

Elasticidad ingreso de los impuestos federales en México: efectos sobre la recaudación federal participable

1 de febrero de 2007

Resumen

Estimamos la elasticidad ingreso de largo plazo del impuesto sobre la renta, al valor agregado, los especiales sobre producción y servicios, así como de los ingresos tributarios en México, con el fin de inferir indirectamente la elasticidad del recurso federal participable con respecto al producto interno bruto. Los resultados muestran que: 1) existe una relación de equilibrio de largo plazo (de cointegración) entre la producción y cada uno de los impuestos, 2) nuestro sistema tributario es ineficaz para traducir el crecimiento económico en más recursos para los gobiernos subnacionales. Una comparación con otros países latinoamericanos como Colombia, Guatemala y Bolivia, muestra que la elasticidad ingreso del impuesto al valor agregado en México es relativamente baja.

Abstract

We estimate the long-run income elasticity of three Mexican federal taxes (income tax, value added tax and specific taxes on output and services), and that of the total tax revenue in Mexico, with the purpose of indirectly compute the income elasticity of the federal transfers to subnational governments. The results show that: 1) there is a long-run equilibrium relationship (are cointegrated) between the output and each tax, 2) our tax system translates inefficiently economic growth into additional revenue for subnational governments. In contrast with some Latin-American countries, such as, Colombia, Guatemala, and Bolivia, the income elasticity of the value added tax in Mexico is relatively low.

Palabras Clave: Cointegración, Modelo de Corrección de Errores, Recaudación Federal Participable, Rompimientos Estructurales.

Clasificación JEL: H71, H77

1. Introducción

En México las finanzas públicas de los gobiernos estatales y municipales (gobiernos subnacionales) son muy dependientes de las transferencias federales (participaciones y aportaciones). En efecto, durante el periodo 2001-2004 estos recursos

representaron, en promedio, el 93.2 % y el 73.6 % de los ingresos de los estados y municipios, respectivamente.¹ Los trabajos relacionados con el tema (Sempere y Sobarzo 1996; Tijerina y Medellín 1999; Ibarra, Mussi y Sotres 2001; Raich 2002; Ibarra 2003; Moreno 2003; Sour 2004) se enfocan a analizar los efectos que esta dependencia ha causado en los esfuerzos fiscales y en los patrones de gasto de estos niveles de gobierno.²

Dado que las transferencias federales se encuentran ligadas a la recaudación federal participable (RFP), y ésta a su vez a los ingresos tributarios, es conveniente estimar su sensibilidad (elasticidad) con respecto al producto interno bruto (PIB), ya que esta medida constituye una herramienta valiosa para los gobiernos subnacionales, toda vez que, combinada con un pronóstico de crecimiento económico, les proporcionaría información respecto a sus ingresos futuros, lo cual, en principio, les permitiría realizar una mejor planeación del gasto.

Debido a que la estructura de los conceptos que integran la RFP ha sufrido modificaciones significativas desde su creación en 1980 y a que los datos de este rubro están incompletos durante el periodo de análisis, hemos optado por estimar de forma indirecta la elasticidad PIB de la RFP. Para ello se estimó la elasticidad de largo plazo del impuesto sobre la renta (ISR), al valor agregado (IVA) e impuestos especiales sobre producción y servicios (IEPS). Una vez obtenidas estas elasticidades se aproximó la de la RFP con un promedio ponderado, donde las ponderaciones son las participaciones promedio de cada impuesto en la RFP.³ También se calculó la elasticidad de los ingresos tributarios a fin de contrastarla con la obtenida para la parte más volátil de la RFP. Finalmente, esta forma de estimar las elasticidades nos permite comparar con otros países la capacidad de nuestro sistema tributario en convertir en ingresos fiscales el crecimiento económico.

El resto del trabajo está estructurado de la siguiente manera: en la sección 2 se realiza una breve explicación de la RFP y su relación con las transferencias a los gobiernos subnacionales. En la sección 3 se describen los datos utilizados en este trabajo y se estiman las elasticidades de largo plazo de cada uno de los impuestos antes mencionados. Finalmente en la sección 4 se presentan las conclusiones.

2. La recaudación federal participable

La RFP sirve de base para determinar algunos de los montos que el gobierno federal transfiere a los gobiernos subnacionales a través de los ramos 28 (participaciones) y 33 (aportaciones). Ésta se compone por la totalidad de los ingresos tributarios no conveniados con los estados, más los derechos por la extracción

¹Este porcentaje no considera los ingresos por financiamiento ni las disponibilidades iniciales. Incluyendo los porcentajes serían de 88.4 % para los estados y 67.8 % para municipios.

²Una revisión exhaustiva de la literatura hasta el año 2001 puede encontrarse en Moreno Jiménez (2003).

³En el cálculo de esta elasticidad no se tomó en cuenta a los ingresos petroleros, ya que dichas rentas están en función de factores ajenos a la económica mexicana.

de petróleo así como por los derechos de minería.⁴ De acuerdo con la LCFF, los fondos que se derivan utilizando como base la RFP son: el fondo general de participaciones (20 %), el fondo para estados y municipios coordinados en derechos (1 %), el fondo para municipios colindantes con frontera o litorales por los que se importen y exporten bienes (0.136 %), el fondo de fomento municipal (1 %), el fondo de aportaciones para la infraestructura social estatal (0.303 %), el fondo de aportaciones para la infraestructura social municipal (2.197 %), el fondo de aportaciones para el fortalecimiento de los municipios (2.35 %), el fondo de aportaciones para el fortalecimiento de las demarcaciones del Distrito Federal (0.2123 %) y el fondo de aportaciones múltiples (0.814 %).⁵ Durante el periodo 2001-2004 estos fondos constituyeron, en promedio, el 43.4 % y el 64.0 % del total de ingresos, sin deuda ni disponibilidades iniciales, de estados y municipios, respectivamente. Esto implica que las fluctuaciones de la RFP inciden de manera directa en el 43.4 % y el 64.0 % de las variaciones de los ingresos estatales y municipales, respectivamente.⁶

Durante el periodo que abarca este estudio—del primer trimestre de 1980 al segundo trimestre de 2005—el ISR, el IVA y el IEPS promediaron el 61.0 % de la RFP, entonces las fluctuaciones en estos ingresos tributarios repercuten en el 26.5 % de los ingresos estatales y en el 39.1 % de los ingresos municipales. De ahí la importancia de contar con un indicador que determine la sensibilidad de estos impuestos con respecto al crecimiento económico.

3. Análisis econométrico

3.1. Los datos

Las series de recaudación de ISR, IVA, IEPS y total de ingresos tributarios se obtuvieron de la Unidad de Política de Ingresos de la Secretaría de Hacienda y Crédito Público y del Banco de México y se agregaron trimestralmente. El PIB y su índice de precios implícito fueron obtenidos del Sistema de Cuentas Nacionales elaborado por el INEGI.⁷ Adicionalmente, todos los valores se convirtieron a pesos de 2005. Los gráficos (1), (2), (3) y (4) muestran la relación que existe entre el PIB y la recaudación de ISR, IVA, IEPS e ingreso tributarios.

⁴La composición exacta de la RFP se puede consultar en el artículo 2 de la ley de coordinación fiscal de la federación (LCFF).

⁵Los porcentajes en paréntesis indican la proporción que representa el fondo de la RFP.

⁶Si se incluye deuda y disponibilidades iniciales, estos porcentajes disminuyen a 41.8 % para estados y a 58.9 % para municipios.

⁷De 1980 a 1989 los datos de recaudación se obtuvieron de Banco de México: www.banxico.com.mx/polmoneinflacion/estadisticas/finanzasPublicas/finanzasPublicas.html.

De 1990 en adelante los datos de provienen de la SHCP y se encuentran en:

www.apartados.hacienda.gob.mx/estadisticas_oportunas/index.html.

Los datos del PIB y su índice de precios implícitos están en:

<http://dgcnesyp.inegi.gob.mx/cgi-win/bdieintsi.exe/NIVA100002#ARBOL>.

Evolución del PIB y del ISR

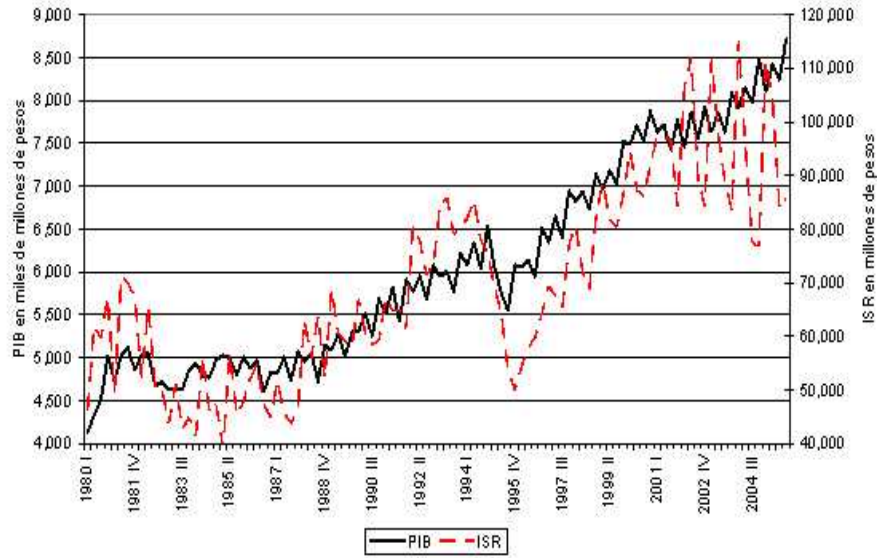


Figura 1: PIB e ISR

Evolución del PIB y del IVA

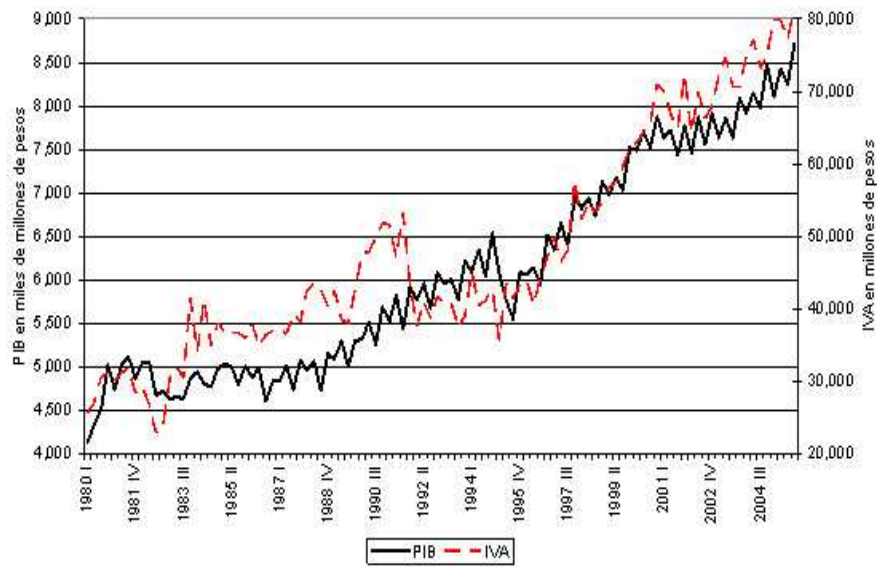


Figura 2: PIB e IVA

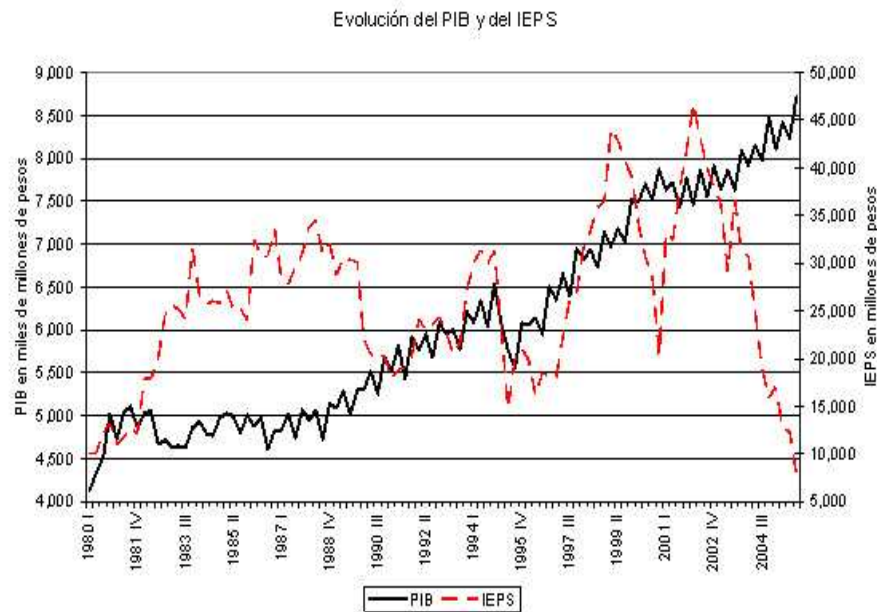


Figura 3: PIB e IEPS

Como se observa en las gráficas anteriores, existe una fuerte presencia de estacionalidad en la series. Por tal motivo se procedió al ajuste estacional por medio del método Census X12-ARIMA.⁸

3.2. Orden de integración de las variables y detección de cambios estructurales

3.2.1. Orden de integración

Antes de proceder a la estimación de las elasticidades, es importante conocer el orden de integración de cada una de las variables utilizadas. Esto constituye un requisito indispensable en la posterior estimación de las elasticidades de largo plazo. El orden de integración lo obtenemos aplicando la prueba Dickey-Fuller GLS (DF-GLS) sobre las series desestacionalizadas y en logaritmos. La tabla

⁸Este método fue creado por el Departamento de censos de U.S. Puede consultarse en www.census.gov/srd/www/x12a/

1 muestra los resultados dicha prueba para las series tanto en niveles como en primeras diferencias.⁹

Tabla 1
Prueba de estacionariedad sobre las variables

Variable	Series en niveles		Series en 1a. diferencia	
	Estadístico DF-GLS*	Decisión	Estadístico DF-GLS*	Decisión
ISR	-0.69	Raíz unitaria	-10.91	Estacionaria
IVA	0.90	Raíz unitaria	-3.65	Estacionaria
IEPS	-0.93	Raíz unitaria	-9.19	Estacionaria
Tributarios	-0.07	Raíz unitaria	-2.67	Estacionaria
PIB	1.84	Raíz unitaria	-3.63	Estacionaria

*Valor Crítico (5%)

Los resultados de la DF-GLS muestran que, con un nivel de confianza del 5%, no hay evidencia suficiente para rechazar la existencia de una raíz unitaria; por otra parte, también con un nivel de confianza del 5%, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria para todas las series en primeras diferencias. Dicho de otra

⁹El número de rezagos incluidos en la especificación de la regresión auxiliar fue seleccionado mediante el Criterio de Información Schwarz.

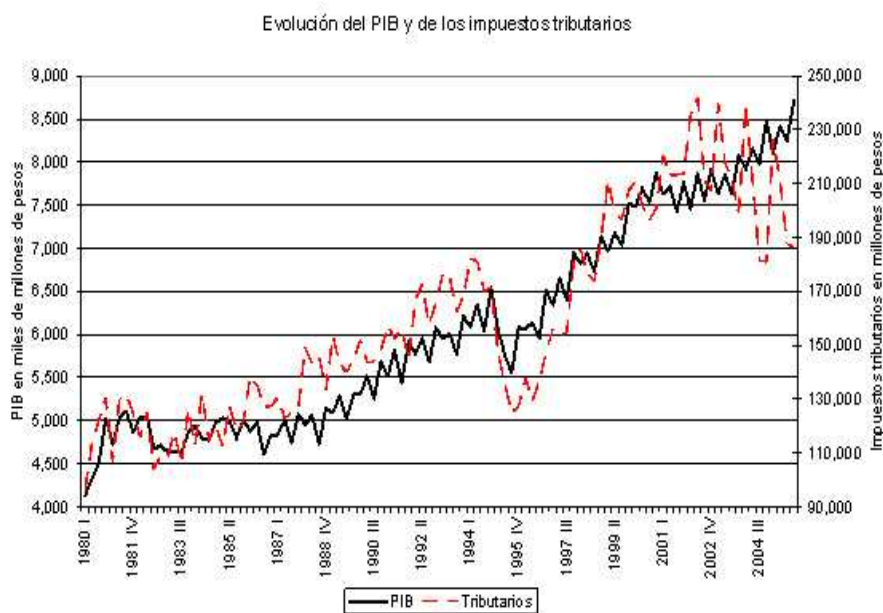


Figura 4: PIB e ingresos tributarios

forma, las series son $I(1)$ (no estacionarias) en niveles e $I(0)$ (estacionarias) en primeras diferencias.

3.2.2. Detección de cambios estructurales

La relación entre los distintos impuestos y el PIB puede sufrir cambios estructurales a lo largo del tiempo, ya sea por razones institucionales, por modificaciones legislativas referentes a la recaudación, o debido a eventos económicos importantes. Es por ello que en este estudio se emplean dos pruebas estadísticas para determinar la estabilidad de dichas relaciones. En primera instancia se aplica la prueba de CUSUM—véase Brown, Durbin, and Evans (1975)— a los residuales de la regresión entre cada impuesto y el PIB, con el objeto de identificar eventuales periodos de inestabilidad. Este proceder permite evidenciar quiebres estructurales sin tener que establecer su fecha de ocurrencia a priori. La prueba calcula la suma de los residuales recursivamente conjuntamente con una banda de confianza del 95 %. Si existen residuales afuera de la banda, se sugiere que hay inestabilidad. En una segunda etapa, se utiliza la prueba de quiebre de Chow (1960) para precisar la fecha más probable de un eventual rompimiento. Para tal efecto, se estudian cuatro trimestres anteriores y hasta cuatro trimestres posteriores a la fecha señalada por el análisis gráfico.

La tabla 2 muestra las fechas en las que se identificaron quiebres estructurales. En la mayoría de los casos la prueba de Chow señaló como fecha más probable de rompimiento una ligeramente diferente a la identificada gráficamente.

Tabla 2
Detección de cambios estructurales

Variable	CUSUM	CHOW
ISR	1996:01	1995:01
IVA	1983:02, 1992:01	1983:02, 1991:04
IEPS	1982:01, 2004:02	1982:03, 2004:02
Tributarios	1986:01, 1988:02, 1995:01	1986:01, 1995:01

Los cambios estructurales reportados en la tabla 2 coinciden con los siguientes acontecimientos. En el caso del ISR, el 27 de marzo de 1995 se amplió el subsidio otorgado a todos aquellos trabajadores que percibían entre dos y cuatro salarios mínimos mensuales. El 15 de diciembre de 1995 se realizó una simplificación administrativa y se estableció un régimen opcional para los pequeños contribuyentes; además, se permitió la deducción inmediata de las inversiones de aquellas empresas establecidas fuera de las zonas metropolitanas del Distrito Federal, Guadalajara y Monterrey. En relación al IVA, en 1983 se incrementó la tasa general del 10 % al 15 % y aparecieron dos tasas especiales, una de 6 % para la zona fronteriza y otra del 20 % para los bienes de lujo; en 1992 se volvió a reducir la tasa general al 10 % mientras que la cuota del 20 % para los bienes suntuarios fue suprimida. En el caso del IEPS, en 1982 se estableció un impuesto del 30 % al gas avión y en 2004 se modificaron las cuotas de las bebidas alcohólicas. Finalmente, cabe señalar que en el caso de los ingresos tributarios

todos los cambios estructurales, excepto el de 1988, coinciden con periodos de crisis.

3.3. Estimación de las elasticidades ingreso de largo plazo

Las elasticidades se estiman de acuerdo al modelo descrito por la ecuación (1). Dicho modelo es apropiado para estimar la relación de largo plazo en el caso que la variable dependiente (impuestos) esté cointegrada con el PIB y demás variables explicativas. Específicamente, el modelo a estimar es:

$$\tau_t^i = \beta_0 + \beta_1^L y_t + \sum_{k=1}^{n_i} \beta_{2k}^L (y_t \cdot DU_{kt}^{TB_k}) + \epsilon_t \quad (1)$$

donde τ_t^i = logaritmo de la recaudación del impuesto en el periodo t (i = ISR, IVA, IEPS y Tributarios), y_t = logaritmo del PIB en el periodo t , y $DU_{kt}^{TB_k}$ = variable dicotómica que modela el posible rompimiento estructural exógeno al modelo; $DU_{kt} = 1$ si $t > TB_k$, y 0 en cualquier otro caso, y n_i es el número de cambios estructurales identificados para cada impuesto. De acuerdo con esta especificación, el parámetro estimado β_1^L se interpretaría como la elasticidad ingreso de largo plazo del impuesto correspondiente.

La tabla 3 muestra las estimaciones finales para cada uno de los impuestos. Se observa que los modelos estimados difieren ligeramente del propuesto inicialmente. Esto se debe a que las variables estadísticamente no significativas fueron eliminadas. Además, en todas la estimaciones se modela el término de error para controlar la existencia de autocorrelación.

Tabla 3
Estimación de las elasticidades ingreso de largo plazo

Variable dependiente	Variables independientes	Parámetro estimado ^a	R^2	AIC
τ_t^{ISR}	y_t AR(1)	1.15*** 0.79***	0.93	-2.53
τ_t^{IVA}	y_t $y_t \cdot DU_t^{1983}$ AR(1) AR(2)	1.12*** 0.009** 0.45*** 0.37***	0.93	-2.25
τ_t^{IEPS}	y_t $y_t \cdot DU_t^{1982}$ $y_t \cdot DU_t^{2004}$ AR(1)	1.04*** 0.009*** -0.009*** 0.98***	0.85	-1.08
τ_t^{TRIB}	y_t $y_t \cdot DU_t^{1986}$ $y_t \cdot DU_t^{1995}$ AR(1)	1.20*** 0.007*** -0.008*** 0.77***	0.96	-3.46

^a Donde **, *** denota significancia estadística al 5% y 1% respectivamente.

Los resultados indican que por cada punto porcentual de incremento en el PIB, la recaudación de largo plazo del ISR se incrementa en 1.15 %, la del IVA en 1.12 % y la del IEPS en 1.04 %. Considerando que durante el periodo de estudio estos tres impuestos representaron en promedio el 61 % de la RFP, esto implica que un crecimiento económico de 1 % incrementa el 61 % de la RFP en sólo 0.68 %.

Ahora, si se considera el resto de los componentes de la RFP, ¿Qué tan factible es que la elasticidad sea igual a uno? Para que la elasticidad sea unitaria, el restante 39 % debería tener una elasticidad de 0.81 %. Nosotros consideramos este escenario poco verosímil, ya que el resto de los componentes tiene una baja o nula elasticidad respecto al PIB.¹⁰

Como se había mencionado anteriormente, la estimación de la elasticidad ingreso de largo plazo es válida solamente si se encuentra que las variables utilizadas están cointegradas. Para verificar cointegración seguimos el método descrito por Engle and Granger (1987), el cual consiste en evaluar la estacionariedad de los residuales del modelo estimado. La tabla 4 contiene los resultados de aplicar la prueba DF-GLS a los residuales de cada uno de los modelos.

Tabla 4
Prueba de cointegración Engle-Granger

Modelo	Estadístico DF-GLS*	Decisión
ISR	-5.58	Cointegran
IVA	-2.93	Cointegran
IEPS	-8.77	Cointegran
Tributarios	-5.58	Cointegran

*Valor Crítico (5 %)

Los resultados de la prueba DF-GLS muestran que en todos los casos se rechaza la hipótesis nula y por lo tanto se puede decir que dichos residuales son estacionarios. En otras palabras, existe evidencia de que las variables endógena y exógenas están cointegradas en cada caso, lo que indica que tienen una relación de largo plazo. De esto último se obtiene más evidencia al realizar un modelo de corrección de error (MCE). El MCE permite verificar que las variables están cointegradas y que sus valores en cada periodo están influenciados por la desviación existente con su equilibrio de largo plazo véase (Enders 2004), es decir, que los desequilibrios de corto plazo tienden a corregirse. Por ejemplo, si en el periodo t la recaudación de ISR es relativamente mayor que la establecida por la relación de largo plazo con el PIB, entonces, en $t + 1$ la recaudación de ISR debería bajar o el PIB debería subir para retomar el equilibrio de largo plazo. Un modelo simple entre recaudación de impuestos y PIB podría ser:

$$\Delta\tau_t^i = \theta_1(\tau_t^i - \beta_0 - \beta_1^L y_t - \overbrace{\sum_{k=1}^{n_i} \beta_{2k}^L (y_t \cdot DU_{kt}^{TBk})}^{MCE}) + u_{1t} \quad \theta_1 < 0 \quad (2)$$

¹⁰En este periodo, el restante 39 % de la RFP está compuesto principalmente por los derechos de extracción de hidrocarburos e impuestos al comercio exterior.

$$\Delta y_t = \theta_2(\tau_t^i - \beta_0 - \beta_1^L y_t - \overbrace{\sum_{k=1}^{n_i} \beta_{2k}^L (y_t \cdot DU_{kt}^{TB_k})}^{MCE}) + u_{2t} \quad \theta_2 > 0 \quad (3)$$

donde u_{1t} y u_{2t} son ruido blanco, y θ_1 , θ_2 son parámetros. La ecuación 2 indica que la recaudación de impuestos está relacionada de manera inversa a las desviaciones de largo plazo del periodo anterior y a shocks estocásticos. Y la ecuación 3 muestra que el cambio en el PIB es directamente afectado por las desviaciones de largo plazo y los shocks aleatorios. Este modelo de corrección de errores puede ser formulado de una manera más general para controlar la posible existencia de autocorrelación:

$$\Delta \tau_t^i = \gamma_{10} + \theta_1 MCE + \sum_{s=1}^{m_1^i} \gamma_{11s} \Delta \tau_{t-s} + \sum_{s=1}^{m_2^i} \gamma_{12s} \Delta y_{t-s} + u_{1t} \quad (4)$$

$$\Delta y_t = \gamma_{20} + \theta_2 MCE + \sum_{s=1}^{m_3^i} \gamma_{21s} \Delta \tau_{t-s} + \sum_{s=1}^{m_4^i} \gamma_{22s} \Delta y_{t-s} + u_{2t} \quad (5)$$

donde m_j^i para $j = 1, 2, 3, 4$ indica el número de rezagos de las diferencias (tanto de la variable explicativa como de la explicada) añadidos para controlar la eventual autocorrelación en los residuales. Los parámetros θ_1 y θ_2 se interpretan como la velocidad de ajuste, un valor estimado alto de las θ 's implica una mayor respuesta—correctiva— al desequilibrio observado en el periodo anterior. Al menos uno de los términos de velocidad de ajuste debe ser estadísticamente diferente de cero; si ambos fueran cero, entonces la relación de equilibrio de largo plazo no existiría, y el modelo no estaría cointegrado.

La tabla 6 muestra los resultados de las estimaciones del modelo de corrección de errores para cada uno de los impuestos analizados. El número de rezagos fue seleccionado usando criterio de información de Akaike (AIC). También se incluye el estadístico F de la prueba de correlación serial Breusch-Godfrey con dos rezagos.

Tabla 5
Modelo de corrección de errores

Impuestos	Variable dependiente	$\theta's^a$	Rezagos ^b	AIC	B-G
ISR	ΔISR_t	-0.811***	1,3	-2.71	0.256
	Δy_t	0.051*	3,4	-4.98	0.444
IVA	ΔIVA_t	-1.128***	1,3	-2.48	1.805
	Δy_t	0.081***	3,4	-5.20	1.444
IEPS	$\Delta IEPS_t$	0.097	0,1	-1.09	1.145
	Δy_t	0.179**	1,3	-4.98	0.937
Tributarios	$\Delta Tributarios_t$	-0.264**	3,0	-3.22	1.434
	Δy_t	0.006	3,4	-5.11	0.950

^a Donde *, **, *** denota significancia estadística al 10%, 5% y 1% respectivamente.

^b Los números indican los rezagos incluidos de las variables $\Delta\tau$ y Δy respectivamente.

Se comprueba que el cambio de las variables en un periodo depende del tamaño de la desviación de su equilibrio de largo plazo. Esto se demuestra con las estimaciones obtenidas de los parámetros θ_1 y θ_2 . Con excepción del IEPS, la estimación del parámetro θ_1 es negativa y significativa en los demás casos. Lo cual significa que si hay un “exceso” de recaudación de impuestos en el periodo t , dicho desequilibrio tenderá a desaparecer en $t + 1$, porque la recaudación del impuesto se reduce relativamente, moviéndose hacia el nivel que implica su relación de equilibrio de largo plazo. De igual manera, la estimación positiva del parámetro θ_2 implica que el desequilibrio en un periodo tiende a disiparse en el siguiente, ya que el PIB se incrementa relativamente.

Las estimaciones del MCE fueron adecuadas para todos los impuestos, ya que al menos uno de los parámetros de velocidad de ajuste fue estimado diferente de cero y todos con el signo correcto. Sin embargo, se puede argumentar que, en el MCE del IEPS, los resultados no son del todo satisfactorios, ya que implican que, al haber un desequilibrio, es el PIB la variable que se ajusta, cuando cuando lo lógico es que sea la recaudación la que se ajuste. El estadístico F de la prueba de la Breusch-Godfrey indica que no existen problemas de autocorrelación en ninguno de los casos.

Finalmente, comparamos nuestros resultados con los obtenidos en otros estudios para algunos países latinoamericanos. Se observa que la elasticidad ingresos tributarios-PIB es mayor en México que en el resto de los países en la muestra. Sin embargo, al analizar individualmente cada impuesto, se tiene que la elasticidad del IVA es mucho más baja que la estimada para Colombia, Guatemala y Bolivia. En tanto que la elasticidad de ISR es muy similar.

Tabla 6
Elasticidades en algunos Países de América Latina

	Colombia	Chile	Guatemala	Bolivia	México
Ingresos tributarios	1.03	1.11	0.84		1.20
ISR	1.00	1.13	1.26		1.15
IVA*	2.80	1.02	2.26	1.83	1.12
Impuestos específicos		0.91	1.15	1.55	1.04

*Para el caso de Chile, la elasticidad se estimó respecto al consumo.

Fuentes: para el caso de Colombia véase Salazar and Prada (2003), pp. 22; para Chile véase Tapia (2003), pp. 34; para Guatemala véase Schenone and De la Torre (2003), pp. 5 y para Bolivia véase Cossio (2001), pp. 16.

4. Conclusiones

Los resultados de este estudio muestran un aspecto poco favorable del sistema tributario mexicano. Dadas las elasticidades de largo plazo del IVA, ISR y IEPS, éste es ineficaz en traducir el crecimiento económico en más recursos a los gobiernos subnacionales, toda vez que la parte más volátil de la RFP crece sólo 0,68 % por cada punto porcentual de incremento en el PIB. Esto provoca que estados y municipios tengan que depender financieramente de la federación en épocas de crecimiento económico. También muestra una debilidad en la elasticidad del IVA con respecto a Colombia, Guatemala y Bolivia. Esto pudiera deberse a las diferentes tasas contempladas en la legislación y/o a la excensin de algunos bienes.

En vista de lo anterior, la próxima reforma fiscal debe de orientarse no sólo en lograr una mayor captación de recursos, sino que también a buscar los mecanismos que incrementen la elasticidad de largo plazo de los principales ingresos tributarios a fin de que, además de la federación, los estados también se beneficien del crecimiento económico

Referencias

- BROWN, R., J. DURBIN, AND J. EVANS (1975): "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time," *Journal of the Royal Statistical Society*, 37, 149–192.
- CAPISTRÁN, C. (2000): "Elasticidad ingreso del ISR: una aplicación a la metodología general a particular en econometría," *Gaceta de Economía*, 10, 5–57.
- CHOW, G. (1960): "Test of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions," *Econometrica*, 28, 591–605.

- COSSIO, F. (2001): "El Sistema Tributario y sus Implicaciones en la Reducción de la Pobreza," Documento de Trabajo 7/2001. Instituto Internacional de Economía y Empresa.
- ENDERS, W. (2004): *Applied Econometric Time Series*. Wiley, Second Edition.
- ENGLE, R., AND C. GRANGER (1987): "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, 251–276.
- IBARRA, J. (2003): "Dependencia Financiera en las Participaciones Federales de los Estados Fronterizos Mexicanos," *Frontera Norte*, 15(29), 87–123.
- IBARRA, SALAZAR, J., A. S. MUSI, AND L. SOTRES (2001): "Participaciones federales y dependencia de los gobiernos municipales en México, 1975-1995," *Investigación Económica*, 16, 25–62.
- MORENO, J., C. (2003): "Fiscal performance of local governments in México: the role of federal transfers," Centro de Investigación y Docencia Económica, Documento de trabajo #127.
- RAICH, P. U. (2002): "Impacts of expenditure decentralization on mexican local governments," Centro de Investigación y Docencia Económica, Documento de Trabajo #102.
- SALAZAR, D., AND N. PRADA (2003): "Balance Estructural del Gobierno Central en Colombia," Archivos de Economía, Documento #226, Departamento Nacional de Planeación, República de Colombia.
- SCHENONE, O. H., AND C. DE LA TORRE (2003): "Guatemala: fortalecimiento de la estructura tributaria," Serie de Estudios Económicos y Sectoriales de la Región. Banco Interamericano de Desarrollo.
- SEMPERE, J., AND H. SOBARZO (1996): "La Descentralización Fiscal en México: algunas propuestas," in *Mexico hacia un nuevo Federalismo Fiscal*, ed. by A. C. R., pp. 165–196. Gobierno del estado de Puebla y FCE.
- SOUR, L. (2004): "El sistema de transferencias federales en México: ¿Premio o castigo para el esfuerzo fiscal de los gobiernos locales urbanos?," *Gestión y Política Pública*, 13, 733–51.
- TAPIA, H. (2003): "Balance Estructural del Gobierno Central de Chile: análisis y propuestas," Serie Macroeconomía del Desarrollo, División de Desarrollo Económico. CEPAL-ECLAC.
- TIJERINA, J., AND A. MEDELLÍN (1999): "Dependencia Financiera de los Gobiernos Locales en México," Centro de Análisis y Difusión Económica, Documento de Investigación #15.