

Análisis econométrico de la distribución de aguas superficiales del Río Bravo entre México y Estados Unidos

*Vicente Germán-Soto
José Luis Escobedo Sagaz¹*

Introducción

México y Estados Unidos han logrado un alto grado de cooperación diplomática en la gestión de las aguas fronterizas, sin embargo siempre han estado presentes las disparidades económicas que han permitido imponer condiciones favorables para el segundo país. El crecimiento de la región presiona los recursos naturales, lo que incrementa los costos derivados de su utilización. Este incremento de costos ha llevado a las comunidades y agentes existentes en la región a exigir un cambio en las instituciones. Algunos autores, como Mumme (1999) e Ingram (1999), han cuestionado el funcionamiento de las instituciones a partir de la sequía de los noventa y plantean posibles soluciones con un manejo integral de la cuenca.

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 distribución del agua entre México y Estados Unidos como resultado de los acuerdos firmados entre ambos países sobre la utilización de este recurso. El objetivo es analizar la distribución histórica de aguas superficiales de la cuenca del río Bravo con el fin de observar la apropiación de este recurso natural de acuerdo a la Convención para la Equitativa Distribución de las Aguas del Río Grande de 1906. El análisis lo basamos en un conjunto de ecuaciones econométricas que fueron diseñadas para examinar tendencias y cambios de tendencia en series de tiempo macroeconómicas.

Los resultados señalan que hay una reducción en la cantidad de agua desde los años 40's que ocasionaría pérdida de bienestar en el lado mexicano. La reducción del flujo de agua promedio de años recientes puede ser consecuencia de que los tratados de distribución de

¹ Doctor en Economía, Facultad de Economía de la Universidad Autónoma de Coahuila, teléfono (844) 412 87 82, e-mail: vicentegerman@mail.uadec.mx

Doctor en Economía, Facultad de Economía de la Universidad Autónoma de Coahuila, teléfono (844) 412 87 82, e-mail: lanzas_98@yahoo.com

las aguas superficiales en el río Bravo no han sido plenamente respetados y/o a que los acuerdos no han sido favorables a México. El análisis de las diferencias de flujos de agua entre El Paso y Fort Quitman indica que éstas se han ampliado significativamente, lo que en términos prácticos se interpretaría como una tendencia a apropiarse de la mayor cantidad de agua posible por parte de Estados Unidos.

El trabajo se desarrolla en seis secciones. En esta primera sección abordamos la introducción, mientras que en la sección 2 revisamos algunos trabajos que ya han discutido el problema del agua en la región fronteriza y describimos los acuerdos y reglamentos firmados entre ambos países en materia de agua. En la sección 3 describimos los datos usados. En la sección 4 exponemos el enfoque de series de tiempo, metodología sobre la cual descansa la mayor parte de la evidencia empírica reportada en la sección 5. Finalmente, la sección 6 destaca algunas conclusiones.

Acuerdos y tratados binacionales sobre los flujos de agua

Algunos estudios previos

Existen varios estudios que analizan la situación existente en la cuenca del río Bravo y la forma como están operando los tratados existentes. 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 que la actividad humana ha tenido sobre éstos. 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 noventa. También a partir de la sequía de esos años Chávez (1999), Hurlburt (2001), Ingram y White (1993), Mumme *et al.* (1993), Mumme (2003), Schoik (2004), y Szekely y Cabrera (1993) se cuestionan el desempeño institucional en el manejo de las aguas del río Bravo.

Algunos otros, en cambio, como los de Arias (2000), Chávez (2000), Durant *et al.* (1985), Gantz (1996), Hume (2000), Johnstone (1995), Jones (2002), West (2003) hacen un recuento de la política hidráulica y ambiental en la cuenca. Yoskowitz (1999) señala el sistema de precios como un mecanismo de manejo del recurso hidráulico para garantizar el futuro desarrollo 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.

Reglamentos y acuerdos

Los gobiernos de ambos países han buscado reglamentar la apropiación de los recursos con el fin de reducir los conflictos. Se pueden identificar tres etapas en la relación jurídica en materia de agua. En la primera prevalecieron los recursos acuíferos transfronterizos superficiales, su uso y su prorrateo, distribución y asignación. Esta etapa inicia a principios del siglo XIX y finaliza a principios de los años setenta (Comisión para la Cooperación Ambiental, 2001).

En 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 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 predominen son la calidad de las aguas superficiales y la distribución, calidad e interconexiones del agua del subsuelo. Esta etapa inicia con las discusiones ambientales relacionadas con las negociaciones del Tratado de Libre Comercio de Norteamérica y genera dos nuevos organismos relacionados

con la gestión del agua en la región fronteriza: la Comisión de Cooperación Ecológica Fronteriza (COCEF) 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 las cuencas de los ríos Tijuana, 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.

El Convenio de 1906 crea una subcuenca que inicia en Colorado y finaliza después de El Paso, Texas. El agua es manejada de manera soberana por Estados Unidos de acuerdo con sus legislaciones federales y estatales y con los acuerdos interestatales que existen. México sólo recibe la cuota marcada en el Convenio, que puede reducirse bajo ciertas condiciones. La parte de la cuenca 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 de acuerdo con las legislaciones estatales y federales existentes y el Pacto del Río Pecos. Finalmente, el lado México-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 se puede usar en cada país.

Este estudio se centrará en la parte de la cuenca regulada por la Convención de 1906 y se enfocará en las entregas de agua de Estados Unidos a México. La Convención de 1906 garantiza la entrega de 74 Mm³ anuales en un punto cercano a Ciudad Juárez de acuerdo con un calendario mensual y la renuncia de México a todo aprovechamiento de aguas del río Bravo entre el punto de entrega y Fort Quitman². De los acuerdos firmados por México y Estados Unidos este es el más sencillo, ya que se centra exclusivamente en la distribución de las aguas superficiales. Este acuerdo es favorable a los 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 la soberanía sobre el agua antes de llegar a la frontera;

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

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).

Lo anterior significó la división de la cuenca en dos partes (Escobedo, 2008). Al reconocerse la soberanía de los Estados Unidos sobre las aguas superficiales río arriba de Fort Quitman, la administración de las aguas superficiales se realiza en función de las necesidades de los apropiadores norteamericanos. México no puede reclamar una cantidad fija de agua, ya que se prevén eventos que permiten a los Estados Unidos disminuir las entregas.

La convención se convierte en un obstáculo para cualquier mecanismo de cooperación para mejorar la gestión de agua entre los dos países. El concepto de soberanía limita la cooperación debido a que la transferencia de agua representaría una pérdida de soberanía para el país que cede el recurso. En esta situación la estrategia que existe es la de no cooperación, que no es la óptima desde el punto de vista económico (Escobedo y Pérez, 2008).

Las instituciones señaladas tienen un impacto en el comportamiento de los apropiadores que no puede observarse en el corto plazo, ya que para la apropiación del recurso se deben crear la infraestructura necesaria y las condiciones políticas adecuadas. En el caso de la Convención de 1906, el periodo revolucionario en México pudo posponer o atenuar el cambio en la apropiación.

Datos e información: un análisis descriptivo

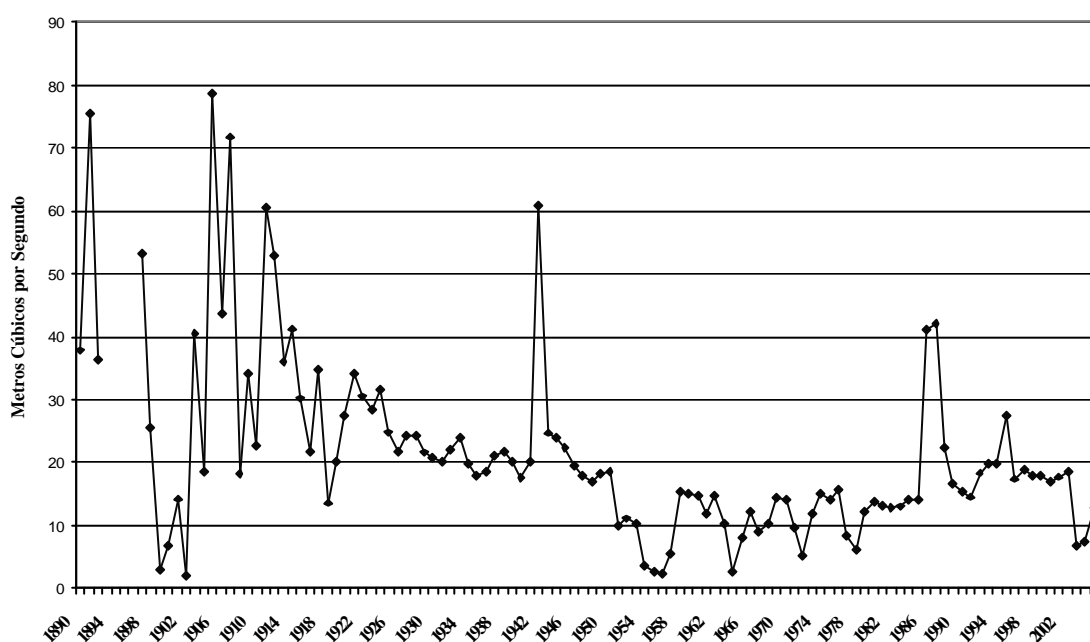
El cambio en la conducta de los apropiadores puede observarse de forma directa en la entrega de aguas de Estados Unidos a México, ya que conforme se incrementa la apropiación en el primero se reduce la cantidad del recurso en el segundo. El análisis está basado en datos oficiales sobre los flujos de agua promedio medidos en metros cúbicos por segundo (m^3/s) recibidos anualmente en El Paso, Texas.³ Los flujos promedio en m^3/s para un año permiten estimar la cantidad de agua entregada anualmente. Se estima que para que Estados Unidos cumpla con los compromisos marcados por la Convención debe entregar un

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).

flujo promedio de 14 m³s para los años en que no exista la sequía extraordinaria, en caso contrario el flujo promedio necesario fluctúa dependiendo de las condiciones de este fenómeno.

Los promedios anuales disminuyen a partir de 1912 con un pico en 1942, la pendiente es cercana a cero después de 1956 y muestran una ligera tendencia a crecer a partir de 1986 (véase Gráfica 1). Los datos se vuelven más estables con respecto a la tendencia a partir de 1922, con la excepción de algunos picos en tres años, que pueden corresponder a años con precipitación alta.

Gráfica 1. Promedios anuales del flujo diario de agua del río Bravo en El Paso



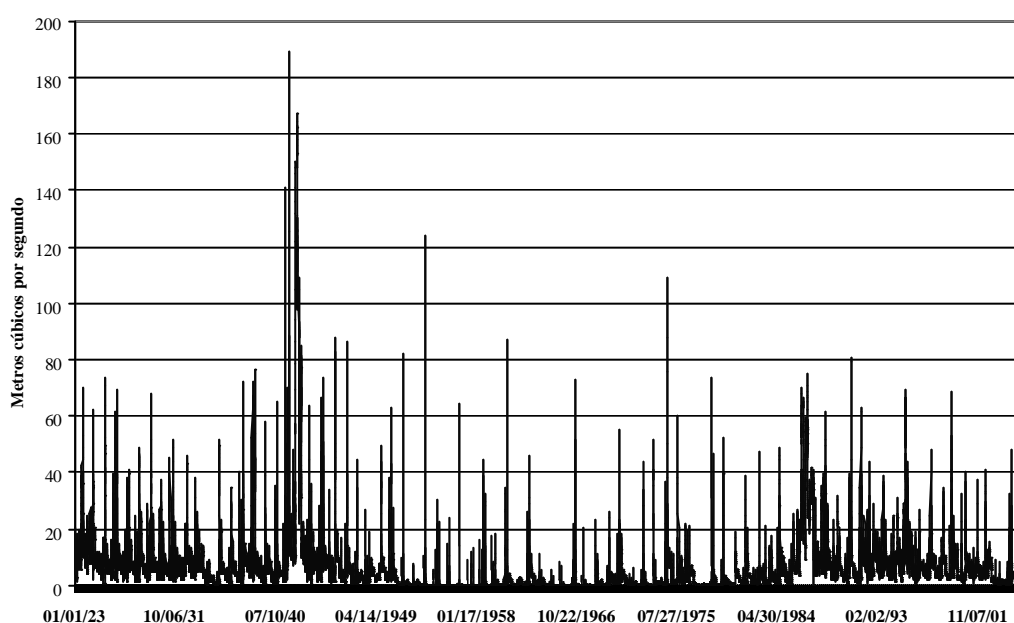
Fuente: Elaboración propia en base a la Sección de Estados Unidos de la CILA.

Los promedios anuales tienen una media de 20.6 m³s, con una mediana de 18, una desviación estándar de 17.78, un valor máximo de 79.69 y un mínimo de 1.98. Los datos tienden a concentrarse cerca de la media, pero la dispersión se eleva debido a que existen varios valores altos. El rango de los datos es alto si se compara con la media.

Por otro lado, los datos para Fort Quitman inician en 1923 y terminan en 2005 y muestran un comportamiento similar al de los flujos en El Paso para el periodo en que se tienen registros (Gráfica 2).

Al inicio se observa una disminución y llega a ser prácticamente cero en 1951, este comportamiento se sostiene con altibajos hasta 1977, cuando existe un crecimiento en el flujo y se observa un pico en 1986. Esta correspondencia se debe a que el flujo en Fort Quitman corresponde al agua recibida de Estados Unidos menos la que es consumida por el lado mexicano. De esta manera, el agua superficial que consumen los mexicanos en la región regida por la Convención se puede aproximar como el agua medida en El Paso menos la medida en Fort Quitman y también es una aproximación al cumplimiento de la Convención por parte de Estados Unidos, ya que representa la respuesta de los mexicanos ante las entregas de agua de años anteriores.

Gráfica 2. Flujo diario de agua del río Bravo en Fort Quitman



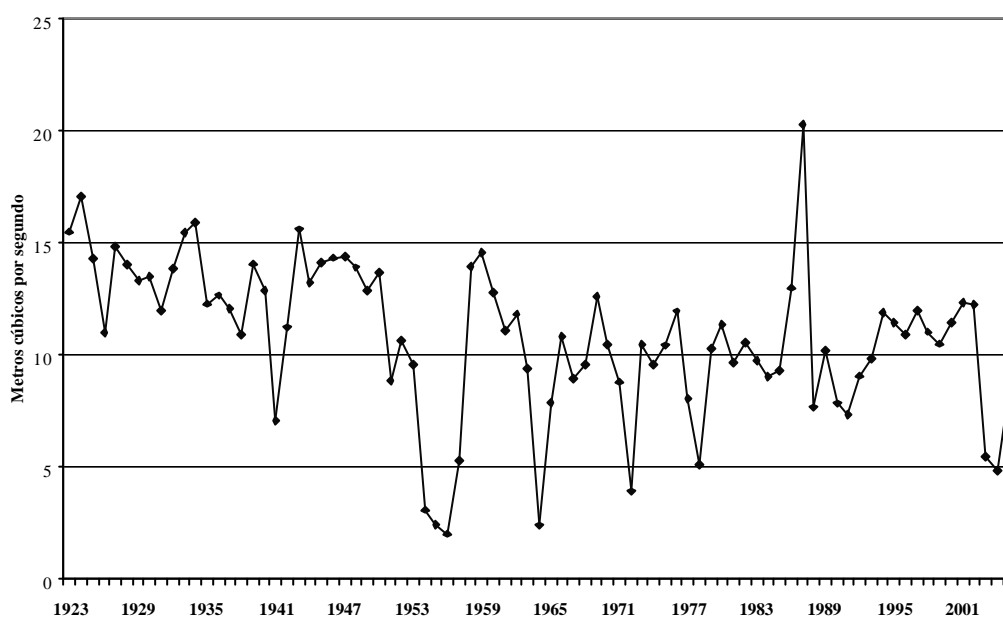
Fuente: Elaboración propia en base a la Sección de Estados Unidos de la CILA.

La diferencia de flujos de El Paso y Fort Quitman presenta los siguientes resultados estadísticos: el promedio es de $10.83 \text{ m}^3/\text{s}$ con un máximo de 20.7, un mínimo de 2 y una desviación estándar de 3.43 (Gráfica 3). La distribución de los datos, en este caso, muestra una mayor simetría que las series originales, lo que puede interpretarse como una apropiación del agua con una distribución cercana a la normal.

En caso de que los apropiadores mexicanos utilizaran una cantidad cercana a los $14 \text{ m}^3/\text{s}$ en promedio al año, se habrían adaptado a las condiciones impuestas por la Convención. Si suponemos que los apropiadores mexicanos tienen una estrategia de quedarse con la mayor

cantidad posible de agua, el promedio apunta a que no ha existido un cumplimiento estricto del Convenio y el mínimo señala que el motivo es la aplicación de los casos de excepción. El máximo se puede considerar un dato atípico, ya que se presenta cuando existe un pico en el flujo de El Paso; aparentemente los pobladores no tendrían la capacidad para apropiarse de esa cantidad del recurso.

Gráfica 3. Promedio anual de la diferencia de los flujos de agua entre El Paso y Fort Quitman



Fuente:
Elaboración propia en base a la Sección de Estadísticas de la

CILA.

El comportamiento de la serie muestra dos momentos: 1) de 1923 a 1950 existe un mayor cumplimiento de las obligaciones de Estados Unidos, 2) a partir de 1951 existen nuevas condiciones, con una mayor varianza de la serie y un promedio menor de las diferencias entre los flujos. Estas características hacen que las series de flujos de agua resulten atractivas para ser analizadas mediante el enfoque de series de tiempo con cambio estructural. Este enfoque tiene algunas ventajas en comparación a los métodos descriptivos, por ejemplo, permite valorar cualquier serie histórica de datos en relación a su evolución alrededor de una constante o sobre una tendencia determinista, además aclara si realmente ocurrió un cambio estructural y determina endógenamente (es decir, no se impone a priori) la fecha en la que ocurrió un cambio estructural.

El enfoque de series de tiempo: teoría y especificación econométrica

Las series de tiempo se han convertido en una herramienta muy popular en la investigación empírica actualmente. Su aplicación a las series de flujos de agua promedio puede darnos una idea más realista del comportamiento y apropiación del agua entre México y Estados Unidos. A continuación exponemos la teoría fundamental del análisis de series de tiempo.

Desde el punto de vista teórico una serie de tiempo es una colección de variables aleatorias y es definida como $\{x_t\}$. Si ordenamos en el tiempo una colección de variables aleatorias entonces tendremos lo que se conoce como proceso estocástico. Si x_t tiene una distribución normal entonces la distribución de x_t está regida por el primero y el segundo momentos:

$$\begin{aligned} \mathbf{m}_t &= E(X_t) \\ \mathbf{s}_t^2 &= \text{var}(X_t) \\ \mathbf{g}_{t_1 t_2} &= \text{cov}(X_{t_1}, X_{t_2}) \end{aligned} \quad (1)$$

Debido a que los parámetros desconocidos \mathbf{m}_t , \mathbf{s}_t^2 y \mathbf{g}_{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 forma de hacerlo es aplicar el criterio de estacionariedad (restricciones en la heterogeneidad temporal del proceso).

Se dice 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 . Para probar estacionariedad de una serie x_t se pueden aplicar pruebas de raíz unitaria con y sin cambio estructural. A continuación exponemos los estadísticos usados para verificar si la serie x_t presenta raíz unitaria o es estacionaria.

El enfoque de la raíz unitaria

Con el fin de llevar a cabo pruebas de raíces unitarias hacemos uso de los estadísticos modificados propuestos en Ng y Perron (2001) y que se ha demostrado presentan mejores resultados en términos de potencia y tamaño en muestras pequeñas. Esos estadísticos

están basados en procedimientos de Mínimos Cuadrados Generalizados (en inglés, *GLS*) desarrollados en Elliot, Rothenberg y Stock (1996). También calculamos los estadísticos de prueba P_{τ} , propuestos por Elliot, Rothenberg y Stock (1996) y la prueba *ADF* destendencializada o *ADF-GLS*.

Sea $\{x_t\}$ un proceso estocástico generado de acuerdo a:

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

donde $\{d_t\}$ es un componente determinista y $\{v_t\}$ es un término de perturbación estacionario con media cero. Nuestro interés es la hipótesis nula $\mathbf{a} = 0$ (lo que significa que las x_t son integradas de orden 1) contra la alternativa $|\mathbf{a}| < 1$ (lo que significa que las x_t son integradas de orden cero). Elliot, Rothenberg y Stock (1996) desarrollan la estructura asintótica apropiada para comparar los estadísticos que prueban una raíz unitaria en este modelo. Asumiendo que $v_t \sim iid N(0, \mathbf{s}_v^2)$, la prueba óptima de la hipótesis nula $\mathbf{a} = 1$ en (2) es el estadístico estimado por métodos de máxima verosimilitud de la ecuación:

$$\Delta \tilde{x}_t = \mathbf{b}_0 \tilde{x}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{\mathbf{b}}_j \Delta \tilde{x}_{t-j} + e_{tk} \quad (3)$$

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, Rothenberg y Stock (1996) y Perron y Ng (1996), Ng y Perron (2001) proponen cuatro pruebas de raíces unitarias (conocidas como pruebas *M*) :

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

Además de estas pruebas también calculamos el estadístico *ADF-GLS*. La estimación de (3) requiere la definición del orden de rezago (especificado como k) para la corrección autorregresiva y Ng y Perron (2001) sugieren elegir k como $k_{maic} = \arg \min_k MAIC(k)$, con

$$MAIC(k) = \ln \mathbf{s}_k^2 + \frac{2(\mathbf{t}_T(k) + k)}{T - k_{\max}},$$

donde $\mathbf{t}_T(k) = \mathbf{s}_k^{-2} \hat{\mathbf{b}}_0 \sum_{t=k_{\max}+1}^T \hat{y}_{t-1}^2$, además $\mathbf{s}_k^2 = (T - k_{\max})^{-1} \sum_{t=k+1}^T \hat{e}_{tk}^2$ 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 $T \rightarrow \infty$. Ellos especifican $k_{\max} = \text{int}(12(T/100)^{1/4})$, aunque otros valores que satisfacen esos requisitos también pueden ser usados. En experimentos Monte Carlo los autores encuentran que el $MAIC(k)$ produce sustanciales mejoras de los contrastes $ADF-GLS$ y P_T . En general, en los ensayos empíricos estas pruebas contrastan la hipótesis nula de raíz unitaria contra la alternativa de que la serie es estacionaria.

4.2. El enfoque de la raíz unitaria con cambio estructural

Muchas series de tiempo pueden experimentar cambios en la tendencia, en la media o en ambos, como consecuencia de factores externos tales como cambios de política económica, tratados o debido a épocas climáticas adversas. Cuando estos cambios son importantes en modificar la tendencia de la serie decimos que ha habido un cambio estructural. Si una serie presenta un cambio estructural los estadísticos anteriores de raíz unitaria son incapaces de detectar la estacionariedad de la serie, ya que no consideran cambios sustanciales en su primer y segundo momentos de la serie de tiempo.

Los modelos que ensayamos en este trabajo prueban la hipótesis de la raíz unitaria permitiendo la posibilidad de 1 y 2 cambios estructurales (en media y en pendiente) de las series de distribución del agua ocurridos en fechas determinadas endógenamente por el modelo. En general, esos modelos valoran la conducta de las series basados en una estructura modificada de las pruebas de raíz unitaria de Dickey y Fuller (1979).

La idea de que las series de tiempo pueden caracterizarse por cambios estructurales fue originalmente introducida por Perron (1989).⁴ En ese trabajo el autor desarrolló un procedimiento para probar la hipótesis nula de que una serie dada $\{x_t\}_1^T$ presenta una raíz unitaria con deriva y que ocurre un cambio estructural exógeno en la fecha $1 < TB < T$ contra la hipótesis alternativa de que la serie es estacionaria en una tendencia de tiempo determinista con un cambio exógeno ocurriendo en la fecha TB . El autor consideró tres

⁴ Entre los trabajos iniciadores de esta idea se halla el de Rappoport y Reichlin (1989), quienes estudiaron de manera simultánea el mismo fenómeno analizado en Perron (1989).

formas diferentes para caracterizar el cambio estructural bajo las hipótesis nula y alternativa. Siguiendo la notación empleada por Perron (1989), las hipótesis nulas de raíz unitaria son:

$$\begin{aligned}
 \text{Modelo (A): } & x_t = \mathbf{m} + dD(TB)_t + x_{t-1} + \mathbf{e}_t \\
 \text{Modelo (B): } & x_t = \mathbf{m}_1 + x_{t-1} + (\mathbf{m}_2 - \mathbf{m}_1)DU_t + \mathbf{e}_t \\
 \text{Modelo (C): } & x_t = \mathbf{m}_1 + x_{t-1} + dD(TB)_t + (\mathbf{m}_2 - \mathbf{m}_1)DU_t + \mathbf{e}_t
 \end{aligned}
 \tag{4}$$

donde $D(TB) = 1$ si $t = TB+1$, 0 de otra forma; $DU_t = 1$ si $t > TB$, 0 de otra forma; $A(L)\mathbf{e}_t = B(L)\mathbf{n}_t$, $\mathbf{n}_t \sim iid(0, \mathbf{s}^2)$, con $A(L)$ y $B(L)$ como los polinomios de p -ésimo y q -ésimo orden en el operador de retardo. El modelo (A) permite un cambio exógeno en el nivel de las series, el modelo (B) admite un cambio exógeno en la tasa de crecimiento y el modelo (C) considera ambos cambios. Las hipótesis alternativas estacionarias en tendencia que se consideraron fueron:

$$\begin{aligned}
 \text{Modelo (A): } & x_t = \mathbf{m}_1 + \mathbf{b}t + (\mathbf{m}_2 - \mathbf{m}_1)DU_t + \mathbf{e}_t \\
 \text{Modelo (B): } & x_t = \mathbf{m} + \mathbf{b}_1t + (\mathbf{b}_2 - \mathbf{b}_1)DT_t^* + \mathbf{e}_t \\
 \text{Modelo (C): } & x_t = \mathbf{m} + \mathbf{b}_1t + (\mathbf{m}_2 - \mathbf{m}_1)DU_t + (\mathbf{b}_2 - \mathbf{b}_1)DT_t^* + \mathbf{e}_t
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

donde $DT_t^* = t - TB$ si $t > TB$ y toma el valor de 0 en cualquier otro caso. Al igual que en el caso de la hipótesis de raíz unitaria, el Modelo (A) permite un cambio temporal en el nivel de las series.⁵ El término en diferencia $\mathbf{m}_2 - \mathbf{m}_1$ representa la magnitud del cambio ocurrido en el intercepto de la función de tendencia en la fecha TB . Perron (1989) etiquetó al Modelo (B) como el modelo de la “variación del crecimiento”, y el coeficiente en diferencia $\mathbf{b}_2 - \mathbf{b}_1$ representa la magnitud del cambio en la pendiente de la función de tendencia en la fecha TB . El Modelo (C) combina cambios en el nivel y en la pendiente de la función de tendencia de las series.

Perron (1989) empleó una estrategia de prueba de raíz unitaria tipo Dickey-Fuller Ampliado (ADF). En los modelos (A), (B) y (C) significa las siguientes ecuaciones de regresión ampliadas:

⁵ A este modelo, Perron (1989) lo denominó el modelo “crash”.

$$\begin{aligned}
\text{Modelo (A): } x_t &= \mathbf{m} + \mathbf{q}DU_t + \mathbf{b}t + dD(TB)_t + \mathbf{a}x_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta x_{t-i} + \mathbf{e}_t \\
\text{Modelo (B): } x_t &= \mathbf{m} + \mathbf{b}t + \mathbf{g}DT_t^* + \mathbf{a}x_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta x_{t-i} + \mathbf{e}_t \\
\text{Modelo (C): } x_t &= \mathbf{m} + \mathbf{q}DU_t + \mathbf{b}t + \mathbf{g}DT_t^* + dD(TB)_t + \mathbf{a}x_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta x_{t-i} + \mathbf{e}_t
\end{aligned} \tag{6}$$

Los k regresores adicionales en las ecuaciones de regresión anteriores son agregados para eliminar posible autocorrelación serial. Basado en las hipótesis nulas anteriores Perron (1989) derivó las distribuciones asintóticas para esos estadísticos y tabuló sus valores críticos para un seleccionado grupo de valores de I en el intervalo unitario.

Sin embargo, en los modelos anteriores era necesario conocer *a priori* tanto el efecto como la posición de los cambios estructurales, sesgando de esta manera los resultados de integración de las series analizadas (Christiano, 1992). Con el propósito de solucionar este inconveniente Zivot y Andrews (1992) construyeron el estadístico de una forma diferente. A diferencia de Perron (1989) trataron el cambio estructural como una ocurrencia endógena, donde la hipótesis nula para los tres modelos es

$$x_t = \mathbf{m} + x_{t-1} + \mathbf{e}_t. \tag{7}$$

Ellos consideraron la hipótesis nula de que la serie $\{x_t\}$ es integrada sin un cambio estructural. La hipótesis alternativa estipula que $\{x_t\}$ puede estar representada por un proceso estacionario en tendencia con un punto de corte en la tendencia ocurriendo en una fecha desconocida. Siguiendo la estrategia de prueba *ADF* de Perron (1989), las ecuaciones de regresión que Zivot y Andrews (1992) usaron para probar una raíz unitaria fueron

$$\text{Modelo A: } x_t = \mathbf{m} + \mathbf{b}t + \mathbf{q}_1 DU_t + \mathbf{a}x_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta x_{t-i} + \mathbf{e}_t \tag{8}$$

$$\text{Modelo B: } x_t = \mathbf{m} + \mathbf{b}t + \mathbf{g}_1 D(TB)_t + \mathbf{a}x_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta x_{t-i} + \mathbf{e}_t \tag{9}$$

$$\text{Modelo C: } x_t = \mathbf{m} + \mathbf{b}t + \mathbf{q}_1 DU_t + \mathbf{g}_1 D(TB)_t + \mathbf{a}x_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta x_{t-i} + \mathbf{e}_t \tag{10}$$

donde $DU_t = 1$ si $t > TB$, 0 de otra forma; $D(TB) = t - TB$ si $t > TB$, 0 de otra forma.

Por otro lado, Perron y Vogelsang (1992) reconsideraron la teoría de la distribución expuesta en Perron (1989) y desarrollaron los estadísticos y procedimientos para probar la hipótesis

de raíz unitaria permitiendo que el cambio estructural fuera determinado endógenamente. El modelo que ellos consideraron fue el siguiente:

$$An: x_t = \mathbf{m} + \mathbf{q}_1 DU_t + D(TB)_t + \mathbf{a}x_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta x_{t-i} + \mathbf{e}_t \quad (11)$$

Si las pruebas de raíz unitaria que incluyen un cambio estructural no encuentran mucha evidencia para rechazar la hipótesis nula es porque posiblemente las series estén afectadas por más de un cambio estructural. Lumsdaine y Papell (1997) extendieron la metodología de cambio endógeno para permitir la alternativa de dos cambios. Por ejemplo, el modelo considerado que permite dos cambios en el nivel y la pendiente de la recta fue:

$$CC: x_t = \mathbf{m} + \mathbf{b}t + \mathbf{q}_1 DU1_t + \mathbf{g}_1 DT^* 1_t + \mathbf{q}_2 DU 2_t + \mathbf{g}_2 DT^* 2_t + \mathbf{a}x_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta x_{t-i} + \mathbf{e}_t \quad (12)$$

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 unidad, $DU1_t$ y $DU2_t$ son indicadoras de variables ficticias para un cambio en la media 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). Si omitimos $DT^* 1$ y $DT^* 2$ entonces tendremos el modelo etiquetado como AA,

$$AA: x_t = \mathbf{m} + \mathbf{b}t + \mathbf{q}_1 DU1_t + \mathbf{q}_2 DU2_t + \mathbf{a}x_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta x_{t-i} + \mathbf{e}_t \quad (13)$$

Si al modelo AA le quitamos la función de tendencia lineal entonces tendremos la especificación AAn 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:

$$Modelo AAn: x_t = \mathbf{m} + \mathbf{q}_1 DU1_t + \mathbf{q}_2 DU2_t + \mathbf{a}x_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta x_{t-i} + \mathbf{e}_t \quad (14)$$

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.

Hay algunas consideraciones sobre la forma de trabajar del programa que debemos tomar en cuenta. El programa determina primero el rezago óptimo para cada uno de todos los posibles puntos de ruptura y luego busca el punto de ruptura óptimo. El valor crítico para

determinar la 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 por ciento de los puntos extremos de la muestra no es considerado para posibles puntos de ruptura óptimos (TB). Los valores apropiados de TB y k son desconocidos, esto implica que el programa determina endógenamente dichos valores.⁶ Debido a que existe considerable evidencia de que los métodos dependientes de los datos para seleccionar el valor de rezago k son superiores a la elección de un k fijado a priori, en este ejercicio seguimos a Zivot y Andrews (1992) y usamos 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 considera $k = 0$.⁷

Resultados y evidencia empírica

La metodología descrita fue considerada para analizar la evidencia empírica sobre los flujos de agua y determinar si se han respetado los acuerdos firmados sobre la utilización de agua superficial por México y Estados Unidos. La Tabla 1 muestra los resultados de raíz unitaria en la variable flujos de agua. Todos los estadísticos ensayados indican que las series de agua de El Paso y Fort Quitman son integradas de orden 1, lo que en términos teóricos significa que tanto la media como la varianza de las series son cambiantes en el tiempo y que no es posible utilizarlas con fines de pronóstico. Sin embargo, al considerar las diferencias de flujo promedio entre las dos series es posible observar que la serie resultante es estacionaria (véase la última columna de la Tabla 1).

Los resultados expuestos en la Tabla 1 llevan a concluir que los flujos de agua promedio cambian constantemente y que, por tanto, los acuerdos y tratados binacionales no se han respetado estrictamente. Sin embargo, el resultado de integración de orden 1 puede ser consecuencia de que no se están atendiendo posibles cambios estructurales en las series. Debido a que el marco legal relacionado con el medio ambiente y agua en la zona fronteriza

⁶ El programa para hacer los cálculos tanto para uno como para dos cambios estructurales fue construido en código *Gauss* por Junsoo Lee y adaptado a las necesidades particulares de nuestra base de datos. Los códigos se hallan disponibles desde su página web: <http://www.cha.ua.edu/~jlee/gauss/index.htm>.

⁷ Ng y Perron (1995) y posteriormente Ng y Perron (2001) usaron simulaciones para demostrar que esas pruebas tienen una ventaja sobre los métodos basados en información debido a que el primero produce pruebas con propiedades de tamaño más robustas sin mucha pérdida de potencia.

entre Estados Unidos y México se ha modificado es posible que haya ocurrido algún cambio importante.

Tabla 1. Resultados de integración de las series de flujos de agua

Prueba	El Paso	Fort Quitman	Diferencias	Resultado		
				El Paso	Fort Quitman	Diferencias
Constante						
Z_a	-8.301	-5.039	-15.367	I(1)	I(1)	I(0)
MZ_a	-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			
Tendencia temporal						
Z_a	-15.239	-7.081	-37.300	I(1)	I(1)	I(0)
MZ_a	-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_a -8.35, Mz_a -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_a y MZ_a -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.

Los resultados de las pruebas de raíz unitaria con cambio estructural se presentan en la Tabla 2. Allí se muestran, tanto para los flujos de agua en El Paso como en Fort Quitman, los parámetros estimados con los diferentes modelos, las fechas en que los modelos estimaron ocurrió el cambio estructural, así como el criterio de información bayesiano (BIC) calculado para cada modelo.

En todos los modelos el coeficiente estimado ADF resultó significativo (excepto en el modelo An), lo que significa que considerando la existencia de posibles cambios estructurales en las series de flujo de agua se puede determinar la estacionariedad de las series. Aunque hay mucha similitud en la fecha de ocurrencia de los cambios estructurales entre los modelos

estimados, nuestro análisis e interpretación de los resultados están basados en el modelo denominado como AAn, ya que para ambas series fue el más apropiado de acuerdo con el criterio de información bayesiano.

Tabla 2. Resultados de raíz unitaria con cambio estructural en las series de flujos de agua

Modelo	TB1	TB2	m	b	q ₁	g ₁	q ₂	g 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	1971	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.

En el caso de los flujos de agua en El Paso, el modelo AAn estimó como fechas de cambio estructural a 1949 y 1972, ambas fechas están relacionadas con cambios en el marco legal que impactaron en la gestión de aguas. Para el caso de Fort Quitman los años seleccionados son muy similares (1950 y 1971) y deben responder a cuestiones similares. El caso más interesante viene de la interpretación y dirección de los coeficientes estimados. En el caso de la serie de flujos de agua en El Paso, los resultados indican que después del primer cambio estructural, ocurrido en 1949, los flujos de agua promedio se redujeron respecto a 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 parcialmente el flujo de agua al incrementarse a 1.6884 (1.3117 + 0.3767), una

cantidad mayor al flujo de agua recibido entre 1949 y 1972, pero todavía inferior al que se venía recibiendo hasta antes de 1949.

En el caso de los flujos de agua promedio que pasaron por Fort Quitman sucedió algo parecido. El primer cambio estructural, estimado en 1950, tiene como efecto una reducción de los flujos de agua al pasar el coeficiente estimado a -0.3259 ($1.1563 - 1.4822$). El signo negativo estaría indicando una caída en el saldo promedio de flujos de agua entre 1950 y 1971. Después de 1971, en cambio, hay una mejora al pasar el coeficiente estimado a 0.8884 ($-0.3259 + 1.2143$).

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

Los resultados de raíz unitaria a la serie de las diferencias de flujos de agua entre El Paso y Fort Quitman vienen a reforzar las conclusiones hasta ahora alcanzadas. En la Tabla 3 presentamos los coeficientes estimados. De nuevo el modelo de mejor ajuste es el modelo AAn de acuerdo con el BIC, 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 ampliaron a niveles superiores a los registrados hasta antes de 1953 al pasar a una cantidad de 2.2626 ($1.2049 + 1.0577$).

Tabla 3. Resultados de raíz unitaria con cambio estructural de las diferencias de flujos de agua entre El Paso y Fort Quitman

Modelo	TB1	TB2	m	b	q_1	g_1	q_2	g_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
AAn	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.

El aumento de las diferencias del flujo de agua promedio desde 1957, combinado con una caída en el nivel de flujo promedio de agua recibida en El Paso desde 1972, indica que desde esa fecha se ha recibido una cantidad menor de agua, en comparación a las etapas anteriores, con la consiguiente pérdida de bienestar del lado mexicano.

Conclusiones

Este trabajo analiza las series históricas de flujos de agua entre México y Estados Unidos en la cuenca del río Bravo con el fin de valorar si se han respetado los acuerdos firmados sobre la utilización de agua superficial. Si las reducciones de flujos de agua respondieran a criterios aleatorios (como por ejemplo alguna época de sequía en Estados Unidos) una vez pasada la contingencia los flujos de agua volverían a los niveles normales establecidos, sin embargo, en términos generales se ha observado que ha caído el flujo promedio de agua entre 1950 y 2005.

Los resultados indican que hay una pérdida de bienestar en el lado mexicano al recibir actualmente una cantidad menor de agua, en promedio, como consecuencia de los tratados de distribución de las aguas superficiales en el río Bravo. Por otra parte, las diferencias de flujos de agua entre El Paso y Fort Quitman se han ampliado, indicando una tendencia a apropiarse de la mayor cantidad de agua posible por parte de Estados Unidos.

Bibliografía

- Arias, Héctor M. (2000): "International Groundwaters: The Upper San Pedro River Basin case", *Natural Resources Journal*, 40(2): 191-221.
- Barajas, Ismael A. (1999): "Interregional Transfer of Water in Northeastern Mexico: the Dispute over El Cuchillo", *Natural Resources Journal*, 39(1): 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*, 40(3): 895-929.
- Carrion-i-Silvestre, Josep Lluís; Manuel Artís Ortuño; Andreu Sansó-i-Roselló (2004): "Raíces unitarias y cambios estructurales en las macromagnitudes españolas", *Revista de Economía Aplicada*, 12(35): 5-27.
- Chávez, Octavio E. (1999): "The 1994-1995 drought, what did we learn from it? The Mexican perspective", *Natural Resources Journal*, 39(1): 35-60.
- Chávez, Octavio E. (2000): "Mining of internationally shared aquifers: the El Paso-Juarez case", *Natural Resources Journal*, 40(2): 237-60.
- Christiano, L.J. (1992): "Searching for a Break in GNP", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3): 237-250.
- Comisión para la Cooperación Ambiental (2001): *Informe Sobre el Manejo de las Aguas Fronterizas y Transfronterizas en America del Norte*. Vol. 7. Montreal: Éditions Yvon Blais.
- DeBuys, William (2001): "Navigating the river of our future: the Rio POCO Grande", *Natural Resources Journal*, 41(2): 265-81.
- Dickey, D. A.; W. A. Fuller (1979): "Distribution of the Estimators for Autorregresive Time Series With a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74(366): 427-431.
- Durant, Robert F. ; Michelle D. Holmes (1985): "Thou shalt not Covet thy Neighbors Water: the Rio Grande Basin Regulatory Experience", *Public Administration Review*, 45:6.
- Elliott, Graham; Thomas J. Rothenberg; James H. Stock (1996): "Efficient Tests for an Autorregresive Unit Root", *Econometrica*, 64(4): 813-836.
- Escobedo Sagaz, José Luis (2008): "Marco institucional en la Cuenca del río Bravo", *Equilibrio Económico*. Año IX, Vol. 4. No 1. Por publicarse.
- Escobedo Sagaz, José Luis y Pérez Espejo Rosario (2008): "La distribución de aguas superficiales en la frontera México-Estados Unidos, comportamiento estratégico y bienestar", *Documento de Trabajo No. 3. Facultad de Economía UADEC*.

- 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*, 27: 1027-56.
- Hume, Bill (1999): "Big River, Big Issues", *Natural Resources Journal*, 39(1): 17-26.
- Hume, Bill (2000): "Water in the U.S. - Mexico Border Area", *Natural Resources Journal*, 40(2): 189-197.
- Hurlburt, David (2001): "The Good, the Bad, and the Arid", *Forum for Applied Research and Public Policy*, 16(1): 9.
- Ingram, Helen (1999): "Lessons learned and recommendations for coping with future scarcity", *Natural Resources Journal*, 39(1): 179-88.
- Ingram, Helen y White, David R. (1993): "International Boundary and Water Commission: an Institutional Mismatch for Resolving Transboundary Water Problems", *Natural Resources Journal*, 33(1): 153-200.
- Johnstone, Nick (1995): "International Trade, Transfrontier Pollution, and Environmental Cooperation: A Case Study of the Mexican-American Border Region", *Natural Resources Journal*, 35(1): 33-62.
- Jones, Celina A. (2002): "The administration of the Middle Rio Grande Basin: 1956-2002 (New Mexico)", *Natural Resources Journal*, 42(4): 939-68.
- Lumsdaine, Robin L.; David H. Papell (1997): "Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis", *The Review of Economics and Statistics*, 79: 212-218.
- Martinez, Eluid (1999): "Coping with Water Scarcity on the Rio Grande/Rio Bravo", *Natural Resources Journal*, 39(1): 117-19.
- Mumme, Stephen P. (1999): "Managing Acute Water Scarcity on the U.S.-Mexico Border: Institutional Issues Raised by 1990's Drought", *Natural Resources Journal*, 39(1): 93-132.
- Mumme, Stephen P. (2003): "Revising the 1994 Water Treaty: Reflections on the Rio Grande Drought Crises and other Matters", *Journal of the Southwest*, 45(4): 649-671.
- Mumme, S., Bustamante R. J., et al. (1993): "Innovation and Reform in Transboundary Resource Management: Critical Look at the International Boundary and Water Commission, United States and Mexico", *Natural Resources Journal*, 33(1): 93-132.
- Ng, Serena; 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*, 90: 268-281.
- Ng, Serena; Pierre Perron (2001): "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests With Good Size and Power", *Econometrica*, 69(6): 1519-1554.

- Perron, P. (1989): "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57(6): 1361-1401.
- Perron, P. y Serena Ng (1996): "Useful Modifications to some Unit Root Tests with Dependent Errors and their Local Asymptotic Properties", *Review of Economic Studies*, 63: 453-463.
- Perron, P.; Timothy J. Vogelsang (1992): "Nonstationary and Level Shifts With an Application to Purchasing Power Parity", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3): 301-320.
- Rappoport, P. y L. Reichlin (1989): "Segmented Trends and Non-Stationarity Time Series", *Economic Journal*, 99: 168-177.
- Schoik, Rick V., Christopher Brown, *et al.* (2004): "Barriers and Bridges: Managing Water in the U.S.-Mexican Border Region", *Environment*, 46(1): 26-42.
- Szekely, A.; L. Cabrera (1993): "Emerging Boundary Environmental Challenges and Institutional Issues: Mexico and the United States", *Natural Resources Journal*, 33(33): 1.
- Utton, Albert E. (1999): "Coping with Drought on an International River under Stress: the Case of the Rio Grande/Rio Bravo", *Natural Resources Journal*, 39(1): 27-34.
- West, Krista (2003): "Restoring the Rio: Efforts to Keep the Rio Grande Filled with Water", *Scientific American*, 289(5): 26-28.
- Yoskowitz, David W. (1999): "Spot Market for Water along the Texas Rio Grande: Opportunities for Water Management", *Natural Resources Journal*, 39(2): 345-355.
- Zivot, E.; 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*, 10(3): 251-270.