El desempeño de las instituciones en el manejo y control de las aguas superficiales del río Bravo: una perspectiva estadística

INTRODUCCIÓN

El agua es una limitante para el crecimiento de las sociedades y su abasto ha sido una prioridad de los gobiernos actuales. A pesar de lo anterior, los conflictos armados por el agua no se han presentado con la frecuencia que se esperaría ante un recurso tan estratégico. Las sociedades han preferido la construcción de acuerdos antes que las guerras. En la frontera entre México y Estados Unidos se ha construido un marco institucional que ha manejado los conflictos que han surgido de manera que no se requiera una mayor intervención de los gobiernos para su solución.

La gestión del agua superficial por estas instituciones ha logrado que las sociedades no cuestionen la pertinencia de las instituciones y se ha dado por sentado su correcto funcionamiento, sin embargo, diversos investigadores han señalado la importancia de replantearse la forma en que se maneja el agua (véase Ingram y White 1993; Mumme y Bustamante 1993; Szekely y Cabrera 1993; Mumme, 1999; Ingram 1999; Chávez 1999; Hurlburt 2001; Mumme 2003; y Schoik y Brown 2004; entre otros). Temas como la definición de sequía, mayor incorporación de los usuarios en la toma de decisiones y limitaciones de las instituciones, se han cuestionado por investigadores de ambos lados de la frontera.

En este documento se consideran los flujos de agua medidos en distintos puntos del río Bravo para observar el desempeño de las instituciones en cuanto a la gestión de las aguas superficiales. El análisis se lleva a cabo aplicando la teoría de la cointegración, desde la cual es posible inferir que la apropiación del agua ha sufrido cambios importantes a lo largo del periodo de estudio, sin

Resumen / Abstract

México y Estados Unidos tienen conflictos en muchos aspectos. Uno es el agua en la cuenca del río Bravo, porque no está claro el derecho del lado mexicano. Este trabajo aplica la teoría de cointegración a datos históricos (1933-2004) sobre mediciones de flujo, evidencia estadística del desempeño de las instituciones binacionales. Los resultados indican que el agua recibida no ha sido constante en el periodo, sin embargo, las variaciones parecen responder a externalidades como cambios de leyes, sequías y creación de infraestructura hidráulica que posiblemente alteraron los flujos. Después de controlar un cambio estructural ocurrido en alguna fecha endógena es posible determinar la estacionariedad del flujo. Este resultado refleja que no hay elementos para sugerir que no se han respetado los tratados sobre el agua.

Palabras clave: *ríos fronterizos, cointegración, leyes, infraestructura, tratados internacionales*

Mexico and United States have conflicts in many respects. One is the water of the Bravo river basin because the rights of the Mexican side are not clear. This work applies the cointegration theory to historical data (1933-2004) of flow measurements providing statistical evidence of the performance of binational institutions. Results indicate that the received water has not been constant during the period, however, variations seem to respond to externalities as law changes, droughts, and building of hydraulic infrastructure that probably induced flow alterations. By controlling any structural change happened on some endogenous date it is possible to determine flow stationarity. This result reflects the fact that there are no evidences to suggest that the water treaties have not been respected.

Keywords: *border rivers, cointegration, laws, infraestructure, international treaties.*

Dr. Vicente Germán-Soto, Facultad de Economía, Universidad Autónoma de Coahuila, Saltillo, Coahuila, México.
e-mail: vicentegerman@uadec.edu.mx
Dr. José Luis Escobedo Sagaz, Facultad de Economía, Universidad Autónoma de Coahuila, Saltillo, Coahuila, México.
e-mail: lanzas_98@yahoo.com

embargo esos cambios parecen responder a eventos externos, por lo que no se puede cuestionar el funcionamiento de las instituciones binacionales.

INSTITUCIONES, LEYES Y TRATADOS

México y Estados Unidos han construido un marco institucional para solucionar los conflictos que cotidianamente se presentan a lo largo de sus fronteras. Los reglamentos correspondientes a las aguas superficiales transfronterizas, y en particular los del río Bravo, cuentan con una larga trayectoria que data desde finales del siglo XIX y adquieren su estructura actual a mediados del siglo XX (Salinas, 2004). Las instituciones localizadas en la región comprenden varios niveles: internacionales, binacionales, nacionales y estatales, en el caso de los últimos dos su importancia depende de cada país.

Las instituciones internacionales surgen a raíz de la firma del Tratado de Libre Comercio de Norte América. Para el caso del agua sólo existe una institución encargada de manera directa: la Comisión de Cooperación Ambiental de América del Norte (CCA). La CCA está integrada por México, Estados Unidos y Canadá y no dispone de poderes supranacionales amplios, su labor se centra en el análisis de la situación ambiental, así como de la vigilancia de los gobiernos federales, por lo que su papel principal ha sido sobre la generación de recomendaciones y como foro para la discusión de propuestas (Gambrill, 2006: 305).

Existen dos instituciones binacionales que han tenido un peso importante en la gestión del agua. Por un lado está la representada por la Comisión Internacional de Límites y Agua (CILA) y el marco legal formado por La Convención para la Equitativa Repartición de las Aguas del río Bravo con Fines de Irrigación de 1906 (CERA), mientras que de otro lado se halla El Tratado sobre la Utilización de Aguas de los Ríos Colorado y Tijuana y del río Bravo. Este sistema es el que se ha estado encargando de la gestión del agua superficial en la frontera desde 1944. La CILA se ha encargado de garantizar el reparto del agua superficial en la frontera según lo acordado en los tratados, de solucionar los conflictos originados por la gestión del recurso y es la responsable del manejo de las presas internacionales ubicadas en el río Bravo (Escobedo, 2008).

Los tratados obligan a una entrega de agua de Estados Unidos a México en un punto cercano a Ciudad Juárez-El Paso y a que México entregue una cantidad de agua proveniente del río Conchos y otros ríos. Esta entrega es equivalente a las dos terceras partes del flujo y al cumplimiento de cierto promedio en el lapso de cinco años. En ambos casos se contempla el incumplimiento cuando se presenten «sequías extraordinarias», sin embargo, en el caso de México se deberán cumplir las entregas promedio.

A pesar del éxito que la CILA ha tenido para evitar y solucionar conflictos, varios autores han señalado problemas relacionados con una gobernanza adecuada, que se manifiesta en propuestas sobre una mayor incorporación de los usuarios para definir políticas.

A este sistema se ha incorporado la dupla formada por la Comisión de Cooperación Ecológica Fronteriza (COCEF) y el Banco de Desarrollo de América del Norte (BDAN) como parte de los acuerdos paralelos al TLCAN. Sus funciones son brindar asesoría técnica y financiamiento para el desarrollo de proyectos de infraestructura medioambiental en la zona fronteriza. Se considera un sistema exitoso, pero limitado en cuanto a los alcances de sus funciones y área de influencia.

En el caso de las instituciones mexicanas existen legislaciones y organismos relacionados directamente con el agua. La Ley de Aguas Nacional y la Comisión Nacional del Agua se encargan de regular el manejo adecuado de este recurso en los distintos sectores y fuentes. Las principales herramientas que usan son permisos, derechos y estándares de calidad. En México las instituciones estatales y regionales no tienen un peso importante en la gestión y se enfocan principalmente al manejo de los sistemas de agua potable.

Esta situación cambia en Estados Unidos, donde la legislación y organismos locales y estatales tienen mayor importancia en la gestión del recurso y se ven limitados por los derechos de propiedad, debido a que se consideran los derechos ribereños para la distribución de agua.

Debido a que el marco jurídico se enfoca a la distribución de las aguas superficiales transfronterizas y deja de lado las cuestiones de calidad y medio ambiente que podrían ser el eje articulador de una política integral de la gestión del agua, las instituciones han dividido a la cuenca en tres partes: 1) la regulada por el Convenio de 1906; 2) la parte norteamericana regulada por el Tratado de 1944, y 3) la parte México-norteamericana regulada por el Tratado de 1944.

PROBLEMA DE INVESTIGACIÓN

En general, los recursos naturales (y, en particular, el agua) tienen una demanda cada vez mayor como consecuencia del desarrollo de las sociedades. Sin embargo, su principal característica que es la escasez hace imprescindible que se lleven a cabo acciones encaminadas hacia una gestión adecuada para garantizar un abasto óptimo. La tendencia actual es que cada vez existe mayor conciencia de la sociedad sobre esta situación, sin

embargo, existen dificultades adicionales que enfrentar cuando el recurso es compartido por dos o más países.

La dificultad para la gestión de los recursos naturales transfronterizos es notoria en el caso del agua. Para la sociedad el agua es un recurso escaso que resulta vital para la supervivencia humana en muchos niveles y no tiene sustitutos, su posesión es estratégica para el crecimiento económico y el asentamiento de las poblaciones, su distribución ignora fronteras políticas, fluctúa tanto en el tiempo como en el espacio y tiene demandas que compiten por su uso, lo que ha originado una gran cantidad de conflictos. En algunos casos los conflictos han desembocado en no pocos enfrentamientos armados a lo largo de la historia y se espera que en el presente esta situación se agudice en ciertas regiones (Wolf, 1998: 252).

Por muchos años un tema de especial importancia y que tiene una amplia trayectoria en las relaciones binacionales de México y Estados Unidos ha sido la distribución de aguas superficiales del río Bravo. Debido a las consecuencias de bienestar en la población y a que este tema no ha recibido suficiente atención desde el punto de vista económico, en este trabajo se analiza la distribución de agua para evaluar los efectos de los acuerdos firmados sobre la utilización de agua superficial por México y Estados Unidos.

El objetivo es analizar la distribución histórica de aguas superficiales de la cuenca del río Bravo para determinar la disponibilidad de este recurso de acuerdo a la Convención de aguas del Río Grande de 1906 y al Tratado de 1944. La distribución de las aguas superficiales resulta en un indicador del funcionamiento de las instituciones y de la forma en que las sociedades adaptan sus patrones de apropiación ante el marco institucional.

HIPÓTESIS

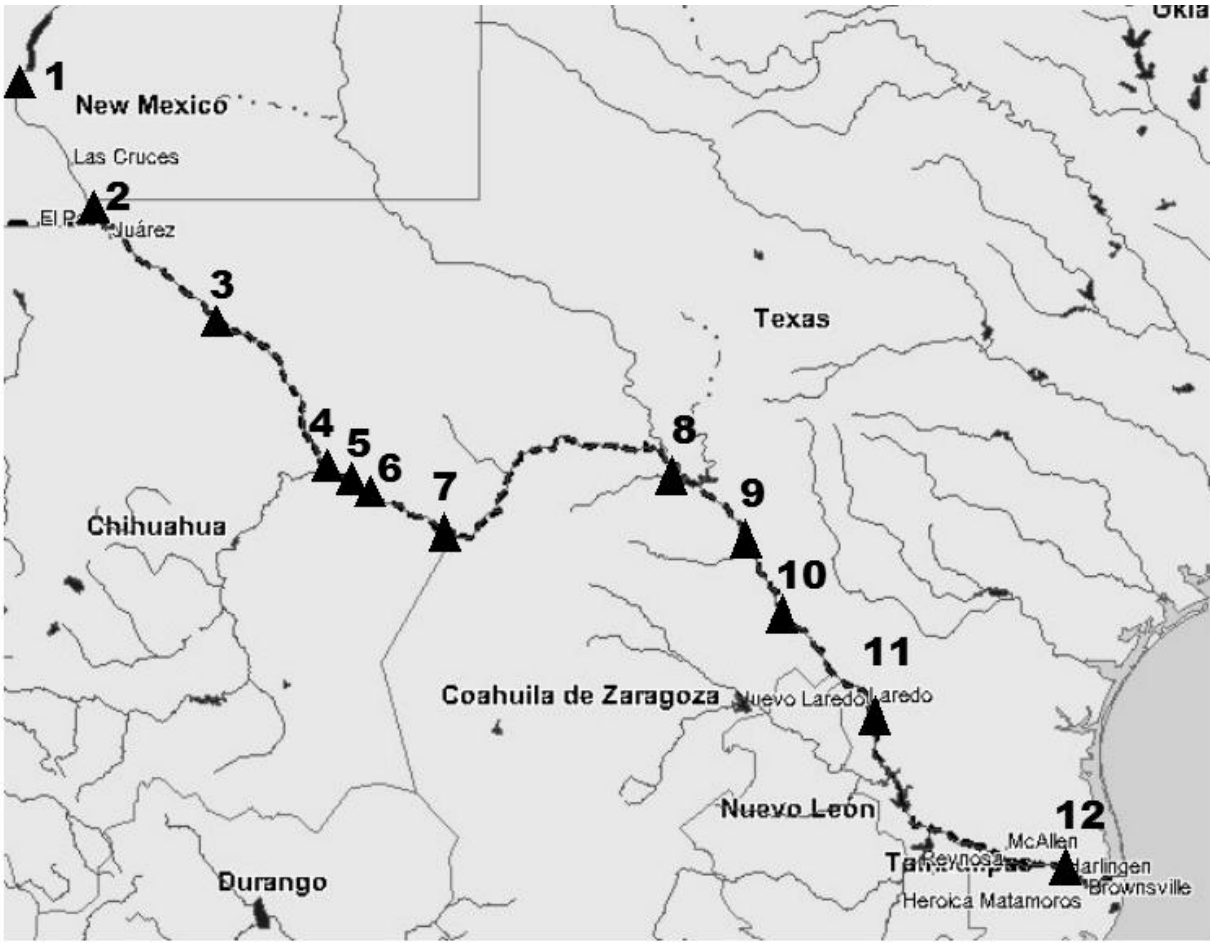
Este trabajo evalúa los posibles impactos de las instituciones formales en la apropiación del agua. Para ello se prueba la hipótesis de que los flujos de agua presentan tendencias comunes que se han modificado a lo largo del periodo, como consecuencia de la modificación de tratados, épocas de sequía y/o la creación de infraestructura hidráulica que han alterado los volúmenes de agua entre un punto de medición y otro. Por tanto, una vez que se considere la posibilidad de algún cambio de régimen (ocurriendo en alguna fecha desconocida y que es determinada endógenamente por el modelo) se espera que la evolución de los flujos de agua sea normal. De probarse estadísticamente la validez de esta conjetura se estaría ofreciendo evidencia empírica de que la distribución de las aguas superficiales ha sido justa de acuerdo a las leyes y tratados firmados entre ambas naciones a lo largo del periodo.

DESCRIPCIÓN DE LA INFORMACIÓN

La hipótesis planteada en la sección anterior se prueba con el apoyo de los datos recabados en doce puntos de medición del agua localizados a lo largo del río Bravo. La figura 1 permite conocer la localización de los puntos de medición, así como la población más cercana a su ubicación. La fuente de la información es la Comisión Internacional de Límites y Aguas (CILA). Este conjunto de datos es recopilado por organizaciones norteamericanas y cuenta con alrededor de 80 puntos de medición a lo largo de la cuenca del río Bravo, sin embargo, las fechas de inicio de recogida de la información varía considerablemente. Para lograr una base de datos homogénea y con la mayor extensión posible en el tiempo se ha depurado la base de datos para considerar solamente doce puntos, ya que son los que tienen una mayor cobertura en el tiempo al permitir abarcar un periodo relativamente largo: 1933-2004.

La información publicada por la CILA es diaria y medida en metros cúbicos por segundo (m^3/seg). Esta información se puede consultar en la siguiente página: (http://www.ibwc.state.gov/Water_Data/histflo1.htm, consultada el 29 de enero de 2009). Sin embargo, la información recabada de esta forma tiene una serie de inconvenientes para ser tratada por métodos estadísticos, como el hecho de presentar excesiva variación y hacer que las técnicas estadísticas pierdan potencia. Es por este motivo que los datos originales fueron transformados para tener una realización anual en vez de diaria.

Por otro lado, nuestro criterio de selección también responde al hecho de considerar las estaciones de medición que comprenden sólo la parte regulada por los acuerdos binacionales vigentes, de forma que las subcuencas donde México no recibe agua se dejaron de lado, como es el caso de las estaciones ubicadas en el río Pecos. Las series así seleccionadas responden, adicionalmente, al criterio de que las observaciones abarquen años anteriores a la firma del Tratado de 1944, cuando se identificó un cambio estructural en el agua que entrega Estados Unidos a México (Germán-Soto y Escobedo, 2008).



1. Debajo de la presa "Elephant"
2. En el paso, Texas
3. En Fort Quitman, Texas
4. Arriba del Río Conchos, cerca de Presidio Texas y Ojinaga Chih,
5. Arroyo "Alamito", cerca de Presidio Texas
6. Debajo del Río Conchos, cerca de Presidio Texas y Ojinaga Chih,
7. Arroyo Terlingua, cerca de Terlingua, Texas
8. Rio San Diego, cerca de Jimenez, Coahuila
9. Cerca de Piedras Negras, Coahuila y Eagle Pass, Texas
10. Río Escondido, cerca de Villa de Fuente, Coahuila
11. Cerca de Laredo Texas y Nuevo Laredo Tamaulipas
12. Cerca de Brownsville, Texas y Matamoros Tamaulipas

Figura 1. Localización de los doce puntos de medición de los flujos de agua.
Fuente: Elaboración propia con información del Geographic Information System (GIS). Programa disponible en la página http://gisdata.usgs.gov/website/ibwc/viewer.htm, consultada el 2 de febrero de 2009.

Los 12 puntos de medición son los siguientes (véase figura 1): (1) después de la presa «Elephant»; (2) en El Paso, Texas; (3) en Fort Quitman, Texas; (4) antes del río Conchos, cerca del río Presidio, Texas; (5) en el arroyo «Alamito» Creek, Texas; (6) después del río Conchos, cerca del río Presidio; (7) en el arroyo «Terlingua», cerca de Terlingua, Texas; (8) en el río San Diego, cerca de Jiménez, Coahuila; (9) cerca de Piedras Negras, Coahuila; (10) en río Escondido, cerca de Villa Fuente, Coahuila; (11) cerca de Laredo, Texas, y (12) cerca de Matamoros, Tamaulipas.

Para poder implementar la metodología de la cointegración fue necesario elegir uno de los doce puntos de medición como el numerario o base de comparación de los restantes puntos de medición. La serie que fue decidida como de comparación fue el punto de medición 1, por lo que todos los demás puntos son comparados con éste. Esto significa que en nuestros resultados aparecerán las estimaciones para las series 2 a la 12.

Los puntos de medición son representativos de algunas situaciones de interés. El primer punto, ubicado después de la presa «Elephant», forma parte de las aguas que deben ser entregadas a México, de tal manera que con esta serie puede identificarse el peso que tienen los usuarios río arriba en la apropiación del recurso a través de la infraestructura hidráulica construida para ese propósito y prevista en la Convención de 1906.

Los puntos de medición de El Paso y Fort Quitman son las entregas de agua hechas por Estados Unidos a México y la apropiación del recurso de los mexicanos. Según la Convención de 1906, el agua entregada por Estados

Unidos se usaría para el desarrollo de un distrito de riego ubicado en la región. Hasta estos puntos de medición es donde se puede esperar con mayor certeza la influencia de las instituciones binacionales y de Estados Unidos, ya que se puede considerar una subcuenca cuyo límite está marcado ya no por condiciones naturales, sino por las instituciones existentes (Escobedo, 2008).

El tramo ubicado por arriba y por debajo del Río Conchos permite identificar el comportamiento de los usuarios mexicanos ubicados en los distritos de riego de Chihuahua y su adaptación al Tratado de 1944, ya que una parte de las aguas del río Conchos está comprometida para ser entregada a los Estados Unidos. Estas entregas son la principal fuente de conflictos entre México y Estados Unidos (el estado de Texas para ser más concretos) en época de sequía al ser la fuente de agua superficial más importante en esta parte de la cuenca y afectar a los usuarios norteamericanos que se encuentran antes del río Pecos y la presa «La Amistad». En este punto es posible esperar algún cambio estructural en los flujos de agua atribuible al Tratado de 1944.

El siguiente punto de interés es la estación de medición ubicada cerca de Piedras Negras, ya que por esta localidad se construyó la presa «La Amistad», la cual puede ser motivo de cambios en los flujos de agua. Finalmente, destaca la estación cercana a Brownsville y Matamoros, ya que corresponde a la construcción de la presa «Falcón». Para esta estación los años donde se espera se registre algún cambio estructural son alrededor de 1953 y 1954.

Si bien el cambio observado por la construcción de las presas corresponde directamente a la infraestructura, el papel de las instituciones se manifiesta por dos vías: por un lado, el Tratado de 1944 estipula la construcción de estas dos presas (faltaría por construir una tercera, pero no se ha considerado necesaria), y por otro lado, la CILA es la encargada de la administración de las mismas.

TEORÍA DE LA COINTEGRACIÓN

La teoría de la cointegración examina si dos series de datos evolucionan en el mismo sentido y de forma paralela a lo largo del tiempo. Recientemente, ha sido desarrollado un nuevo cuerpo de teoría estadística para probar modelos de series de tiempo cointegradas (ver, por ejemplo, Engle y Granger, 1987; Johansen, 1988; Stock y Watson, 1988; Phillips y Ouliaris, 1990; Sims et al., 1990; Phillips, 1991; Johansen, 1991; Hansen, 1992 y Xiao, 1999, entre otros). Entre las pruebas de cointegración existentes, el procedimiento basado en los residuos ha sido uno de los más frecuentemente usados. Ese procedimiento fue recomendado por Engle y Granger (1987), fue rigurosamente analizado por Phillips y Ouliaris (1990) y actualmente ha sido usado en la misma forma que las pruebas de raíces unitarias, aunque en este caso los datos son los residuos de la regresión de cointegración y la hipótesis alternativa de cointegración es ahora la hipótesis de interés principal.

Cointegración sin cambio de régimen

Para contrastar la hipótesis de cointegración sin cambio de régimen se utiliza el procedimiento uniecuacional de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (DOLS) propuesto por Stock y Watson (1993), basado en la estimación de la ecuación de la forma siguiente:

$$y_t = \mu + x_t\beta + \sum_{j=-r1}^{r2} \Delta x_{t-j} b_j + u_t \qquad (1)$$

En la estimación de esta ecuación se incluyen adelantos y retardos de la primera diferencia de los regresores, de manera que se tiene en cuenta la dinamicidad a la hora de estimar el vector de cointegración y se corrige la posible existencia de endogeneidad entre las variables del modelo.

Saikkonen (1991) demuestra que los estimadores obtenidos mediante DOLS son eficientes asintóticamente y equivalentes a los de Johansen (1988).

El planteamiento fundamental de la ecuación (1) se puede describir de la forma siguiente. Considerando como y_t a una serie temporal de N dimensiones, cuyos elementos son individualmente I(1). Se supone que $E(\Delta y_t) = 0$ y que la matriz de los r vectores de cointegración de dimensión Nxr es $\alpha = (-\beta, I_r)'$, donde b es la submatriz de dimensión rx(N-r) de parámetros desconocidos a ser estimados e I_r es la matriz identidad de dimensión rxr. Se supone que no hay restricciones adicionales sobre **β**. La serie y_t es dividida como (y_t^1, y_t^2), de tal manera que:

$$\Delta y_t^1 = u_t^1, \qquad (2)$$

$$y_t^2 = \mu + \beta y_t^1 + u_t^2 \qquad (3)$$

donde y_t^1 es (N – r)x1 y y_t^2 es rx1, y donde $u_t = (u_t^1' \; u_t^2')'$ es un proceso estocástico estacionario, con matriz de rango pleno. Se asume que u_t es gaussiana, estacionaria y lineal.

Así, (3) puede ser escrita como:

$$y_t^2 = \mu + \beta y_t^1 + d(L)\Delta y_t^1 + \upsilon_t^2 \qquad (4)$$

donde $\upsilon_t^2 = u_t^2 - E\left[u_t^2 \mid \{u_t^1\} \right]$. Debido a que el regresor y_t^1 es I(1) puede obtenerse un estimador de **β** en (3) por medio de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos. En este trabajo el regresor ha sido definido como x_t en la ecuación (1) y representa el flujo de agua promedio

correspondiente al punto de medición 1 (que es considerado como el numerario para comparar el resto de series) en niveles, adelantos y retardos de su primera diferencia, como se indica. La estimación del vector de cointegración es eficiente y los estadísticos t asociados a los parámetros se distribuyen asintóticamente como una normal estándar. Esto significa que se pueden hacer inferencias sobre las estimaciones.

Debido a que el término υ_t^2 no está correlacionado con los regresores en todos sus adelantos y retardos el estimador tiene una distribución normal y se le pueden aplicar pruebas de hipótesis imponiendo restricciones a los parámetros. En este caso se prueba la hipótesis nula de que los flujos de agua en los distintos puntos de medición son estadísticamente diferentes del flujo de agua promedio del punto 1 en el largo plazo. Es decir, se probará la hipótesis nula $H_o : \beta = 1$. El instrumento que se utilizará para formalizar esta intuición es el contraste de Wald. Toda y Phillips (1993 y 1994) mostraron que el estadístico Wald tiene una distribución χ^2 válida para probar causalidad en el largo plazo en un entorno de cointegración con respecto a las variables contrastadas. El estadístico con el que se realiza el contraste de Wald es:

$$W = (\hat{\beta} - \beta)' V(\hat{\beta})^{-1} (\hat{\beta} - \beta) \qquad (5)$$

Bajo H_o, en muestras grandes, W sigue una distribución chi-cuadrado con número de grados de libertad igual al número de restricciones (1 en este caso). Un valor alto del estadístico Wald nos lleva a rechazar la hipótesis nula. Por otro lado, es importante subrayar que en la selección de r, número de adelantos y retardos incluidos en la ecuación de regresión, se consideró el criterio de información de Schwartz (BIC), que para estos casos se eligió el retardo que minimiza su valor (Westerlund, 2005). El criterio de información de Schwartz revisa que el modelo de series temporales, ajustado con términos autorregresivos, realmente observe una descripción adecuada de los datos (véase Maddala y Kim (1998), para una descripción de la formulación de este criterio).

$$BIC(p) = \log \hat{\sigma}^2 + (p \log T)/T \qquad (6)$$

donde BIC(p) es el criterio de información bayesiano de Schwartz, T es el tamaño de muestra, p representa el número de parámetros incluidos en la ecuación y $\hat{\sigma}^2 = \dfrac{\sum \hat{e}_t^2}{T - p}$, es decir, la suma de residuos al cuadrado ajustada por los grados de libertad. El modelo (1) fue estimado para diversos valores de r y se eligió aquél valor de r que minimiza el coeficiente de la ecuación (6).

Cointegración con cambios de régimen

En la teoría expuesta en la sección anterior se contrasta la hipótesis nula de no cointegración contra la alternativa de que las series están cointegradas pero sin considerar la posibilidad de cambio estructural. En esta sección la teoría explora la posibilidad de que las series estén caracterizadas por tendencias comunes que puedan resultar en que una combinación lineal de las series no estacionarias pueda ser estacionaria, pero considerando que dicha relación ha cambiado en el tiempo.

En este tipo de pruebas, la hipótesis nula de no cointegración es comparada contra la alternativa de que la relación es cointegrada en el sentido de Engle y Granger (1987), indicando que una combinación lineal de las variables integradas tiene una distribución estacionaria. El rechazo de la hipótesis nula en este contexto conduce al resultado estricto de que las variables son cointegradas. La aceptación de la hipótesis nula a menudo es tomada como evidencia de la falta de cointegración.

Basados en la prueba estándar ADF, algunas series pueden no rechazar la hipótesis nula de no cointegración, por lo que es posible que se esté concluyendo falsamente que no existe tal relación en el largo plazo si el modelo es efectivamente cointegrado pero con un cambio de régimen en el vector de cointegración. En este sentido Gregory y Hansen (1996) demostraron que la potencia de la prueba ADF convencional falla cuando las series presentan un cambio de régimen. En consecuencia, si las pruebas empleadas en esta sección donde se considera que la relación de cointegración puede variar en el tiempo rechazan la nula, entonces se estaría produciendo una especificación más cercana al tipo de datos observado.

Descripción del modelo

En esta sección describimos la metodología seguida por Gregory y Hansen (1996) en modelos de regresión uniecuacionales. Los datos observados son y_{1t} (el flujo de agua promedio de los puntos de medición 2 al 12) y x_{1t} (el flujo de agua promedio del punto de medición 1). Siguiendo a Gregory y Hansen (1996), el modelo estándar de cointegración sin cambio estructural es formulado como sigue:

$$y_{1t} = \mu + \alpha x_{1t} + e_t \quad \forall\, t = 1, \ldots, T \qquad (7)$$

donde x_{1t} es I(1) y e_t es I(0). La idea del modelo (7) es capturar una relación de largo plazo que en muchos casos lo hace considerando que μ y α son invariantes en el tiempo. Sin embargo, en otros casos puede ser deseable suponer que la cointegración se mantiene durante algún periodo de tiempo y que después cambia a una nueva relación de largo plazo. La fecha de cambio se trata como desconocida y puede estar reflejada por cambios en el intercepto, μ, y/o cambios en la pendiente, α.

Para ello será útil definir la variable dummy:

$$\varphi_{1t} = \begin{cases} 0 & si \quad t \le [T\tau], \\ 1 & si \quad t > [T\tau], \end{cases}$$

donde el parámetro desconocido $\tau \in (0,1)$ indica el punto de corte y [.] indica que se considera el entero más próximo. Un primer caso es que hay un cambio de nivel en la relación de cointegración, que se modela como un cambio en la constante μ, mientras que los coeficientes de la pendiente α se mantienen invariantes. Esto implica un cambio en el equilibrio de forma paralela. Esta forma es llamada Modelo con cambio de nivel y es representada como Modelo C:

$$C: y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha x_{1t} + e_t \quad \forall\, t = 1,\ldots,T \qquad (8)$$

En este modelo μ_1 representa el intercepto antes del cambio, y μ_2 representa el cambio en la constante en la fecha de corte. Se puede considerar también una tendencia temporal en el modelo con cambio de nivel y dar lugar a la especificación conocida como C/T, es decir, un modelo con cambio de nivel que incluye tendencia temporal:

$$C/T: y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \beta t + \alpha x_{1t} + e_t, \quad \forall\, t = 1,\ldots,T \qquad (9)$$

Una tercera alternativa admite también cambios en la pendiente. Ahora la relación de equilibrio cambia de intercepto al igual que de pendiente. Esta alternativa es llamada de cambio de régimen (C/S) y es representada de la forma siguiente:

$$C/S: y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha_1 x_{1t} + \alpha_2 x_{2t} \varphi_{t\tau} + e_t, \quad \forall\, t = 1,\ldots,T \qquad (10)$$

En este caso μ_1 y μ_2 son como en el modelo con cambio de nivel, α_1 indica la cointegración de los coeficientes de la pendiente antes del cambio de régimen, y α_2 denota el cambio en el coeficiente de la pendiente.

Si el proceso verdadero está representado por alguno de los modelos (8), (9) y (10) y no por el modelo (7) entonces la distribución asintótica usada para valorar la significación del estadístico ADF no es la misma que derivaron Engle y Granger (1987). Gregory y Hansen (1996) desarrollaron la distribución asintótica y los valores críticos para los estadísticos ADF, Z_α y Z_t, bajo la hipótesis nula de no cointegración contra la alternativa de cointegración con alguno de los modelos (8), (9) ó (10). Los contrastes z_α y z_t son los estadísticos desarrollados por Phillips y Perron (1988) para (al igual que el estadístico ADF) probar la hipótesis de raíz unitaria, es decir, si la serie es o no estacionaria.

Gregory y Hansen (1996) calcularon los contrastes de cointegración para cada posible cambio de régimen $\tau \in T$ y eligieron el valor más pequeño entre todos los posibles puntos de corte. En términos del programa computacional, el contraste es calculado para cada punto de corte en el intervalo [0.15T, 0.85T].

Para cada τ estiman uno de los modelos (8), (9) y (10) por mínimos cuadrados ordinarios, dependiendo de la hipótesis alternativa bajo consideración. Los valores críticos asintóticos fueron tabulados por Gregory y Hansen (1996) basados en un procedimiento de superficie de respuesta que considera cambios de régimen –véase la tabla 1 de Gregory y Hansen (1996), pp. 109.

RESULTADOS

La Tabla 1 muestra los resultados de cointegración para el número de adelantos y retardos de mejor ajuste en las series de flujos de agua, según el criterio de información Bayesiano (BIC). Se analizan dos tipos de ecuaciones: una que prueba cointegración basada en movimientos en la constate solamente y otra que considera que además de la constante los movimientos en la tendencia lineal deben ser también importantes. En ambos casos, se ha usado mínimos cuadrados ordinarios dinámicos, tal y como se indica en la ecuación (1).

De la información contenida en la Tabla 1 la columna de interés es la denominada como ADF-GLS, ya que presenta las estimaciones de α, el parámetro que indica cointegración entre las series de flujos de agua. Las estimaciones del coeficiente ADF-GLS son comparadas con los valores críticos asintóticos obtenidos por simulación directa para los niveles 1, 5 y 10% de significancia.

El conjunto de valores críticos, para ambas alternativas, es proporcionado en las notas de la Tabla 1. A pesar de que los resultados indican un valor estimado del coeficiente ADF-GLS altamente significativo en casi todos los casos, la prueba de restricción Wald nos previene de hacer inferencias de esos resultados, ya que según esta prueba, sólo en cinco de los once casos la restricción impuesta es estadísticamente válida. Esto nos deja con muy escasa evidencia de que los flujos de agua pueden presentar tendencias comunes.

Tabla 1. Pruebas de cointegración en las diferencias de flujos de agua.

$$Modelo: \quad y_t^i = \mu + \beta t + \alpha x_t + \sum_{j=-r_1}^{r_2} \gamma_j \Delta x_t + u_t$$

Punto de medición			***ADF-GLS***	***WALD***		
2	1	0	-5.2283 ***	536.278 ***	1.5972	0.0469
3	2	0	-3.3991	181.300 ***	3.8439	0.2809
4	1	0	-3.9866 **	83.717 ***	3.4629	0.38
5	0	0	-4.5028 **	--	-0.6352	0.3833
6	0	0	-3.5377 *	--	0.6041	0.2673
7	0	0	-4.9681 ***	--	-0.5335	0.3081
8	0	0	-4.7731 ***	--	0.1768	0.2898
9	0	0	-5.1189 ***	13.580 ***	0.3988	0.1729
10	0	0	-4.0756 **	--	0.0726	0.3857
11	0	2	-3.9549 **	31.872 ***	0.3748	0.0922
12	0	0	-2.9674	--	1.0267	0.5638
			Tendencia lineal $(\mu \neq \beta \neq 0)$			
2	1	0	-5.4263 ***	567.092 ***	1.6043	0.0453
3	3	0	-3.7129	202.622 ***	3.9642	0.2804
4	1	0	-4.1057	84.244 ***	3.4384	0.3814
5	0	0	-5.2212 **	--	-0.5862	0.3356
6	0	0	-3.7113	--	0.6289	0.2519
7	0	0	-4.9323 **	--	-0.5339	0.3107
8	0	0	-4.9035 **	--	0.1613	0.2867
9	0	0	-5.3396 ***	17.288 ***	0.4141	0.1643
10	0	0	-4.2529 *	--	0.0533	0.3828
11	0	2	-4.1138	36.388 ***	0.392	0.0884
12	0	0	-3.2883	--	1.1212	0.4369

*Notas: Los parámetros r1 y r2 denotan el número de rezagos y adelantos usados en la ecuación de regresión DOLS y son seleccionados usando el criterio de información BIC y un máximo de 3 rezagos y adelantos. Los valores críticos para el estadístico de los residuos de cointegración ADF han sido obtenidos por simulación directa con 10,000 réplicas. Para la constante son: -4.57 (1%), -3.87 (5%) y -3.52 (10%), mientras que para la tendencia temporal son: -5.28 (1%), -4.52 (5%) y -4.19 (10%). Las notaciones ***, ** y * indican rechazos de la hipótesis nula al 1, 5 y 10% de significación, respectivamente.*

No obstante, y de acuerdo con la teoría de la cointegración con cambio de régimen de Gregory y Hansen (1996), la poca evidencia hallada puede deberse a la presencia de cambios de régimen en las series de agua que no ha sido contemplada por los anteriores estadísticos. Para probar esta hipótesis en la Tabla 2 se reportan las estimaciones principales de los modelos (8), (9) y (10). En cada caso se prueba la presencia de cointegración con cambio de régimen a través de las pruebas ADF*, Zt* y Zα*, también se muestra la fecha (estimada por el modelo) de cambio estructural.

En general, los resultados coinciden ampliamente en que las series son cointegradas con cambio de régimen a un nivel elevado de significación, salvo en algunos pocos casos, como las series 3, 11 y 12. En términos prácticos este resultado es un indicativo de que los flujos de agua, en la mayoría de los puntos de medición, han sido constantes.

Faltaría por examinar si los niveles de agua presentados a lo largo del periodo, aparte de ser constantes responden a los niveles mínimos marcados en los acuerdos y tratados sobre la apropiación de agua superficial entre México y Estados Unidos. A este respecto, un análisis de las fechas estimadas de cambio de régimen relacionadas a los principales eventos de modificación de los flujos puede darnos una idea general.

Para cada modelo las tres pruebas de cointegración aplicadas estiman fechas muy similares (y en muchas de las series estiman la mima fecha) sobre la modificación de la relación de cointegración. Por ejemplo, usando el modelo C las tres pruebas coinciden en la misma fecha de cambio de régimen excepto para el punto de medición número tres. En el resto de modelos la estimación de la fecha de cambio de régimen es igual o muy similar con una diferencia no mayor a un año.

Un análisis por punto de medición del agua indica que, considerando todas las pruebas y modelos es posible identificar uno y hasta dos fechas de cambio de régimen.

Los resultados de este análisis aparecen en la Tabla 3.

Tabla 2. Pruebas de cointegración con cambio de régimen en las diferencias de flujos de agua.

	ADF*		Z_t^*		Z_α^*	
Punto de medición	**Coeficiente**	**TB1**	**Coeficiente**	**TB1**	**Coeficiente**	**TB1**
			Modelo C			
2	-7.8221 ***	*1953*	-7.8778 ***	*1953*	-67.0472 ***	*1953*
3	-3.5305	*1989*	-6.2371 ***	*1971*	-48.9077 **	*1971*
4	-6.4681 ***	*1985*	-6.4993 ***	*1985*	-53.1101 ***	*1985*
5	-7.3974 ***	*1976*	-7.4501 ***	*1976*	-65.4365 ***	*1976*
6	-7.4074 ***	*1994*	-7.4602 ***	*1994*	-64.4429 ***	*1994*
7	-6.0176 ***	*1993*	-6.0604 ***	*1993*	-52.2268 ***	*1993*
8	-6.1721 ***	*1970*	-6.2418 ***	*1969*	-51.6630 ***	*1969*
9	-7.3875 ***	*1994*	-7.4401 ***	*1994*	-62.7554 ***	*1994*
10	-5.7113 ***	*1970*	-5.7519 ***	*1970*	-47.4270 **	*1970*
11	-5.6298 ***	*1993*	-5.6791 ***	*1993*	-45.3325 **	*1993*
12	-4.8497 **	*1981*	-4.8842 **	*1981*	-38.0757 *	*1981*
			Modelo C/T			
2	-8.1153 ***	*1953*	-8.1731 ***	*1953*	-70.0039 ***	*1953*
3	-7.0504 ***	*1958*	-7.2403 ***	*1957*	-60.0976 ***	*1957*
4	-7.7306 ***	*1957*	-7.7306 ***	*1957*	-65.6223 ***	*1957*
5	-7.4840 ***	*1958*	-7.5373 ***	*1958*	-67.2217 ***	*1957*
6	-7.6746 ***	*1994*	-7.7292 ***	*1994*	-66.6709 ***	*1994*
7	-6.3216 ***	*1990*	-6.3667 ***	*1990*	-55.5940 **	*1992*
8	-6.4745 ***	*1994*	-6.5343 ***	*1992*	-55.1047 **	*1993*
9	-7.5456 ***	*1974*	-7.5993 ***	*1974*	-64.6201 ***	*1974*
10	-6.3086 ***	*1970*	-6.3535 ***	*1970*	-55.6798 **	*1970*
11	-5.7688 ***	*1976*	-5.8099 ***	*1976*	-46.4192 *	*1976*
12	-4.8883 *	*1968*	-5.0498 **	*1969*	-42.7017	*1969*
			Modelo C/S			
2	-8.1307 ***	*1952*	-8.1885 ***	*1952*	-69.7683 ***	*1952*
3	-3.6567	*1989*	-6.3453 ***	*1985*	-50.2134 **	*1989*
4	-6.5508 ***	*1985*	-6.5865 ***	*1985*	-54.1374 **	*1988*
5	-9.0286 ***	*1988*	-9.0929 ***	*1988*	-77.5092 ***	*1993*
6	-7.6199 ***	*1994*	-7.6742 ***	*1994*	-65.5535 ***	*1994*
7	-6.9937 ***	*1990*	-7.0342 ***	*1990*	-59.1184 ***	*1993*
8	-6.7049 ***	*1969*	-6.7666 ***	*1969*	-56.7917 **	*1969*
9	-7.3932 ***	*1994*	-7.4458 ***	*1994*	-62.8062 ***	*1994*
10	-6.0729 ***	*1970*	-6.1161 ***	*1970*	-50.8905 **	*1970*
11	-5.6782 ***	*1994*	-5.7187 ***	*1994*	-45.5287 *	*1993*
12	-5.9167 ***	*1966*	-5.9117 ***	*1966*	-46.2717 *	*1966*

Notas: TB1 indica el año estimado para el cambio de régimen. *denotan el estadístico de cointegración de Gregory-Hansen. El número de rezagos y adelantos es seleccionado usando el criterio de información BIC. Los valores críticos son:*

Modelo C: Pruebas ADF y Zt*: -5.13 (1%), -4.61 (5%) y -4.34 (10%). Prueba* Z_α^* *: -50.07 (1%), -40.48 (5%) y -36.19 (10%).*

Modelo C/T: Pruebas ADF y Zt*: -5.45 (1%), -4.99 (5%) y -4.72 (10%). Prueba* Z_α^* *: -57.28 (1%), -47.96 (5%) y -43.22 (10%)*

Modelo C/S: Pruebas ADF y Zt*: -5.47 (1%), -4.95 (5%) y -4.68 (10%). Prueba* Z_α^* *: -57.17 (1%), -47.04 (5%) y -41.85 (10%).*

$$Modelos\ \ C:\ y_{1t} = \mu_1 + \mu_2\varphi_{t\tau} + \alpha^T x_{1t} + e_t \qquad C/T: y_{1t} = \mu_1 + \mu_2\varphi_{t\tau} + \beta t + \alpha^T x_{1t} + e_t$$

$$C/S: y_{1t} = \mu_1 + \mu_2\varphi_{t\tau} + \alpha_1^T x_{1t} + \alpha_2^T x_{1t}\varphi_{t\tau} + e_t$$

*La notación ***, ** y * indica rechazo de la hipótesis nula al 1, 5 y 10% de significación, respectivamente.*

Tabla 3. Fechas de cambio de régimen.

Punto de medición	TB1	TB2
2	alrededor de 1952 y 1953	
3	alrededor de 1957 y 1958	entre 1971 y 1989
4	1957	1985
5	entre 1958 y 1976	entre 1988 y 1993
6	1994	
7	entre 1990 y 1993	
8	1969	entre 1990 y 1993
9	1974	1994
10	1970	
11	1976	1993
12	entre 1966 y 1968	1981

Fuente: TB1 y TB2 indican la primera y segunda fecha de cambio de régimen en base a estimaciones reportadas en la Tabla 2.

Las fechas que se localizan hasta mediados de la década de los cincuenta están relacionadas con la firma de los tratados existentes, que si bien se firma en 1944, su implementación y adopción por parte de las poblaciones de la región pudo haber demorado algunos años. Estas fechas tienen un mayor peso en los puntos de medición 2, 3 y 4, que corresponden a los ubicados antes del río Conchos y que están influidos por la cantidad que entrega Estados Unidos a México.

Los años alrededor de 1973 pueden estar vinculados con la Federal Endangered Species Act, que obliga a la preservación de los hábitats de especies en peligro de extinción, para lo cual se debe tener una cantidad mínima de agua en las cuencas. Esta situación se presenta en la estación de medición 3, cercana a Ciudad Juárez, y en los puntos de medición 9, 10 y 11 que se encuentran después del río Pecos.

Las fechas que corresponden a la década de los noventa están relacionadas con la sequía que se ha presentado, ya que los volúmenes de agua de las presas y las entregas pactadas se ven disminuidos. Las fechas restantes podrían relacionarse con situaciones de carácter local, como son las perforaciones de nuevos pozos y las construcciones de plantas tratadoras de agua que cambian los patrones de flujo de manera local.

CONCLUSIONES

El tema del agua se convierte en un asunto especialmente delicado cuando el recurso tiene que ser compartido entre dos o más naciones. En el caso tratado en este trabajo, la distribución de aguas del río Bravo entre México y Estados Unidos, algunas investigaciones previas han documentado la agudización del conflicto por el agua entre ambas naciones, principalmente a raíz de la sequía ocurrida en los noventas. Este conflicto ha ejercido presión sobre las instituciones que manejan el recurso de tal manera que se ha llegado a cuestionar su correcto funcionamiento. Sin embargo, el análisis histórico de los flujos de agua indica que las caídas de agua superficial están muy relacionadas a contingencias imprevistas, después de las cuales las tendencias de los flujos de agua evolucionan de forma paralela.

Se encuentra que las instituciones binacionales tienen un mayor peso en el comportamiento de los flujos de agua conforme están más cerca de Ciudad Juárez-El Paso, es decir, en la parte que está regulada por la Convención de 1906, debido a la forma en que fueron redactados los tratados y a que permiten un manejo más discrecional con la única condición de que se cumpla una cantidad promedio de agua.

Un análisis adicional para evaluar el desempeño institucional de la distribución de aguas en el río Bravo puede considerar las diferencias de flujos de agua entre cada par de puntos de medición vecinos y medir su evolución a lo largo del periodo. Intuitivamente, si las reglas y tratados han sido respetados estas diferencias no deberían presentar variación estadísticamente significativa.

REFERENCIAS

- **Chávez, Octavio E. (1999):** «The 1994-1995 Drought, What did we Learn from it? The Mexican Perspective», Natural Resources Journal, 39(1): 35-60.
- **Engle, R. F.; C. W. J. Granger (1987):** «Cointegration and Error Correction: Representations, Estimation and Testing», Econometrica, 55: 252-276.
- **Escobedo Sagaz, José Luis (2008):** «Marco Institucional en la Cuenca del Río Bravo», Equilibrio Económico, 4(1): 5-28.
- **Gambrill, Monica (editora) (2006):** Diez años del TLCAN en México. México: UNAM, Centro de Investigaciones Sobre América del Norte.

- **Germán-Soto, Vicente y José Luis Escobedo Sagaz (2008):** «Análisis econométrico de la distribución de aguas superficiales del río Bravo entre México y Estados Unidos», Ponencia presentada en el 13 Encuentro Nacional sobre Desarrollo Regional en México, AMECIDER, 2008.
- **Gregory, Allan W.; Bruce E. Hansen (1996):** «Residual-Based Tests for Cointegration in Models With Regime Shifts», Journal of Econometrics, 70: 99-126.
- **Hansen, Bruce E. (1992):** «Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes», Journal of Business & Economic Statistics, 10(3): 45-59.
- **Hurlburt, David (2001):** «The Good, the Bad, and the Arid», Forum for Applied Research and Public Policy, 16(1): 9.
- **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.
- **Ingram, Helen (1999):** «Lessons learned and recommendations for coping with future scarcity», Natural Resources Journal, 39(1): 179-88.
- **Johansen, S. (1988):** «Statistical Analysis of Cointegration Vectors», Journal of Economic Dynamics and Control, 12: 231-254.
- **Johansen, S. (1991):** «Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregression Models», Econometrica, 59: 1551-1580.
- **Maddala, G.S.; In-Moo Kim (1998):** Unit Roots, Cointegration, and Structural Change, Cambridge: Cambridge University Press.
- **Mumme, S., Bustamante R. J. (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.
- **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.
- **Phillips, P.C.B. (1987):** «Time Series Regression With a Unit Root», Econometrica, 55: 277-301.
- **Phillips, P.C.B. (1991):** «Optimal Inference in Cointegrated Systems», Econometrica, 59: 283-306.
- **Phillips, P.C.B.; Ouliaris, S. (1990):** «Asymtotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration», Econometrica, 58: 165-193.
- **Phillips, P.C.B. and P. Perron (1988):** «Testing for a Unit Root in Time Series Regression», Biometrika, 75: 335-346.
- **Saikkonen, P. (1991):** «Asymptotically Efficient Estimation of Cointegrating Regressions», Econometric Theory, 7(1):1-21.
- **Salinas Rodríguez, Claudia (2004):** El agua, nuevo conflicto en la relación bilateral México-E.U.A., el caso del Río Bravo. Tesis Licenciatura. Universidad Nacional Autónoma de México.
- **Schoik, Rick V., Christopher Brown (2004):** «Barriers and Bridges: Managing Water in the U.S.-Mexican Border Region», Environment, 46(1): 26-42.
- **Sims, C.A.; James H. Stock; Mark W. Watson (1990):** «Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots», Econometrica, 58: 113-144.
- **Stock, James H.; Mark W. Watson (1988):** «Testing for Common Trends», Journal of the American Statistical Association, 83: 1097-1107.
- **Stock, James H.; Mark W. Watson (1993):** «A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems», Econometrica, 61(4): 783-820.
- **Szekely, A.; L. Cabrera (1993):** «Emerging Boundary Environmental Challenges and Institutional Issues: Mexico and the United States», Natural Resources Journal, 33(33): 1.
- **Toda, H.Y.; Phillips P.C.B. (1993):** «Vector Autoregressions and Causality», Econometrica, 61: 1367-1393.
- **Toda, H.Y.; Phillips P.C.B. (1994):** «Vector Autoregression and Causality: A Theoretical Overview and Simulation Study», Econometric Reviews, 13: 259-285.
- **Westerlund, Joakim (2005):** «Data Dependent Endogeneity Correction in Cointegrated Panels», Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 67(5): 691-705.
- **Wolf, Aaron T. (1998):** «Conflict and cooperation along international waterways», Water Policy,1: 251-265.
- **Xiao, Zhijie (1999):** «A Residual Based Test for the Null Hypothesis of Cointegration», Economics Letters, 64: 133-141.

Noviembre de 2010