



Centro de Estudios de las Finanzas Públicas

Pronósticos de la Recaudación del Impuesto al Valor Agregado (IVA)

CEFP / 097 / 2009

CEFP

Palacio Legislativo de San Lázaro, noviembre de 2009

Índice

Presentación	2
Pronósticos de la recaudación del Impuesto al Valor Agregado (IVA)*	4
1. Impuesto al Valor Agregado 1990-2009	4
2. Análisis de series de tiempo	7
2.1 La información estadística	8
2.1.2 Cambio de año base.....	10
2.1.3 Ajuste estacional de la serie	10
2.2 Contrastes de raíces unitarias.....	12
2.3 Análisis de Cointegración.....	21
2.3.1 Prueba de Cointegración de Engle y Granger.....	21
2.3.2 Estacionariedad de los residuales.....	22
2.3.3 Prueba de Durbin – Watson (DW) sobre la regresión de cointegración	23
2.3.4 Prueba de Cointegración de Johansen	24
2.3.5 Condición de estabilidad dinámica.....	24
2.3.6 Cointegración de Johansen.....	25
2.4 Análisis de Estabilidad Paramétrica	27
2.4.1 Prueba de CUSUM	27
2.4.2 Contraste de Chow	28
2.5 El modelo resultante.....	29
3. Los pronósticos del IVA.....	30
Fuentes de Información.....	32

Presentación

El Centro de Estudios de las Finanzas Públicas de la Cámara de Diputados, en su carácter de órgano técnico de asesoría que tiene la misión de contribuir a la función legislativa en materia de economía y finanzas públicas, mediante el análisis, seguimiento y evaluación técnica de las políticas de gobierno y el apoyo directo a Grupos Parlamentarios, Órganos y C. Legisladores de una manera objetiva y no partidista en el ámbito y finalidad de las atribuciones del Congreso de la Unión, elaboró un modelo macroeconómico con el objetivo de realizar pronósticos de la recaudación del Impuesto al Valor Agregado (IVA).

La finalidad del modelo es contribuir a la mejor toma de decisiones por parte de los legisladores en materia de política tributaria, haciendo uso del “Simulador de pronósticos de largo plazo del IVA”,¹ que se presenta a la par de este documento.

El documento está organizado de la siguiente manera. En el primer capítulo se realizó un análisis histórico del IVA a partir de 1990 a 2009, destacando las modificaciones que ha tenido la tasa generalizada del IVA hasta la fecha actual.

En el segundo capítulo, se aborda el tema de series de tiempo aplicado al IVA, que inició con el cambio de año base 2003 a toda la serie del IVA mediante una reconstrucción del PIB. Posteriormente, se realizó un ajuste estacional a la serie; asimismo se aplicaron varios contrastes de raíces unitarias a las series del IVA y del Producto Interno Bruto (PIB), con el fin de tipificar el componente de tendencia de las series. Lo anterior permite, por un lado, cuantificar el riesgo de inferencia espuria, y, por el otro, establecer los fundamentos para un estudio de cointegración, mismo que asegura la robustez de las estimaciones. El análisis de series de tiempo justamente se termina con el análisis de cointegración y con la obtención del vector cointegrante, que comprende las estimaciones de los parámetros del modelo.

¹ El Simulador se encuentra disponible en:

http://www3.diputados.gob.mx/camara/001_diputados/006_centros_de_estudio/02_centro_de_estudios_de_finanzas_publicas/06b_simuladores_de_analisis_fiscal

Por último, se llevaron a cabo dos pruebas de estabilidad estructural de los parámetros del modelo con el objeto de asegurar que estos últimos fueran estables durante el periodo de estudio o bien de modificar la especificación en caso de identificarse un rompimiento estructural en lo que a la relación entre ingreso e IVA en México se refiere.

Finalmente, en el último capítulo y después de haber realizado las pruebas anteriormente descritas, se presenta el modelo y, con base en éste, se procedió a la elaboración del pronóstico de la recaudación del Impuesto al Valor Agregado para los trimestres que abarcan de julio de 2009 hasta diciembre de 2010.

Pronósticos de la recaudación del Impuesto al Valor Agregado (IVA)*²

1. Impuesto al Valor Agregado 1990-2009

La Ley del Impuesto al Valor Agregado (LIVA) ha sufrido diversas reformas durante el periodo de análisis, destacando aquellas que han modificado la tasa generalizada del IVA.

En 1990 la tasa generalizada del IVA era del 15 por ciento, en vigor desde el 1 de enero de 1983. Sin embargo, el 21 de noviembre de 1991 se publicó en el Diario Oficial de la Federación (DOF) la LIVA y sus reformas, entre las que destaca el cambio de la tasa generalizada que pasó del 15 al 10 por ciento.

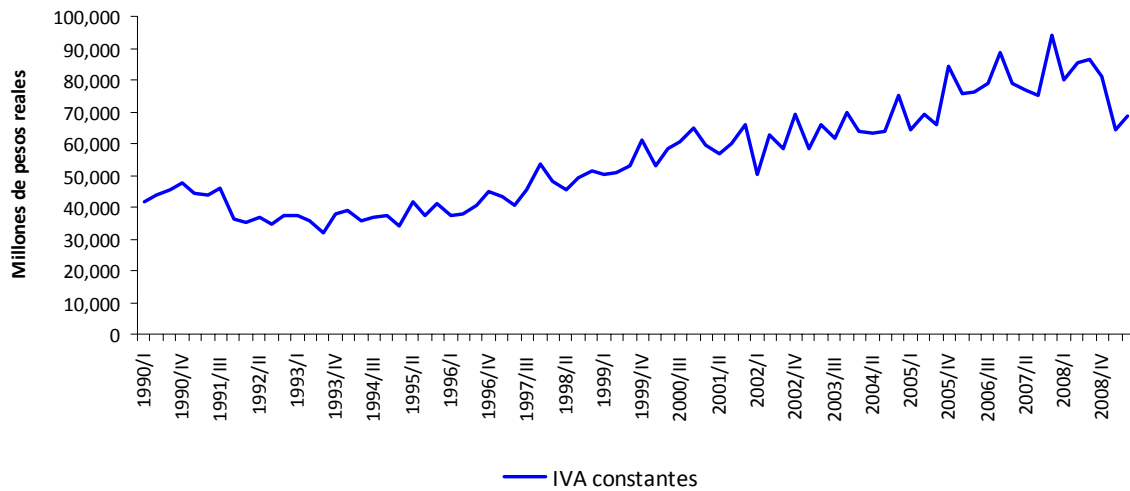
La tasa impositiva del 10 por ciento estuvo vigente hasta el 31 de marzo de 1995, ya que a partir del 1 de abril se regresó a la tasa impositiva del 15 por ciento, vigente a diciembre de 2009.

Al analizar la evolución de la recaudación del IVA entre 1990 y el segundo trimestre de 2009, es posible distinguir una tendencia al alza desde el tercer trimestre de 1993, en términos reales, aunque con una caída importante en 2008 y en el primer semestre de 2009 (ver gráfica 1).

² Palabras clave: Pronósticos, raíces unitarias, cointegración, recaudación del Impuesto al Valor Agregado.
JEL: C5, C50, C51, C53, H2

Gráfica 1

Evolución de la recaudación de IVA. Trimestre I de 1990 - trimestre II de 2009
(Cifras en millones de pesos a precios de 2003)

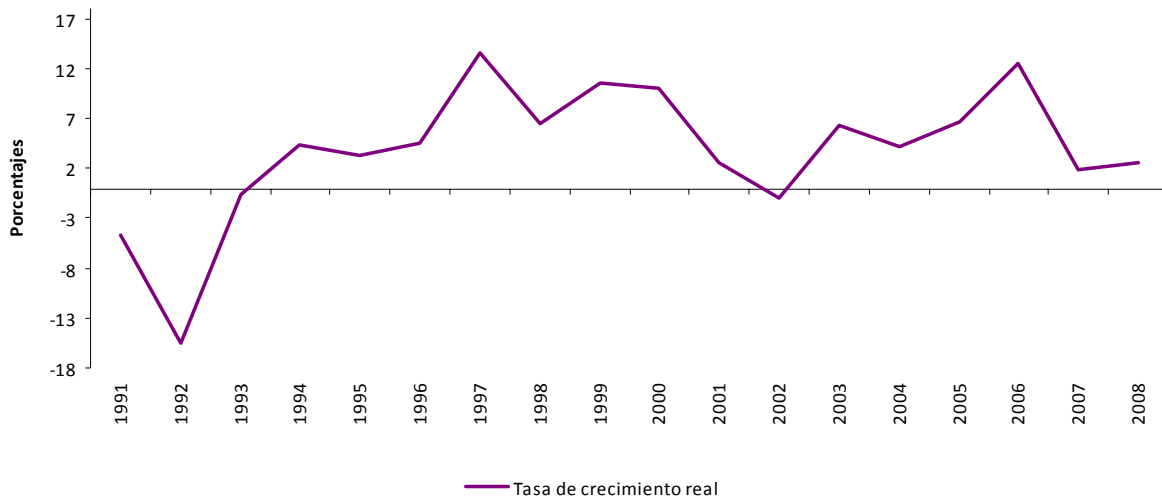


Fuente: Elaborado por el Centro de Estudios de las Finanzas Públicas de la Cámara de Diputados con base en datos de la Secretaría de Hacienda y Crédito Público.

La tasa de crecimiento real anual del impuesto recaudado ha sido muy irregular a lo largo de los últimos 19 años. En general, destacan las tasas reales anuales negativas que se tuvieron en 1991 (-4.7 por ciento), 1992 (-15.6 por ciento), 1993 (-0.7 por ciento) y 2002 (-1.0 por ciento), así como el crecimiento anual de 12.5 por ciento que se presentó en el 2006, el mayor del periodo en estudio (ver gráfica 2).

Gráfica 2

Tasa de crecimiento real anual de la recaudación de IVA. 1990 – 2008
(Cifras en porcentajes)

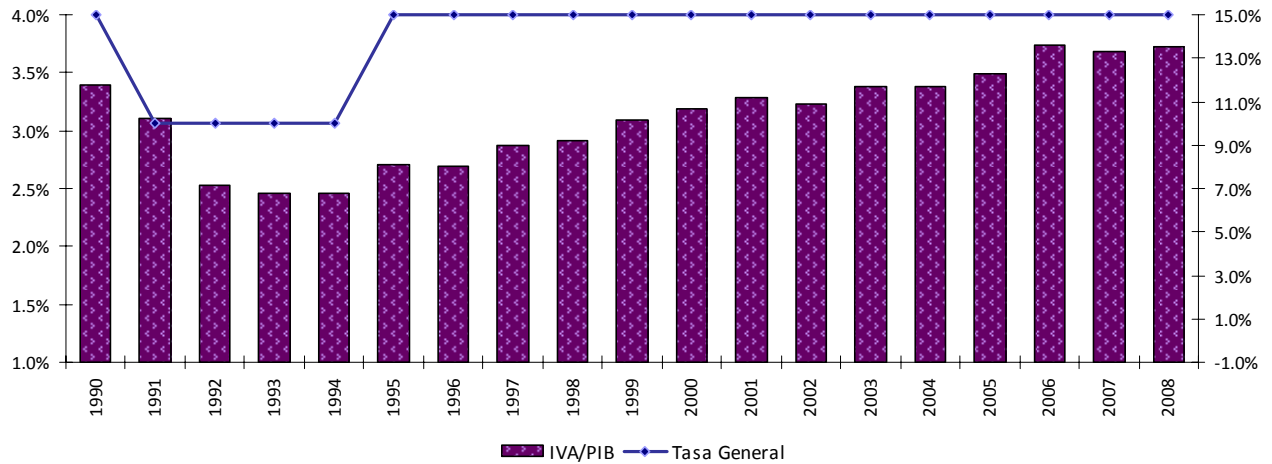


Fuente: Elaborado por el Centro de Estudios de las Finanzas Públicas de la Cámara de Diputados con base en datos de la Secretaría de Hacienda y Crédito Público.

De 1990 a 2008, la recaudación del IVA como proporción al Producto Interno Bruto (PIB) ha sido, en promedio, del 3.1 por ciento. Sin embargo, se distinguen importantes diferencias en el periodo de análisis. Particularmente, entre 1992 y 1994, la proporción de la recaudación con respecto al PIB fue de 2.5 por ciento y coincide con que, en esos años, se tuvo una tasa impositiva del 10 por ciento. De hecho, tanto en 1992 como en 1993 la recaudación decreció en términos anuales, mientras que el PIB crecía a tasas reales de 3.6 y 1.9 por ciento, respectivamente.

Para el resto del periodo de estudio, se aprecia una tendencia al alza de la participación de la recaudación del IVA en el PIB, aún cuando en 1996, 2002 y 2007 se dieron pequeños retrocesos.

Gráfica 3
Tasa impositiva de IVA y su recaudación como proporción del PIB 1990 – 2008
(Cifras en porcentajes)



Fuente: Elaborado por el Centro de Estudios de las Finanzas Públicas de la Cámara de Diputados con base en datos de la Secretaría de Hacienda y Crédito Público, el Instituto Nacional de Estadística y Geografía y la Ley del Impuesto al Valor Agregado.

2. Análisis de series de tiempo

Un modelo econométrico de series de tiempo es, como lo indica su apelativo, una síntesis entre técnicas típicas de econometría (estrechamente ligadas con la teoría económica) y aquellas derivadas del análisis matemático de las series de tiempo. Esta combinación de disciplinas resulta en estimaciones más robustas, en términos estadísticos sin que se pierda la capacidad de interpretación a la luz del conocimiento económico. La combinación que se obtuvo específicamente en este estudio permite explicar los patrones en los movimientos pasados de una variable (la recaudación del IVA) y transforma dicha comprensión en un mecanismo que predice sus movimientos futuros. El objetivo primordial es por ende la estimación robusta de la relación entre el PIB y el IVA asumiendo que ésta puede representarse linealmente de la siguiente manera:

$$\log(IVA_t) = \alpha + \beta \log(PIB_t) + \gamma TI_t + u_t$$

Donde IVA_t y PIB_t representan, la recaudación del Impuesto y el Producto Interno Bruto, ambos en México,

durante el t-ésimo³ trimestre; TI_t representa a su vez la tasa general vigente del IVA, también, en el t-ésimo trimestre. Cabe adelantar que, después de realizar el análisis estadístico del modelo propuesto, fue necesario modificarlo de tal suerte que incorporara información relativa a la contracción económica que sufrió el país en 1995, puesto que dicho evento parece haber modificado la relación entre las variables. De esta manera, el modelo macroeconómico que se obtuvo fue el siguiente:

$$\log(IVA_t) = \alpha + \beta \log(PIB_t) + \delta DU_t \log(PIB_t) + \gamma TI_t + u_t$$

Donde DU_t es una variable dicotómica⁴ que indica fechas posteriores al primer trimestre de 1994 (fecha determinada endógenamente, ver sección de estabilidad paramétrica).

2.1 La información estadística

Con el fin de contar con una serie en precios constantes desde 1990 a 2009 fue necesario aplicar el cambio de año base 2003 a toda la serie mediante una reconstrucción del PIB que se detalla más adelante. Posteriormente se realizó un ajuste estacional a la serie, con una doble finalidad:

1. Sustraer el componente estacional de las series de tal suerte que no mermaran el ejercicio estadístico de estimación del modelo.
2. Obtener una estimación de los factores de estacionalidad (trimestrales) para así poderlos aplicar en la última etapa de la elaboración de pronósticos con objeto de incorporar en éstos los patrones de estacionalidad de la serie.

Las técnicas de suavizamiento proporcionan un medio para eliminar o al menos reducir las fluctuaciones volátiles a corto plazo en una serie de tiempo imputables a factores estacionales (patrones de consumo tales

³ Las series se rezagaron un periodo con el objetivo de considerar que los pagos impositivos de un mes se realizan con base en la información del mes anterior. Lo que implica por ejemplo que las cifras de enero, febrero y marzo de un año cualquiera corresponden a la actividad de diciembre, enero y febrero.

⁴ Es decir una variable que es igual a cero siempre que no se satisfaga alguna condición específica (en este caso que el trimestre sea posterior a marzo de 1994) en cuyo caso valdrá uno.

como el aumento en el consumo en épocas decembrinas, por ejemplo).

Se realizó además una serie de pruebas de raíces unitarias con el fin de evitar el fenómeno de la inferencia espuria. Lo anterior ocurre cuando el herramental estadístico clásico arroja inferencia sin sentido: las pruebas de significancia tradicionales tienden a indicar una relación entre variables cuando en realidad no existe ninguna; las medidas del ajuste del modelo son artificialmente buenas, etc. Aunque no de manera exclusiva, el riesgo de inferencia espuria suele ocurrir cuando las variables que se emplean incluyen un componente de tendencia, sea éste determinista o aleatorio. Las pruebas de raíz unitaria permiten justamente identificar la existencia de tales tendencias así como tipificar su naturaleza (determinista o estocástica); en este análisis destaca la aplicación de pruebas de raíces unitarias que controlan por posibles quiebres estructurales y que identifican la fecha exacta de tales quiebres. Cabe señalar que los quiebres pueden ser causados, por ejemplo, por crisis económicas y caídas del precio del petróleo.

Es importante adelantar que las pruebas antes referidas proporcionaron amplio conocimiento respecto a la existencia de un componente de tendencia estocástica en todas las series del estudio (se dice entonces que las series no son estacionarias). Existiría por ende un fuerte riesgo de que la inferencia estadística no fuera válida (inferencia espuria). Es por lo anterior que se emplearon técnicas de cointegración (véase Engle y Granger, 1987), mismas que permiten llevar a cabo el estudio de modelos con series no estacionarias, minimizando así el riesgo de hacer un ejercicio estadístico inútil. La cointegración (si se obtiene evidencia de ésta) tiene además la virtud de encontrar relaciones entre variables de largo plazo en extremo robustas y confiables. Dicha técnica consiste en la búsqueda de una combinación lineal entre las variables no estacionarias que arroje un producto (residual) que sí lo sea (estacionario).

Adicionalmente se llevaron a cabo pruebas de estabilidad estructural de los parámetros del modelo con objeto de asegurar que estos últimos correspondieran a los más adecuados en lo que a la representación de la relación entre ingreso e IVA en México se refiere. Se destaca para este efecto, el contraste de Chow así como la prueba de estabilidad denominada CUSUM.

Finalmente, después de haber realizado las pruebas anteriormente descritas, se obtuvo una estimación del modelo satisfactorio, por lo que se procedió a la elaboración del pronóstico de la recaudación del Impuesto sobre el Valor Agregado para los trimestres que abarcan de julio de 2009 hasta diciembre de 2010.

2.1.2 Cambio de año base

El 29 de abril de 2008, el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI), dio a conocer, a través del comunicado de prensa con número 076/08, las series 2003-2006 del PIB anual a precios corrientes y constantes de 2003. Asimismo puso a disposición del público la serie trimestral del PIB de 2003 a 2007 a precios constantes. A pesar del cambio de año base de 1993 a 2003, el INEGI no llevó a cabo la actualización de la serie del PIB para los años anteriores, es decir antes de 2003, por lo que, para utilizar esta base de comparación, se tuvo que recurrir a una metodología empleada por la Secretaría de Hacienda y Crédito Público⁵ con objeto de hacer compatibles ambas bases de comparación. Dicha metodología se explica a continuación.

Encadenamiento de las series del PIB: Los porcentajes del PIB de 2003 a 2008 corresponden a los obtenidos a precios corrientes de acuerdo al Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte (SCIAN) utilizada en el cambio de año base 2003. Para fines de comparación, los porcentajes del PIB de 1990 a 2002 se calcularon mediante un encadenamiento de serie del PIB empleando las tasas de crecimiento del PIB nominal correspondiente a la clasificación derivada de la base 1993. En este sentido, los porcentajes de 1990 a 2002 son preliminares en tanto el INEGI no dé a conocer las series oficiales del PIB a precios corrientes para esos años con la clasificación SCIAN.

2.1.3 Ajuste estacional de la serie

El ajuste estacional es una forma de suavizamiento; elimina las oscilaciones estacionales (cíclicas) de la serie en lugar de eliminar las fluctuaciones irregulares a corto plazo. Las series de tiempo económicas muestran generalmente movimientos cíclicos similares en el mismo mes o en el mismo trimestre de cada año. Estas oscilaciones son generalmente causadas por factores estacionales como: el clima, vacaciones, tomas de decisiones y expectativas.

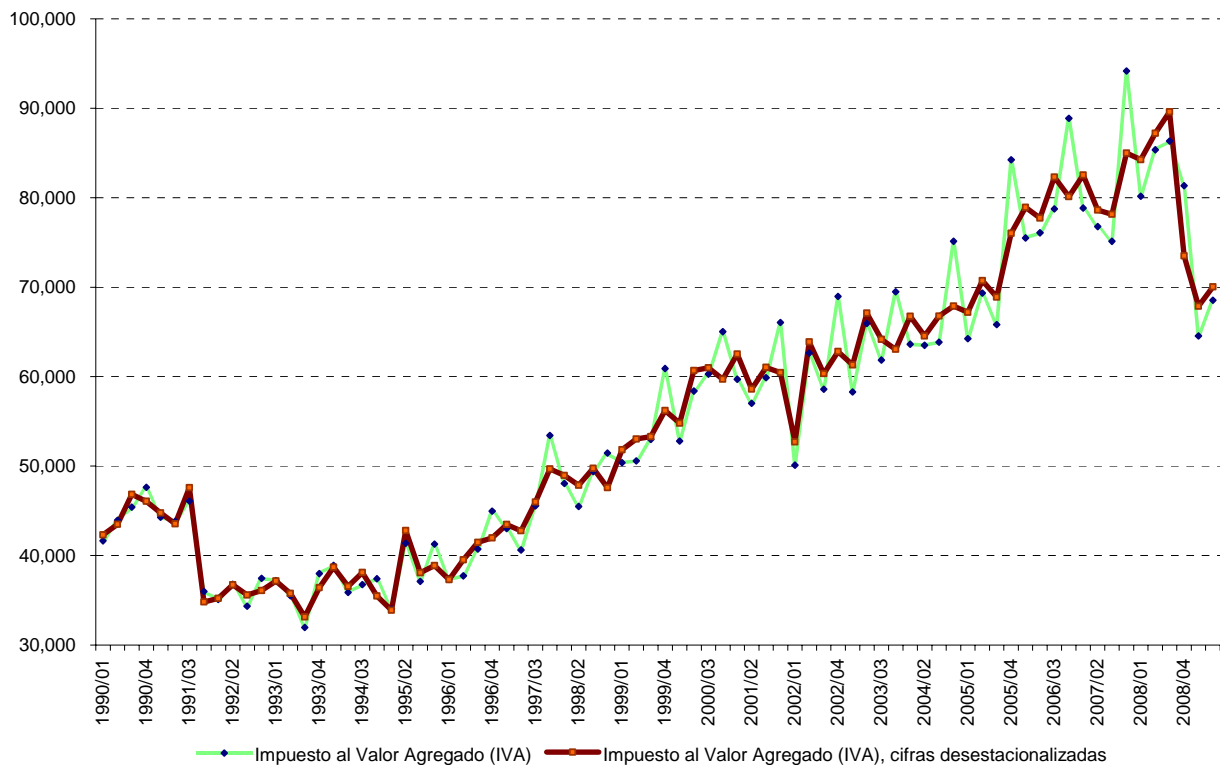
Existen diferentes métodos para efectuar el ajuste estacional de una serie, es decir sustraer el componente estacional. En este documento se empleó el método X-12 ARIMA Seasonal

⁵ Secretaría de Hacienda y Crédito Público, *Informes sobre la Situación Económica, las Finanzas Públicas y la Deuda Pública*. Segundo trimestre de 2008. Obtenido el 2 de noviembre de 2009 en: http://www.shcp.gob.mx/FINANZASPUBLICAS/InformeTrimestral/2008/2do_trimestre/inf_trime_208_integrado.pdf

Adjustment Program (Findley *et al.*, 1998). Éste es una extensión del programa para el ajuste estacional Statistics Canada's X-11 ARIMA (Dagum, 1980), el cual a su vez es una extensión de U.S Census Bureau's X-11 (Shiskin, Young y Musgrave, 1967).⁶ Los programas para ajuste estacional son complejos pero se basan en promedios móviles y son empleados habitualmente por las oficinas de estadística de todos los países. A continuación se presentan las gráficas de las series en su estado original y con ajuste estacional, de la evolución del IVA y el PIB, para el periodo 1990.01-2009.02 (trimestres).

Gráfica 4

Impuesto al Valor Agregado (IVA)
(Cifras en millones de pesos a precios de 2003)



Fuente: Elaborado por el Centro de Estudios de las Finanzas Públicas de la Cámara de Diputados con información de las estadísticas oportunas de finanzas públicas y deuda pública de la Secretaría de Hacienda y Crédito Público.

⁶ Bowerman, B. O'Connell, R. y Koehler, A, *Pronósticos, Series de Tiempo y Regresión*, Thomson, 2007, pp. 340-355

Gráfica 5

Producto Interno Bruto (PIB)
(Cifras en millones de pesos a precios de 2003)



Fuente: Elaborado por el Centro de Estudios de las Finanzas Públicas de la Cámara de Diputados con información de las estadísticas oportunas de finanzas públicas y deuda pública de la Secretaría de Hacienda y Crédito Público.

2.2 Contrastes de raíces unitarias

Como ya se señaló anteriormente, las técnicas estadísticas de estimación tales como la regresión estimada por Mínimos Cuadrados Ordinarios (que es la que se emplea en este estudio) incurren en un riesgo considerable de arrojar resultados sin sentido si las variables no son estacionarias: si se lleva a cabo una regresión entre dos caminatas aleatorias⁷ independientes entre sí, las pruebas estadísticas pueden indicar—

⁷ Es decir, series no estacionarias debido a un componente de tendencia estocástico. Por ejemplo si una variable como el PIB sigue una caminata aleatoria, los efectos de un choque temporal (como un incremento en los precios del petróleo o una caída en el gasto gubernamental) no se disipará aun después de varios años sino que será permanente.

erróneamente—que sí hay relación⁸; en otras palabras, las pruebas estadísticas tenderán a indicar una relación entre las variables cuando en realidad no existe ninguna. Ésta es la razón por la que es importante probar si las variables (IVA y PIB, esencialmente) son caminatas aleatorias⁹ (tendencia estocástica) o bien tienen una tendencia determinista¹⁰.

En un estudio elaborado por Charles Nelson y Charles Plosser (1982) se encontró evidencia de que el PIB y otras series macroeconómicas de Estados Unidos se comportan como caminatas aleatorias. Ello propició el análisis de otras series económicas y financieras, tanto en EEUU como en el resto del mundo, con objeto de comprobar si éstas se comportan como caminatas aleatorias o bien como estacionarias en tendencia.

Destaca el hecho de que, en materia macroeconómica existe una ríspida controversia respecto a si las tendencias son estocásticas o deterministas; no obstante, independientemente de su naturaleza, el hecho de que las series no son estacionarias es ya aceptado por todos. En la mayor parte de los estudios se han empleado pruebas de raíces unitarias introducidas por David Dickey y Wayne Fuller¹¹ así como extensiones más sofisticadas y robustas de las mismas.

El modelo de caminata aleatoria¹² (MCA) también referido como raíz unitaria puede ejemplificarse con la siguiente expresión:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$$
$$-1 \leq \rho \leq 1$$

⁸ Es decir, con frecuencia se obtiene una R^2 muy elevada (superior a 0.9) aunque no haya una relación significativa entre las dos. Esto se conoce como **regresión espuria**.

⁹ Un proceso de caminata aleatoria puede ser representado por los lanzamientos sucesivos de una moneda, donde una cara recibe un valor de +1 y una cruz un valor de -1; en cada lanzamiento se suma, además, los resultados de los lanzamientos anteriores. Es decir, en el proceso más simple de caminata aleatoria, cada cambio sucesivo en y_t es extraído en forma independiente de una distribución de probabilidad con media 0.

¹⁰ Un proceso con tendencia determinista es tal que se puede representar como una serie cuyo comportamiento en el tiempo se puede representar como un ruido estacionario que oscila alrededor de una línea con pendiente no nula.

¹¹ D.A. Dickey y W.A. Fuller, “*Distribution of the Estimators for Autoregressive Time-series with a Unit Root*”, Journal of the American Statistical Association, vol. 74, pp.427-431.

¹² En términos generales, se dice que un proceso es estacionario si su media y su varianza son constantes en el tiempo y si el valor de las covarianzas entre dos periodos cualesquiera depende solamente de la distancia o rezago entre éstos y no del tiempo en el cual se ha calculado la covarianza.

Si $\rho = 1$, se convierte en un MCA; es decir, el proceso no estacionario debido a un componente de tendencia estocástico. En este caso la varianza de Y_t depende explícitamente del tiempo.

Derivado de lo anterior, la metodología que se emplea en este estudio¹³ es la de Dickey-Fuller (DF); la hipótesis que se contrasta es la presencia de una raíz unitaria. A continuación se detallan las pruebas específicas empleadas en este estudio:

1. Dickey-Fuller Aumentada (ADF): La formulación de la regresión auxiliar de esta prueba requiere definir los componentes deterministas por los que se desea controlar, ya sea una deriva (drift, en inglés) o una deriva y una tendencia determinista. La existencia de tales componentes en el proceso que genera los datos es capital, puesto que éstos dominan asintóticamente (es decir, cuando el tamaño de la muestra tiende a infinito) a la raíz unitaria. En el caso de una prueba clásica Dickey-Fuller aumentada, la inferencia se lleva a cabo mediante el estudio del estadístico t asociado al regresor x_{t-1} en la siguiente especificación:

$$\Delta y_t = \underbrace{\alpha}_{\text{deriva}} + \beta y_{t-1} + \underbrace{\delta \cdot t}_{\text{tendencia determinista}} + \sum_{i=1}^k \Delta y_{t-i} + u_t$$

Donde k, es el número de rezagos de la variable dependiente incluidos para controlar autocorrelación, mismo que se determina optimizando el Criterio de Información de Schwarz (SIC, por sus siglas en inglés).

2. Dickey Fuller—GLS (1996): ésta se basa en la ADF y busca preservar la mayor parte del proceso. Para ello obtiene cuasi – diferencias, lo anterior implica, en otras palabras filtrar la serie por componentes deterministas antes de probar la hipótesis de raíz unitaria.
3. Phillips-Perron (1988): ésta propone un método (no paramétrico) alternativo para evitar la correlación serial de los términos de error, sin que añadan términos de diferencia rezagados. El método Phillips-Perron (PP) estima la ecuación de la prueba DF no aumentada y modifica el

¹³ Con la excepción de la prueba KPSS, misma que se detalla posteriormente.

estadístico t del coeficiente β , para que la correlación serial no afecte la distribución asintótica del estadístico de prueba. La prueba PP se basa en el siguiente estadístico:

$$\tilde{t}_{\beta} = t_{\beta} \left(\frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{1/2} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)(se(\hat{\beta}))}{2f_0^{1/2}s}$$

Donde $\hat{\beta}$ es el estimador, y t_{β} es la razón t de β , $se(\hat{\beta})$ es el coeficiente del error estándar, y s es el error estándar de la regresión. Además, γ_0 es un estimador consistente de error de la varianza (calculado como $(T - k)s^2 / T$, donde k es el número de regresores).¹⁴

4. Kwiatowski, Phillips, Schmidt y Shin KPSS (1992); ésta prueba es relevante porque, a diferencia de las anteriores, bajo la hipótesis nula la serie y_t presenta una tendencia estacionaria y bajo la alternativa es una raíz unitaria en la alternativa (es decir, invierte las hipótesis). Esta prueba asume que la serie está compuesta por tres componentes: (i) una tendencia determinista, (ii) una tendencia estocástica y (iii) un componente estacionario. Su representación es la siguiente: $y_t = \delta_0 + \delta_1 t + r_t + \varepsilon_t$, $r_t = r_{t-1} + u_t$, donde ε_t es un proceso estacionario y $u_t \approx i.i.d(0, \sigma_u^2)$. La hipótesis nula del contraste es $H_0: \sigma_u^2 = 0$ contra $H_1: \sigma_u^2 > 0$, donde el estadístico de prueba es del tipo Multiplicador de Lagrange (LM) y está dado por:

$$LM = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2$$

Donde $S_t = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$ es la suma parcial de los residuales de la regresión de y_t sobre una constante y una tendencia lineal; $\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 = \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2 / T$ es la varianza de los residuales. Los valores críticos fueron calculados por Kwiatowski et al. (1992).

¹⁴ El término siguiente, f_0 , es un estimador del espectro residual en la frecuencia cero.

De acuerdo a los datos obtenidos en las diferentes pruebas (ver cuadro 1), no se encontró suficiente evidencia para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en la variable del Impuesto al Valor Agregado, ni para el PIB; en lo que respecta al resultado de la prueba KPSS, ahí sí, se rechazó la hipótesis nula de estacionariedad en tendencia, por lo que se optó por la alternativa de raíz unitaria.

Cuadro 1

Pruebas de Raíces Unitarias para el Impuesto al Valor Agregado (IVA) 1990-2008
(Cifras ajustadas estacionalmente en niveles y en logaritmos)

Modelos	ADF		Dickey-Fuller DF-GLS		Phillips-Perron		KPSS	
	Niveles	Logaritmos	Niveles	Logaritmos	Niveles	Logaritmos	Niveles	Logaritmos
Estadísticos	t_a	t_a	t_a	t_a	t_a	t_a	LM	LM
1) Sin intercepto y sin tendencia	0.7269	0.9814			0.6372	0.7385		
2) Con intercepto	-0.7773	-0.7093	-0.3459	-0.2915	-0.8596	-0.7991	1.093787	1.092958
3) Con intercepto y tendencia	-3.1224	-3.1980	-2.5227	-1.8574	-2.9624	-2.9633	0.1696***	0.1343***

Los signos (*), (**) y (***) representan un nivel de significancia del 10%, 5% y 1%, respectivamente. Asimismo denotan el rechazo de la hipótesis nula.

La hipótesis nula H_0 para las pruebas (ADF, DF-GLS y Phillips-Perron) es existencia de raíz unitaria, mientras la hipótesis alternativa H_a significa estacionariedad. Para la prueba KPSS H_0 : Estacionariedad y H_a : Existe raíz unitaria.

Fuente: Elaborado por el Centro de Estudios de las Finanzas Públicas de la Cámara de Diputados, con base en información de la Secretaría de Hacienda y Crédito Público.

Cuadro 2

Pruebas de Raíces Unitarias para el Producto Interno Bruto (PIB) 1990-2008
(Cifras ajustadas estacionalmente en niveles y en logaritmos)

Modelos	ADF		Dickey-Fuller DF-GLS		Phillips-Perron		KPSS	
	Niveles	Logaritmos	Niveles	Logaritmos	Niveles	Logaritmos	Niveles	Logaritmos
Estadísticos	t_a	t_a	t_a	t_a	t_a	t_a	LM	LM
1) Sin intercepto y sin tendencia	1.4262	1.8786			1.9361	2.4655		
2) Con intercepto	-1.2368	-1.3875	0.0955	0.2518	-1.2435	-1.4923	1.178319	1.186982
3) Con intercepto y tendencia	-2.3998	-2.1765	-2.6072	-2.4695	-1.8626	-1.6579	0.0956***	0.0771***

Los signos (*), (**) y (***) representan un nivel de significancia del 10%, 5% y 1%, respectivamente. Asimismo denotan el rechazo de la hipótesis nula.

La hipótesis nula H_0 para las pruebas (ADF, DF-GLS y Phillips-Perron) es existencia de raíz unitaria, mientras la hipótesis alternativa H_a significa estacionariedad. Para la prueba KPSS H_0 : Estacionariedad y H_a : Existe raíz unitaria.

Fuente: Elaborado por el Centro de Estudios de las Finanzas Públicas de la Cámara de Diputados, con base en información de la Secretaría de Hacienda y Crédito Público.

Valores críticos para las pruebas de ADF y Phillips - Perron			
	10%	5%	1%
1) t_a	-1.61	-1.95	-2.60
2) t_a	-2.59	-2.90	-3.52
3) t_a	-3.16	-3.47	-4.08

Valores críticos para la prueba de Dickey - Fuller DF - GLS			
	10%	5%	1%
2) t_a	-1.61	-1.95	-2.60
3) t_a	-2.81	-3.10	-3.67

Valores críticos para la prueba de KPSS			
	10%	5%	1%
2) LM	0.347	0.463	0.739
3) LM	0.119	0.146	0.216

Las pruebas de raíz unitaria descritas anteriormente presentan varios inconvenientes que es importante precisar. En primer lugar, es posible que se cometa el error tipo I, es decir que se obtenga evidencia a favor de la raíz unitaria cuando en realidad el proceso está mejor representado por otro tipo de proceso. En otras palabras, estas pruebas podrían sobre-aceptar la hipótesis de raíz unitaria, siendo ésta falsa. Las razones por las que esto podría suceder son: (i) la potencia de las pruebas es muy sensible a la extensión que depende del periodo de los datos, es decir para una muestra dada de tamaño T , la potencia crece de forma proporcional a T ; (ii) si $\rho \approx 1$, pero no es exactamente 1, la prueba de raíz unitaria podría establecer dicha serie como no estacionaria, (iii) si existen quiebres estructurales en una serie de tiempo, debido por ejemplo a crisis económicas, caída del precio del petróleo, etc. Se considera que el riesgo más grande a que se enfrenta este ejercicio de estimación es el tercero, es decir, que las series se representen mejor a través de una tendencia determinista que sufra quiebres estructurales (véase Perron, 1989). Por todas estas consideraciones y poniendo énfasis a este último punto se propuso emplear tres pruebas más sobre raíz unitaria que a continuación se explican.

1. Zivot y Andrew (1992) desarrollan una prueba cuyas hipótesis nula y alternativa son:

La hipótesis nula es la presencia de raíz unitaria con quiebre estructural y la alternativa de estacionariedad alrededor de una tendencia determinista con quiebres. Los autores anteriores determinan endógenamente (es decir, con base en información contenida en los datos) la fecha del punto de quiebre y no exógenamente como lo propuso Perron (1989) en un principio.

Los resultados obtenidos muestran que no se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria con quiebre estructural para la prueba de Zivot y Andrews.

Se aplicó la prueba de Perron (1997) quien extendió sus resultados de 1989 permitiendo, como en el caso de Zivot y Andrews, que el quiebre bajo la hipótesis nula se determinara también endógenamente; su prueba permite además considerar rompimientos estructurales bajo la hipótesis nula. Como con las pruebas anteriores, en ésta no se encontró evidencia suficiente como para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Los resultados, para series ajustadas estacionalmente y en logaritmos, aparecen en el cuadro 3.

Cuadro 3

Pruebas de Raíces Unitarias para el Impuesto al Valor Agregado (IVA) 1990-2008
(Cifras mensuales ajustadas estacionalmente en logaritmos)

Estadístico	Hipótesis	Serie ajustada estacionalmente en logaritmos			
		Rezagos	Quiebre	Estadístico	Resultado
Zivot and Andrews	Ho: Raíz unitaria con quiebre estructural endógeno vs. Ha: Estacionaria alrededor de una tendencia determinística.	0		-3.420	No se rechaza Ho
		0	1992.02	-4.830 **	No se rechaza Ho
		0		-4.510	No se rechaza Ho
P97	Ho: Raíz unitaria vs. Ha: Estacionaria	0		-3.340	No se rechaza Ho
		0		-4.470	No se rechaza Ho
		0	1992.03	-4.640 *	No se rechaza Ho

Modelo 1: constante, dummies de nivel, tendencia, raíz unitaria, rezagos

Modelo 2: constante, tendencia, dummies de tendencia, raíz unitaria, rezagos

Modelo 3: constante, dummy de nivel, tendencia, dummy de tendencia, raíz unitaria, rezagos

Nota: En todos los modelos no se consideran las primeras y las últimas 4 observaciones

Los signos (*), (**) y (***) representan un nivel de significancia del 10%, 5% y 1%, respectivamente. Asimismo denotan el rechazo de la hipótesis nula.

* Se asume que los quiebres que estima la prueba se encuentran a una distancia de al menos 4 periodos

Fuente: Elaborado por el Centro de Estudios de las Finanzas Públicas de la Cámara de Diputados con información de la Secretaría de Hacienda y Crédito Público.

Cuadro 4

Pruebas de Raíces Unitarias para el Producto Interno Bruto 1990-2008
(Cifras trimestrales ajustadas estacionalmente en logaritmos)

Estadístico	Hipótesis	Serie ajustada estacionalmente en logaritmos			
		Rezagos	Quiebre	Estadístico	Resultado
Zivot and Andrews	Ho: Raíz unitaria con quiebre estructural endógeno vs. Ha: Estacionaria alrededor de una tendencia determinística.	2	1998.04	-3.256	No se rechaza Ho
		2	2008.02	-3.008	No se rechaza Ho
		3	2008.01	-2.939	No se rechaza Ho
p97	Ho: Raíz unitaria vs. Ha: Estacionaria	2	1998.04	-3.255	No se rechaza Ho
		1	2007.04	-2.899	No se rechaza Ho
		1	2007.04	-3.104	No se rechaza Ho

Modelo 1: constante, dummies de nivel, tendencia, raíz unitaria, rezagos

Modelo 2: constante, tendencia, dummies de tendencia, raíz unitaria, rezagos

Modelo 3: constante, dummy de nivel, tendencia, dummy de tendencia, raíz unitaria, rezagos

Nota: En todos los modelos no se consideran las primeras y las últimas 4 observaciones

Los signos (*), (**) y (***) representan un nivel de significancia del 10%, 5% y 1%, respectivamente. Asimismo denotan el rechazo de la hipótesis nula.

* Se asume que los quiebres que estima la prueba se encuentran a una distancia de al menos 4 periodos

Fuente: Elaborado por el Centro de Estudios de las Finanzas Públicas de la Cámara de Diputados con información de la Secretaría de Hacienda y Crédito Público.

- Con objeto de explorar la existencia de una deriva en el proceso de raíz unitaria que indican las pruebas anteriores, así como la de encontrar rompimientos estructurales en ésta, se empleó la prueba de Gómez y Ventosa-Santaulària (2008) que distingue entre la hipótesis nula de raíz unitaria sin deriva versus la alternativa de raíz unitaria con deriva o deriva y un rompimiento. La prueba es relevante porque la mayor parte de las series macroeconómicas presentan un componente de largo plazo que depende de la existencia de una tendencia determinista.

En el cuadro 4 se observa, empleando la serie ajustada estacionalmente y en logaritmos del IVA, que existe evidencia de un quiebre en la deriva; la fecha en que se presenta es en el mes de julio de 1993.

Cuadro 5

Prueba GVS de Raíz Unitaria para el Impuesto al Valor Agregado (IVA) 1990-2008
(Cifras mensuales ajustadas estacionalmente en logaritmos)

gvs	Ho: Raíz unitaria sin deriva vs. Ha: Raíz unitaria con deriva	Estadístico	Decisión	Quiebre	tgamma	beta	gamma	fecha
Serie ajustada estacionalmente		0.9055	No se rechaza Ho	No existe evidencia de un quiebre Existe una evidencia de quiebre	0.9816	-54.1518	161.457	1995.01
Serie ajustada estacionalmente en logaritmos		0.9224	No se rechaza Ho	No existe evidencia de un quiebre	1.0652	-0.0072	0.013	1993.07

N.A No aplica

Se permiten hasta 4 rezagos para autocorrelación

Fuente: Elaborado por el Centro de Estudios de las Finanzas Públicas de la Cámara de Diputados con información de la Secretaría de Hacienda y Crédito Público.

Cuadro 6

Prueba GVS de Raíz Unitaria para el Producto Interno Bruto (PIB) 1990-2008
(Cifras trimestrales ajustadas estacionalmente en logaritmos)

GVS	Ho: Raíz unitaria sin deriva vs. Ha: Raíz unitaria con deriva	Estadístico	Decisión	Quiebre	tgamma	beta	gamma	fecha
Serie ajustada estacionalmente		0.9671	No se rechaza Ho	No existe evidencia de un quiebre	0.5191	51629.0	-193760.0	2008.02
Serie ajustada estacionalmente en logaritmos		0.9722	No se rechaza Ho	No existe evidencia de un quiebre	0.6137	0.008	-0.03	2008.02

N.A No aplica

Se permiten hasta 4 rezagos para autocorrelación

Fuente: Elaborado por el Centro de Estudios de las Finanzas Públicas de la Cámara de Diputados con información de la Secretaría de Hacienda y Crédito Público.

En síntesis, se aplicaron los siguientes contrastes: la prueba Dickey Fuller Aumentada, Dickey Fuller GLS (ERS), ERS Phillips - Perron, y la KPSS. Además se llevó a cabo pruebas como la de Zivot y Andrews (1992), la prueba de Perron (1997) así como una prueba de cambio estructural en presencia de raíz unitaria propuesta por Ventosa-Santaulària (2008). En términos generales se concluye que las series presentan tanto el componente de tendencia estocástica (raíz unitaria) como el determinista (la deriva).

Es con base en lo anterior que se busca a continuación una combinación lineal de las series de tiempo que pueda ser estacionaria, es decir, se busca evidencia de cointegración. Para definir si las series están

cointegradas¹⁵ se utilizan las pruebas de Engle y Granger, Durbin – Watson y la de Johansen, que se describen a continuación.

2.3 Análisis de Cointegración

Desde que Granger y Newbold (1974) señalaron el problema de la posible existencia de frecuentes *regresiones espurias*¹⁶ es decir (cuando las series no son estacionarias, ya sea que tengan raíz unitaria, o tendencia determinista, existe un riesgo grande de que la regresión sea espuria (véase Phillips, 1987) en el caso estocástico y Hassler (1994), Kim Lee y Newbold (2004) en el caso determinista. En el análisis de cointegración se busca que las variables tengan una relación lineal estable, es decir que la perturbación siga un proceso estacionario.

2.3.1 Prueba de Cointegración de Engle y Granger

Engle y Granger (1987) fueron los primeros en formalizar la idea de variables integradas que pudieran compartir una relación de equilibrio a largo plazo que resultara ser estacionaria o tener un grado menor de integración que la serie original. Ellos revelaron esa propiedad de cointegración, que significa movimientos entre las tendencias de las variables. El método consiste en dos etapas y está basado en los residuos estimados de lo que se denomina regresión de largo plazo. Se asume a priori que existe un solo vector de cointegración en el modelo.

A continuación se presenta la estimación de la regresión de largo plazo entre IVA y PIB, con cifras ajustadas estacionalmente y en logaritmos, utilizando Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).

¹⁵ En términos económicos se puede decir que dos o más series están cointegradas si las mismas se mueven conjuntamente a lo largo del tiempo y las diferencias entre ellas son estables (es decir estacionarias), aún cuando cada serie en particular contenga una tendencia estocástica y sea por lo tanto no estacionaria. De aquí que la cointegración refleja la presencia de un equilibrio a largo plazo hacia el cual converge el sistema económico a lo largo del tiempo.

¹⁶ Según Granger y Newbold (1974) son regresiones espurias las existentes entre dos variables que muestran las siguientes características: 1) No mantienen entre sí una relación causal. 2) La estimación de un modelo econométrico temporal, que relaciona a una de ellas con la otra, proporciona elevada bondad del ajuste y un valor del estadístico Durbin-Watson (dw) muy bajo, inferior al valor 2 que correspondería a la ausencia de autocorrelación e inferior al límite inferior de la prueba Durbin-Watson (dw).

$$\log(I_t) = -11.72 + 1.40\log(Y_t) + 3.88T_t$$

(0.914) (0.060) (0.51)

$$R^2 = 0.92$$

$$D - W = 0.62$$

Donde:

$\log(I_t)$ es el logaritmo del Impuesto al Valor Agregado

$\log(Y_t)$ es el logaritmo del Producto Interno Bruto

T_t es la tasa impositiva actual

Las cifras entre paréntesis corresponden a los errores estándar.

2.3.2 Estacionariedad de los residuales

En la segunda etapa del método se obtienen los residuales de la estimación anterior. A éstos se les aplica una prueba de raíz unitaria, como la ADF¹⁷ (sin constante ni tendencia, dadas las características inherentes de los residuales de MCO). Si se obtiene evidencia de que los residuales son estacionarios, se sabe entonces que la combinación lineal (sustentada en los parámetros de la regresión de largo plazo) arroja un producto (los residuales) estacionario, es decir, se obtiene evidencia a favor de la relación cointegrada entre las variables.

Los resultados obtenidos al aplicar esta metodología pueden apreciarse en el cuadro 5; se rechaza la hipótesis nula de raíz en los residuales a favor de la alternativa: los residuales son estacionarios, integrados de orden I (0).

En resumen, aunque el IVA y el PIB no son estacionarios, los residuales de una combinación lineal de ambos, obtenida a través de la regresión del IVA sobre el PIB, son I (0), es decir, son estacionarios. Por tanto, se dice que la estimación anterior es una regresión cointegrada.

¹⁷ Cabe destacar que, siendo los residuales una variable estimada y no observada, es necesario emplear valores críticos distintos. Los mismos pueden obtenerse en Enders (2004).

Cuadro 7

Prueba ADF para el IVA 1990-2008
(Cifras ajustadas estacionalmente en logaritmos)

Modelo	ADF	
	Niveles	Logaritmos
	t_a	t_a
1) Sin intercepto y sin tendencia	-4.4428***	-2.6437***

Los signos (*), (**) y (***) representan un nivel de significancia del 10%, 5% y 1%, respectivamente. Asimismo denotan el rechazo de la hipótesis nula.

Fuente: Elaborado por el Centro de Estudios de las Finanzas Públicas de la Cámara de Diputados, con base en información de la Secretaría de Hacienda y Crédito Público.

2.3.3 Prueba de Durbin – Watson (DW) sobre la regresión de cointegración

La prueba de Durbin-Watson puede ser considerada como una alternativa a la de Engle – Granger y fue propuesta por Sargan y Bhargava (1983). La prueba emplea el tradicional estadístico Durbin – Watson aunque le da una aplicación específica en materia de cointegración. Las hipótesis son, de hecho, las siguientes:

$H_0 : DW = 0$ Las variables no están cointegradas

$H_a : DW > 0$ Las variables están cointegradas

La regla de decisión de dicha prueba es en sí muy sencilla: si el estadístico DW es menor o igual a 0.386, entonces las series no están cointegradas; Si el estadístico $DW > 0.386$, entonces se concluye que las series sí cointegran. De acuerdo con los autores, los valores críticos se basaron en 10,000 simulaciones, cada una de ellas conformada por 100 observaciones, obteniéndose el siguiente valor crítico al 5% de 0.386. En este estudio, el estadístico Durbin Watson fue de 0.624715; dado que fue mayor que el valor crítico, $0.6247 > 0.386$, se concluye que las variables IVA y PIB están cointegradas.

2.3.4 Prueba de Cointegración de Johansen

La prueba de cointegración de Johansen (1991) se basa en modelos VAR (Vectores Autorregresivos); sirve para probar la existencia de múltiples vectores de cointegración entre las variables. Lo anterior lo lleva cabo mediante dos pruebas: (i) la prueba de la traza y, (ii) la prueba del máximo valor propio. La metodología de Johansen descansa principalmente en la relación entre el rango de la matriz Π y sus raíces características. Cabe destacar que esta prueba permite introducir variables exógenas al vector cointegrante, característica que se aprovechará en este estudio.

2.3.5 Condición de estabilidad dinámica

Para llevar a cabo la prueba de cointegración primero fue necesario estimar el VAR entre nuestras variables de interés. Posteriormente se verificó que el sistema fuera estable y estacionario, a través del escrutinio de las raíces del polinomio asociado al VAR.

Cuadro 8

Raíces características del polinomio

Raíz	Módulo
0.981697	0.981697
0.775666	0.775666
0.353605	0.353605
-0.328264	0.328264

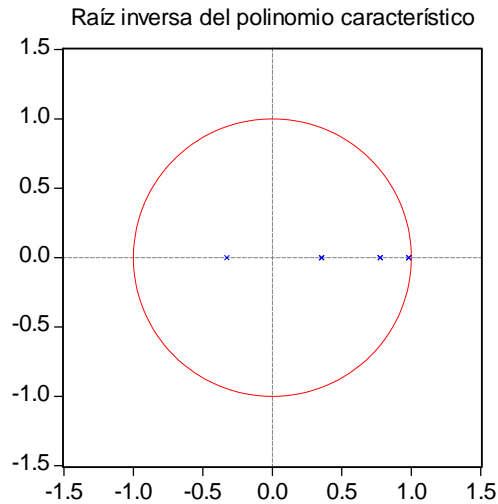
Ninguna raíz se encuentra fuera del círculo unitario.

El VAR satisface la condición de estabilidad.

Fuente: Elaborado por el Centro de Estudios de las Finanzas Públicas de la Cámara de Diputados.

Todos los valores propios son menores a 1, por lo que todos los valores caen dentro del círculo unitario.

Por las condiciones anteriores se dice que el sistema es estable y estacionario.



2.3.6 Cointegración de Johansen

Como ya se señaló en la sección anterior, la prueba de Johansen determina el número de ecuaciones de Cointegración. Este número es llamado “Rango de Cointegración”. Si hay n ecuaciones de cointegración, las medias de las series contemporáneas están integradas y el VAR puede reformularse en términos de niveles de éstas.

El número de los vectores cointegrantes distintos entre sí puede obtenerse a través de la significancia de las raíces características (valores propios), una vez que se sepa que el rango de la matriz¹⁸ es igual al número de sus raíces características diferentes de cero. La prueba de Johansen permite determinar la existencia de parámetros cointegrantes (ajuste a largo plazo) con sus respectivas “velocidades de ajuste”, indicadas éstas por los coeficientes de las variables cointegrantes. A continuación, se presenta el resultado de dicha prueba.

¹⁸ La matriz en cuestión es la que usualmente se denota con la letra griega Π e incluye los parámetros asociados a los rezagos de las variables que conforman al potencial vector cointegrante.

Cuadro 9
Prueba de Cointegración irrestricto (traza)

No. de CE(s)	Valor propio	Estadístico de la traza	Valor crítico al 5%	Probabilidad
Ninguno*	0.393	41.346	20.262	0.000
Al menos 1	0.049	3.806	9.165	0.444

La traza indica 1 ecuación de cointegración al nivel del 0.05 por ciento.

*Denota rechazo de la hipótesis al nivel del 0.05 por ciento.

**p-valores MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Cuadro 10
Prueba de Cointegración irrestricto (Máximo valor propio)

No. de CE(s)	Valor propio	Estadístico del máximo valor propio	Valor crítico al 5%	Probabilidad
Ninguno*	0.393	37.540	15.892	0.000
Al menos 1	0.049	3.806	9.165	0.444

La prueba del máximo valor propio indica 1 ecuación de cointegración al nivel de 0.05 por ciento.

* Denota el rechazo de la hipótesis al nivel del 0.05 por ciento.

**p-valores MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Las pruebas de hipótesis para la traza y la prueba del máximo valor propio son:

$H_0 : r = 0$ Existen vectores de cointegración

$H_a : r = 1$ Existe un vector de cointegración

La regla de decisión que se emplea en esta prueba es la siguiente: si el valor del estadístico de prueba de la traza o el máximo valor propio es mayor que el valor crítico seleccionado (5%), entonces se rechaza la hipótesis nula y se plantea la hipótesis con un vector cointegrante más. Si el valor del estadístico de prueba de la traza o el máximo valor propio es menor que el valor crítico seleccionado (5%), entonces se acepta la hipótesis nula rechazar H_a . De acuerdo con la prueba de la traza aplicada a los datos, se rechaza la hipótesis nula de que no existen vectores de cointegración a favor de que existe un solo vector de cointegración al nivel del 5% así como del 1%. ($41.23 > 20.26$ y 0.0).

Prueba del máximo valor propio

Con la prueba del máximo valor propio se rechaza la hipótesis nula a favor de la alternativa por lo que se concluye que existe un vector de cointegración. Por lo tanto, de los resultados anteriores, tanto el de la traza como el del máximo valor propio, se concluye que las dos series están cointegradas. En este sentido, cabe destacar que se incluyó la tasa impositiva general del IVA como variable exógena (y de control) en la elaboración de la prueba.

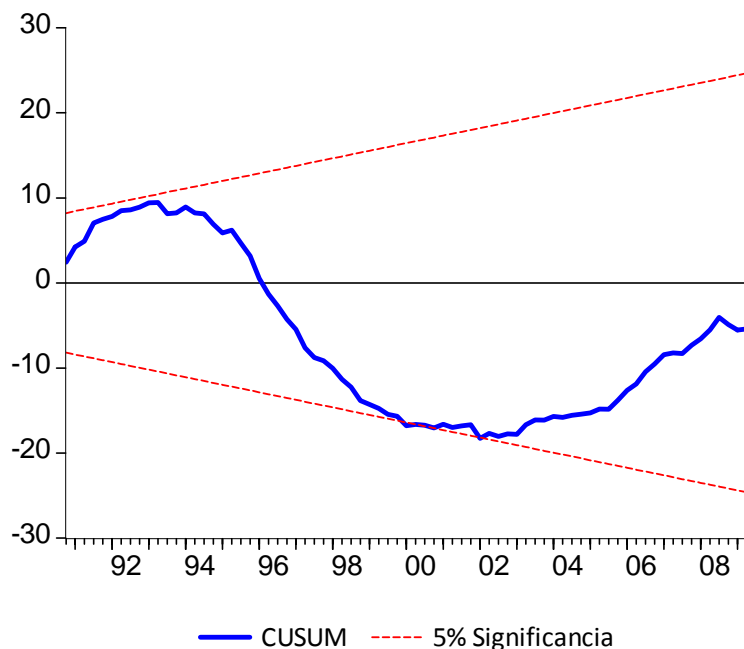
2.4 Análisis de Estabilidad Paramétrica

Cuando se lleva a cabo un modelo de regresión se hace el supuesto de que los coeficientes se mantienen constantes para todo el periodo muestral. Por ello, la última batería de pruebas que se le efectuará a éste modelo tiene por objeto asegurar estadísticamente la estabilidad estructural de los parámetros. Se emplea con esta finalidad un par de pruebas, la de CUSUM y la de punto de quiebre de Chow.

2.4.1 Prueba de CUSUM

Bajo la hipótesis de estabilidad estructural, el estadístico CUSUM tiene media cero, por lo que sumas acumuladas que se alejen de dicho valor indican existencia de inestabilidad. El análisis se realiza representando gráficamente los residuos contra el tiempo junto con sus bandas de confianza. En la gráfica 3 se observa un posible cambio estructural que inicia a partir de 1994 y se profundiza en 2001 imputable a la contracción de la economía mexicana.

Gráfica 6
Prueba CUSUM



Fuente: Elaborado por el Centro de Estudios de las Finanzas Públicas de la Cámara de Diputados.

Para conocer la fecha exacta del cambio estructural se llevó a cabo la prueba de Chow que se explica a continuación.

2.4.2 Contraste de Chow

El contraste de Chow está sustentado en la idea de que los parámetros deben mantenerse constantes a lo largo de toda la muestra; ello constituirá la hipótesis nula de la prueba. Sin embargo, es posible que existan submuestras para las que los parámetros sean distintos; como ya es previsible, dicha posibilidad constituye la hipótesis alternativa de la prueba.

Conviene destacar que el contraste de Chow exige que se especifique el punto en el cual se separa la muestra total en dos submuestras. Es para definir dicho punto que se empezó el estudio de estabilidad con base en la prueba de CUSUM, que arrojó justamente una fecha aproximada del posible quiebre (alrededor de 1994). La metodología que se emplea para definir con precisión esta fecha de quiebre, siguiendo a Cárdenas y Ventosa (2008), fue la siguiente: se calculó la prueba de Chow para todos los trimestres a partir

del segundo de 1993 y hasta el cuarto de 1995 y se consideró como fecha potencial del quiebre la que maximizó el valor del estadístico de la prueba de Chow.

En el cuadro 11 aparece el valor del estadístico F maximizado; su valor en probabilidad (p-value en inglés) indica el rechazo de la hipótesis nula de estabilidad estructural, puesto que es inferior a 0.01. Por lo tanto se concluye que en la relación entre IVA y PIB existe un cambio estructural en el segundo trimestre de 1994.

Cuadro 11

Prueba de Chow: 1994:02

Estadístico F	54.05	Probabilidad	0.00
---------------	-------	--------------	------

Fuente: Elaborado por el Centro de Estudios de las Finanzas Públicas de la Cámara de Diputados con información de la SHCP.

2.5 El modelo resultante

Es con base en los resultados de las secciones anteriores que se estableció finalmente los estimados del modelo macroeconómico de la recaudación del IVA. A continuación se presentan los resultados:¹⁹

$$\log(IVA_t) = -17.9672 + 1.7846\log(PIB_t) - 0.0176DU_t \log(PIB_t) + 6.84TI_t$$

$$R^2 = 0.95$$

$$D - W = 1.38$$

Se constata que el ajuste del modelo es satisfactorio y que todas las variables explicativas tienen asociados parámetros estadísticamente significativos al 5%.

¹⁹ Los estadísticos t fueron construidos con base en la matriz de varianza covarianza robusta propuesta por Newey y West (1987). Lo anterior en virtud de que la presencia de autocorrelación o heteroscedasticidad en los residuales podría degradar y sesgar la inferencia estadística. Cabe destacar que es posible entonces realizar inferencia clásica (ver Ventosa-Santaulària (2009), documento aún no publicado disponible si se solicita al autor (daniel@ventosa-santaularia.com)).

3. Los pronósticos del IVA

Después de llevar a cabo toda la batería de pruebas sobre estacionaridad, cointegración y estabilidad paramétrica se obtuvo un modelo con el cual se construyó los pronósticos de la recaudación del IVA.

El Ejecutivo Federal, a través del documento Criterios Generales de Política Económica 2010²⁰, estima al cierre de 2009 una recaudación del IVA del 3.3 por ciento respecto al PIB, 0.5 por ciento menos que en el 2008, mientras que para 2010 se estima que sea de 3.6 por ciento respecto al PIB.

De acuerdo a la Iniciativa de Ley de Ingresos, se tenía programado recaudar para 2010, 454 mil 751.4 millones de pesos.

La Cámara de Diputados aprobó una recaudación de 483 mil 898.7 millones de pesos,²¹ pero finalmente la Cámara de Senadores²² estableció en la Ley de Ingresos para el ejercicio fiscal 2010, por concepto de recaudación del IVA la cantidad de 485 mil 554.9 millones de pesos,²³ dicha cifra equivale a 1 mil 656.2 millones de pesos adicionales a la Iniciativa del Ejecutivo.

²⁰ Secretaría de Hacienda y Crédito Público, *Criterios Generales de Política Económica 2010*. Obtenido el 30 de octubre de 2009, disponible en:

http://www.apartados.hacienda.gob.mx/presupuesto/temas/ppef/2010/temas/expo_motivos/criterios/cgpe_2010.pdf

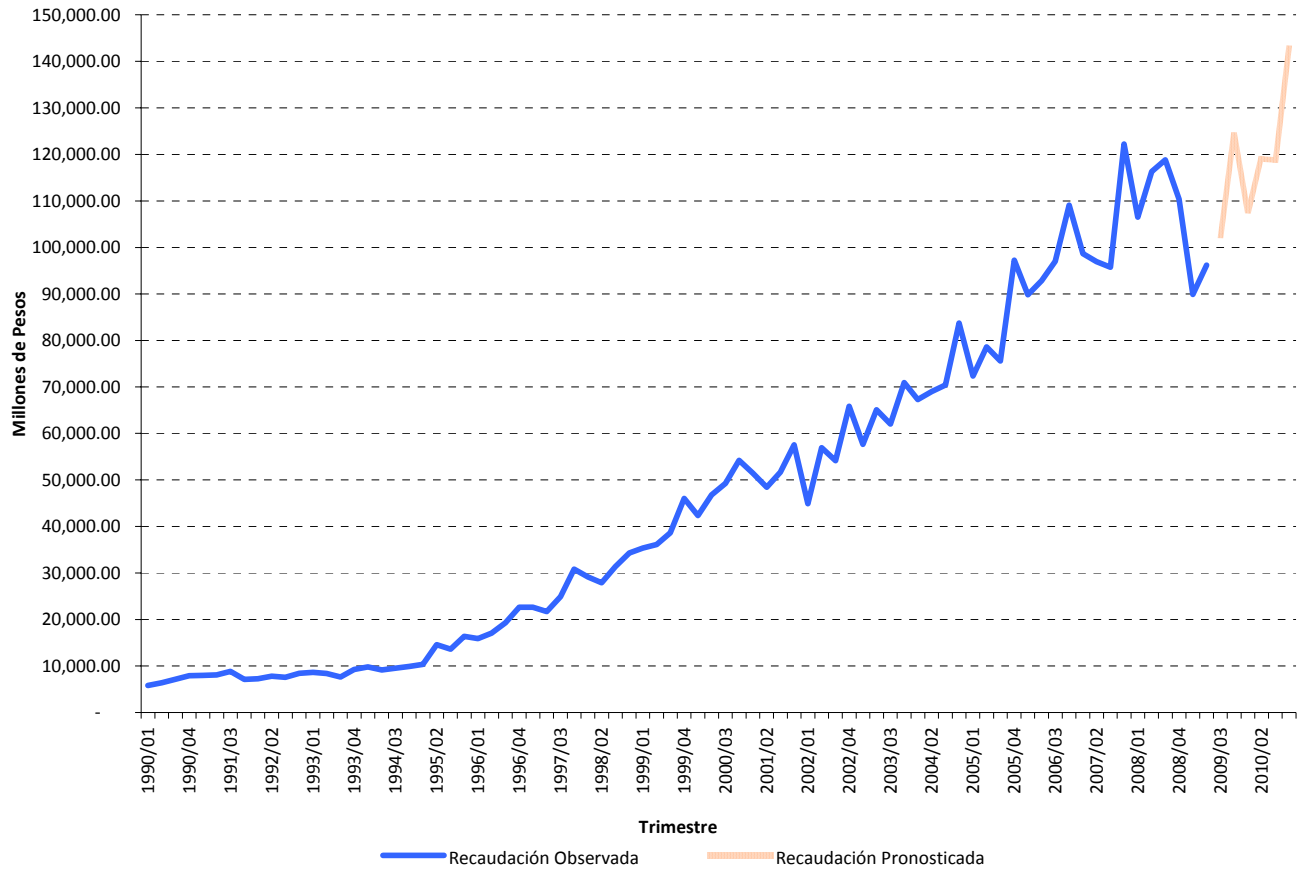
²¹ Cámara de Diputados, *Dictamen de la Comisión de Hacienda y Crédito Público, con proyecto de Ley de Ingresos de la Federación para el Ejercicio Fiscal de 2010*. Gaceta Parlamentaria, año XII, número 2870, martes 20 de octubre de 2009. Obtenido el 23 de octubre de 2009, disponible en: <http://gaceta.diputados.gob.mx/>

²² Senado de la República, *Dictamen correspondiente a la Minuta con proyecto de Decreto por el que se expide la Ley de Ingresos de la Federación para el ejercicio fiscal de 2010*, Gaceta del Senado, miércoles 4 de noviembre de 2009. Obtenido el 5 noviembre de 2009, disponible en: <http://www.senado.gob.mx/sgsp/gaceta/61/1/2009-11-04-1/assets/documentos/gaceta.pdf>

²³ Cabe destacar que en la Ley de Ingresos para el ejercicio fiscal 2010 se contempla un aumento de la tasa impositiva que pasa del 15 a 16 por ciento.

El pronóstico que ha elaborado el Centro de Estudios de las Finanzas Públicas para el cierre de 2009 es de 412 mil 697 millones de pesos, que equivale al 3.5 por ciento del PIB. Para 2010 se estima que la recaudación sea de 488 mil 475.5 millones de pesos y represente el 3.8 por ciento del PIB.²⁴

Gráfica 7
Recaudación del IVA
 (Cifras en millones de pesos corrientes)



Fuente: Elaborado por el Centro de Estudios de las Finanzas Públicas de la Cámara de Diputados con base en el Simulador de Recaudación del Impuesto al Valor Agregado.

²⁴ El Producto Interno Bruto que se consideró para llevar a cabo los cálculos, proviene del documento de Criterios Generales de Política Económica 2010.

Fuentes de Información

Bowerman, B. O'Connell, R. y Koehler, A, *Pronósticos, Series de Tiempo y Regresión*", Thomson, 2007, pp. 340-355

Cárdenas, O. Ventosa-Santaulària, D. y Gómez-Zaldivar, M, "*Elasticidad Ingreso de los Impuestos Federales en México: efectos sobre la Recaudación Federal Participable*", El Trimestre Económico, Vol. LXXV (2), No 298, 2008, pp. 519-532.

Dickey, D. y Fuller, W. "*Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*", Journal of the American Statistical Association, vol. 74, 1979, pp.427-431.

Elliott, G. Rothenberg, T. y Stock, J. "*Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root*", Econometrica, vol. 64, 1996, pp. 813-836

Enders, W., *Applied Econometric Time Series*, Wiley Series in Probability and Statistics, 2004.

Gómez, M. y Ventosa- Santaulària, D., "*Testing for a Deterministic Trend when there is Evidence of Unit-Root*" Documento de Trabajo del Departamento de Economía y Finanzas de la Universidad de Guanajuato.

<http://econpapers.repec.org/scripts/redir.plex?u=http%3A%2F%2Feconomia.ugto.org%2FWorkingPapers%2FEM200801.pdf;h=repec:gua:wpaper:em200801>

Granger, C.y Newbold, P., "*Spurious Regressions in Econometrics*", en Journal of Econometrics, vol. 2, 1974, pp. 111-120.

Gujarati, D. N., *Econometría*, Editorial McGraw-Hill Interamericana, México. 2003. Cap. 21, pp.767-808.

Johansen, S., "*The role of the constant term in cointegration analysis of non stationary variables*". University of Copenhagen, en Institute of Mathematical Statistics, 1991.

Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin: "*Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root*", Journal of Econometrics, vol. 54, 1992, pp. 159–178.

Nelson, C., and C. Plosser, "*Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series*," Journal of Monetary Economics, vol. 10, 1982, pp. 139–162.

Newey, K., and West, K., "*A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix*", 1987. *Econometrica*, vol. 55, pp. 703–708.

Perron, P., "*The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis*," *Econometrica*, 57, 1989, pp. 1361–1401.

_____. “Further Evidence on breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables,” *Journal of Econometrics*, vol. 80, 1997, pp. 335–385.

Phillips, P. “Understanding Spurious Regressions in Econometrics,” *Journal of Econometrics*, vol. 33, 1986, pp. 311–40.

Sargan, J. D y Bhargava, A.S., “Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk”, en *Econometrica*, vol. 51, 1983, pp.153-174.

Ventosa- Santaulària, D., and Gómez, M., “Income Convergence: The Validity of the Dickey-Fuller Test Under the Simultaneous Presence of Stochastic and Deterministic Trends,” Guanajuato School of Economics, 2007, Working Paper Series, EM200703.

Zivot, E., y Andrews, D.W.K., “Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit – Root Hypothesis”, en *Journal of Business & Economics Statistics*, vol. 10, 1992, pp. 255-270.



Centro de Estudios de las Finanzas Públicas
H. Cámara de Diputados
www.cefp.gob.mx

Director General: Dr. Héctor Juan Villarreal Páez

Director de Área: Dr. Daniel Ventosa Santaulària

Elaboró: Dr. Daniel Ventosa Santaulària y Mtra. Sandra Oralia Maya Hernández

Correo electrónico: d.ventosa.santaularia@gmail.com y sandra.maya@gmail.com

Colaboradores: Mtro. Julio César Cervantes Parra y Lic. Azalea del Carmen Clemente Blanco