
- West, Krista (2003), “Restoring the Rio: Efforts to Keep the Rio Grande Filled with Water”, *Scientific American*, vol. 289, núm. 5, pp. 26-28.

- Wurbs, R. (2004), "Water Allocation Systems in Texas", *Water Resources Development*, vol. 20, núm. 2, pp. 229-242.
- Yoskowitz, David (1999), "Spot Market for Water along the Texas Rio Grande: Opportunities for Water Management", *Natural Resources Journal*, vol. 39, núm. 2, pp. 345-355.
- Zivot, E. y D. W. K. Andrews (1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, núm. 3, pp. 251-270.