

DEUDA Y DÉFICIT PÚBLICO EN MÉXICO*

Raúl Aníbal Feliz
Fernando Atilio Torres

Centro de Investigación y Docencia Económicas

Resumen: Los objetivos de este ensayo son: derivar las restricciones que la "sostenibilidad" de la deuda pública -definida como la expectativa de un presupuesto público equilibrado intertemporalmente- impone al comportamiento de las series de deuda y déficit público, y contrastar esas restricciones para México en el período de enero de 1981 a diciembre de 1988.

Abstract: The objectives of this paper are: To derive the restrictions that the "sustainability" of the public debt -defined as the expectation of an intertemporal balanced public budget- impose on the observed behavior of the time series of the public debt and deficit, and to contrast these restrictions for the case of Mexico during the period from January 1981 to December 1988.

1. Introducción

Los objetivos de este ensayo son: derivar las restricciones que la "sostenibilidad" de la deuda pública -definida como la expectativa de un presupuesto público equilibrado intertemporalmente- impone al comportamiento observado de las series de deuda y déficit público, y contrastar estas restricciones en México para el periodo de enero de 1988 a diciembre de 1988.

La metodología utilizada en este ensayo, que fue desarrollada originalmente por Shiller y Campbell (1987 y 1988), ha sido aplicada por ellos en 1987 a la determinación de los precios de las acciones de Estados Unidos y al estudio de la estructura de las tasas de interés de ese país; por Campbell (1988) y Campbell y Deaton (1989) a la teoría del consumo y por Feliz (1990) a los precios de las acciones mexicanas. Sargent (1988), Hamilton

* Los autores agradecen las sugerencias de un árbitro anónimo de esta revista.

y Flavin (1986), Trehan y Walsh (1988), y Wilcox (1989) han contribuido a la bibliografía del tema del presente ensayo.

Se obtuvo que, a tasas de interés reales similares a las observadas, la deuda pública de México resultaba insostenible en el período de enero de 1981 a diciembre de 1988, en tanto que en el subperíodo de febrero de 1983 a diciembre de 1988, las restricciones de "sostenibilidad" de la deuda no fueron rechazadas. Esto último refleja un cambio importante en el régimen de la política fiscal mexicana.

El ensayo consta de cinco secciones. En la 2 se discuten los aspectos teóricos del problema. En la siguiente se introducen los conceptos estadísticos básicos y se derivan las restricciones empíricas de la teoría. En la 4 se construyen las variables y se describen las fuentes de información. En la 5 se da cuenta de los resultados. Y, por último, en la 6 se establecen algunas conclusiones.

2. Un modelo teórico de la deuda pública

La restricción agregada del flujo del sector público de la economía puede escribirse como:

$$B_t = B_{t-1}R_{t-1} - S_t^p, \quad (1.0)$$

donde B_t corresponde al valor real de la deuda pública no monetaria, $R_t = (1 + r_t)$, r_t la tasa de interés real y S_t^p el superávit real del sector público, que se define de la siguiente forma:

$$S_t^p = Y_t^p - G_t^p + (H_t - H_{t-1})/P_t, \quad (1.1)$$

siendo Y_t^p el valor real de los ingresos públicos totales, G_t^p el gasto público real neto de intereses, H_t la base monetaria y P_t una medida del nivel de precios.

Dado que se supone conocido el valor del superávit real del sector público en el período t y que B_{t-1} y R_{t-1} son variables predeterminadas, la ecuación (1.0) puede escribirse alternativamente como:

$$E[B_t | I_t] = B_{t-1}R_{t-1} - S_t^p, \quad (2.0)$$

donde $E[\bullet | I_t]$ es el operador de esperanza matemática condicionada al conjunto de información I_t .

La condición de solvencia del sector público requiere que el crecimiento de la deuda pública esté limitado por el crecimiento global de la economía. Lo que se representa en la siguiente restricción:

$$B_t \leq K (1 + \pi)^t, \quad (3.0)$$

en donde K es una constante y π es la tasa de crecimiento de la economía. Iterando hacia adelante N veces la ecuación (2.0) se obtiene la siguiente expresión:

$$B_t = \sum_{i=0}^{N-1} E [Q_i S_{t+i}^p | I_t] + E [Q_N B_{t+N} | I_t], \quad (3.1)$$

donde $Q_i = (1/R_t) (1/R_{t+1}) \dots (1/R_{t+i})$. La condición bajo la cual la ecuación (3.1) satisface la restricción (3.0) depende decisivamente del concepto de equilibrio utilizado. La condición de "eficiencia dinámica" (Diamond, 1965) requiere que la tasa de interés real, que en ausencia de riesgo es igual a la productividad marginal del capital, sea igual o superior a la tasa de crecimiento de la economía. Cuando esto ocurre la ecuación (3.1) satisface la restricción (3.0) sólo cuando:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} E [Q_N B_{t+N} | I_t] = 0, \quad (3.2)$$

y cuando esto sucede el valor de la deuda pública es igual al valor presente esperado de los superávits reales del sector público:

$$B_t = \sum_{i=0}^{\infty} E [Q_i S_{t+i}^p | I_t], \quad (3.3)$$

de donde se deriva directamente la imposibilidad de mantener un déficit real (neto de intereses) indefinidamente.¹

¹ En condiciones de "ineficiencia dinámica" la restricción (3.0) puede satisfacerse aun en presencia de déficit reales (netos de intereses) permanentes.

3. Un modelo empírico de la deuda pública

La metodología de este apartado es una aplicación directa de la propuesta por Shiller y Campbell (1987) para la contrastación de modelos de valor presente. Esta metodología se inscribe en los desarrollos recientes de la econometría de series de tiempo no estacionarias (véase Perron, 1988, para una revisión de estos desarrollos).

3.1. Metodología econométrica

A una serie de tiempo x_t se le define como del tipo $I(d)$ cuando su d -ésima diferencia la torna estacionaria. Un vector X_t compuesto de series de tiempo del tipo $I(d)$ se dice que está *cointegrado* de orden $CI(d, b)$ (con $b > 0$), si existe un vector α tal que $\alpha'X_t$ sea una serie $I(d-b)$. Con series del tipo $I(1)$ el Teorema de la Descomposición de Wald afirma la existencia de la siguiente representación estocástica del vector X_t :

$$X_t - X_{t-1} = A(L)w_t \quad (4.0)$$

en donde w_t es un vector de variables "ruido blanco" con matriz de varianzas y covarianzas V y $A(L)$ es un polinomio matricial en el operador rezago L . La matriz de varianzas y covarianzas de $X_t - X_{t-1}$ está dada por $A(1)'VA(1)$. Si la serie de tiempo $\alpha'X_t$ posee una varianza finita (como lo supone la cointegración), ésta viene dada por la siguiente expresión:

$$\sum_{i=1}^{\infty} \left(\sum_{j=0}^i A_j \right)' V \left(\sum_{j=0}^i A_j \right) ,$$

que sólo converge cuando $\alpha'A(1)'VA(1)\alpha = 0$. De donde se deriva directamente la singularidad de la matriz de varianzas y covarianzas del modelo (3.1). Esto es equivalente a la no invertibilidad del polinomio $A(L)$. En este caso, el teorema de representación de Granger y Engle (1987) asegura la existencia de un mecanismo de corrección del error (MCE) del vector X_t :

$$a(L)(X_t - X_{t-1}) = \tau_0 + \tau_1 \alpha X_{t-1} + e_t \quad (4.1)$$

donde $a(L)$ es un polinomio matricial en L , e_t un vector de variables "ruido blanco" con τ_0 y τ_1 vectores de parámetros.

3.2. *Modelo empírico*

Con objeto de derivar una contraparte observable del modelo de la sección 2 se hacen los siguientes supuestos: *a*) la tasa de interés real esperada es constante (*r*) independiente de la deuda y del superávit del sector público, y *b*) la serie de tiempo del superávit del sector público es del tipo *I*(1).

Directamente del primer supuesto se deriva la siguiente expresión de la ecuación (2.2):

$$B_t = \sum_{i=0}^{\infty} R^{-i} E[S_{t+i}^p | I_t], \tag{5.0}$$

donde se ha tenido presente lo siguiente:

$$E [Q_i S_{t+i}^p | I_t] = E [Q_i | I_t] E [S_{t+i}^p | I_t] - \text{Cov} [Q_i, S_{t+i}^p | I_t].$$

En esta expresión $E [Q_i S_{t+i}^p | I_t] = R^{-i}$.

De la ecuación anterior y del segundo supuesto se deriva que las variables B_t y S_t^p están cointegradas. Puede verificarse fácilmente que el vector de cointegración α' es igual a: $(1, 1/(R-1)) = (1, 1/r)$. Definiendo $S_t^b = B_t - (1/r)S_t^p$ como el "margen de la deuda pública", la ecuación (5.0) puede escribirse como:

$$S_t^b = (1 + 1/r) \sum_{i=1}^{\infty} E[R^{-i} D S_{t+i}^p | I_t] \tag{5.1}$$

en donde D es el operador diferencia ($D S_t^p = S_t^p - S_{t-1}^p$).

Los supuestos anteriores imponen fuertes restricciones al comportamiento de las series de tiempo de las variables deuda y superávit público. Entre éstas cabe destacar la de cointegración. Esta restricción requiere que el déficit público más los intereses de la deuda pública ($r S_t^b = r B_t - S_t^p$) siga un proceso estacionario del tipo *I*(0). Nótese que en esta medida del déficit público no se requiere la existencia de un superávit o de un "equilibrio". Esta restricción coincide con la derivada de los trabajos aplicados de Hamilton y Flavin (1986), Hamilton (1988) y con la derivada de McCallun (1984) en el contexto de un modelo explícito de optimización intertemporal.

Adicionalmente, los supuestos anteriores imponen restricciones interecuacionales al proceso estocástico bivariado de las variables deuda y superávit

público. En particular los parámetros de este proceso deben satisfacer la ecuación (5.1). Una consecuencia directa de la cointegración de la deuda y el superávit del sector público es un modelo de "mecanismo de corrección del error" (MCE) de estas variables. Puede demostrarse fácilmente que este modelo puede transformarse en uno de "vectores autorregresivos" (VAR):²

$$\begin{bmatrix} DS_t^p \\ S_t^b \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1(L) & \alpha_2(L) \\ \beta_1(L) & \beta_2(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} DS_{t-1}^p \\ S_{t-1}^b \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1^t \\ \varepsilon_2^t \end{bmatrix}, \quad (5.2)$$

La forma de estado-espacio de este modelo puede escribirse como $Y_t = MY_{t-1} + \varepsilon_t$, donde M -matriz de transición-³ es función de los parámetros del modelo, Y_t es un vector de las siguientes variables: $S_t^b \dots S_{t-p}^b$ y $DS_t^p \dots DS_{t-p}^p$, ε_t un vector de las variables ε_{1t} y ε_{2t} , y p es el orden de los polinomios $\alpha_i(L)$ y $\beta_i(L)$.

Haciendo $I_t = \{Y_i; i = t, t-1, \dots\}$, la esperanza matemática condicionada del vector Y_{t+k} puede escribirse como:

$$E(Y_{t+k} | I_t) = M^k Y_t. \quad (5.3)$$

De esta expresión pueden obtenerse las esperanzas matemáticas condicionadas del margen de la deuda pública y de la variación de los superávit. Definiendo vectores h' y g' tales que:

$$S_t^b = g' Y_t,$$

$$E(DS_{t+k}^b | I_t) = h' E(Y_{t+k} | I_t)$$

² Véase Shiller y Campbell (1988).

³
$$\begin{bmatrix} 1 \\ DS_t^p \\ DS_{t-1}^p \\ \dots \\ DS_{t-p}^p \\ S_t^b \\ S_{t-1}^b \\ \dots \\ S_{t-p}^b \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ c_1 & \alpha_{11} & \dots & \alpha_{1p-1} & \alpha_{1p} & \alpha_{21} & \dots & \alpha_{2p-1} & \alpha_{2p} \\ 0 & 1 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ c_2 & \beta_{11} & \dots & \beta_{1p-1} & \beta_{1p} & \beta_{21} & \dots & \beta_{2p-1} & \beta_{2p} \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 1 & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & 1 & 0 & 0 & \dots & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ DS_{t-1}^p \\ DS_{t-2}^p \\ \dots \\ DS_{t-p}^p \\ S_{t-1}^b \\ S_{t-2}^b \\ \dots \\ S_{t-p}^b \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ \varepsilon_{1t} \\ 0 \\ \dots \\ 0 \\ \varepsilon_{2t} \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{bmatrix}$$

y sustituyendo en la ecuación (5.1) se obtiene que para un Y_i arbitrario los parámetros del modelo (5.2) deberían satisfacer el siguiente conjunto de restricciones no lineales:

$$g' = k'(1 + 1/r)M(I(1 + r) - M)^{-1}, \quad (5.4)$$

algebraicamente tales restricciones equivalen al siguiente conjunto de restricciones lineales (dado r):

$$H_0 : g'(I(1 + r) - M) = k'(1 + 1/r)M.$$

En términos de los parámetros del modelo (5.2) estas restricciones equivalen a las siguientes:

$$\begin{aligned} (1 + 1/r)\alpha_{1i} &= -\beta_{1i}, & i = 1, \dots, p \\ (1 + 1/r)c_1 &= -c_2 \\ (1 + 1/r)\alpha_{2i} &= -\beta_{2i}, & i = 2, \dots, p \\ (1 + 1/r)\alpha_{21} &= 1 + r - \beta_{21} \end{aligned}$$

Otra implicación del modelo analizado (Shiller y Campbell, 1987, 1988) es que o el "margen de la deuda pública" es una función exacta (no estocástica) de los valores actuales y rezagados de la variables DSI_t^p o el "margen . . ." Granger causa las variaciones del superávit del sector público.

Las restricciones del proceso estocástico bivariado de la deuda y el superávit real del sector público sujetas a contrastación en el próximo apartado son las siguientes: a) la deuda y el superávit real están cointegrados; b) el déficit real más intereses (5.1) es proporcional al valor actual esperado de las variaciones del superávit real; c) el déficit real más intereses es un buen predictor de las variaciones del superávit real.

4. Datos

El valor de la deuda pública se obtiene sumando los valores de la deuda del sector público denominada en pesos y de la denominada en dólares menos la base monetaria –deuda pública monetaria– y el valor de las reservas internacionales del Banco de México. La cantidad resultante se dividió por el índice de precios al consumidor:

$$B = (\text{deuda p\u00fab. \$M\u00e9x} + \text{deuda p\u00fab. \$US} * \text{tipo de cambio } (\$/\text{M\u00e9x}/\$/\text{US}) \\ - \text{base monetaria} - \text{reservas internacionales}) / \text{\u00edndice de precios al consumidor}$$

Los resultados de estos c\u00e1lculos se presentan en las columnas 5 y 8 del cuadro 1. La figura 1 presenta la evoluci\u00f3n de la deuda p\u00fablica.

El super\u00e1vit real del sector p\u00fablico se calcul\u00f3 agregando los super\u00e1vit primario y de intermediaci\u00f3n financiera m\u00e1s el se\u00f1oreaje (variaci\u00f3n de la base monetaria). La cantidad resultante se dividi\u00f3 por el \u00edndice de precios al consumidor:

$$S_p = \frac{[(- \text{d\u00e9ficit primario}) + (- \text{d\u00e9ficit intermediaci\u00f3n financiera})] + \text{se\u00f1oreaje}}{\text{\u00edndice de precios al consumidor}}$$

En el cuadro 1, se presentan los valores de las variables que intervienen en este c\u00e1lculo. La figura 2 presenta la evoluci\u00f3n del super\u00e1vit real del sector p\u00fablico.

Esta medida del super\u00e1vit real del sector p\u00fablico no incluye un ajuste por p\u00e9rdidas o ganancias de capital sobre los activos del gobierno. En la medida en que el valor de estos activos fuese considerado un respaldo de la deuda p\u00fablica, esta omisi\u00f3n podr\u00eda sesgar significativamente los resultados de las pruebas aplicadas en la pr\u00f3xima secci\u00f3n.

Cuadro 1

Super\u00e1vit y Deuda P\u00fablica
1980:1 - 1988:12

Per\u00edodo	Super\u00e1vit Primario (1)	Super\u00e1vit Int Fin (2)	Se\u00f1oreaje (3)	Super\u00e1vit global (4)	Deuda p\u00fablica (5)	IPC 1980=1.0 (6)	Super\u00e1vit real (7)	Deuda real (8)
1980 : 1	13.50	(7.60)	9.48	15.38	466.77	0.90	17.16	520.99
: 2	(15.40)	(3.70)	17.38	(1.72)	455.77	0.92	(1.88)	497.20
: 3	(0.10)	(4.90)	8.39	3.39	493.36	0.94	3.63	527.41
: 4	(12.40)	1.50	13.85	2.95	500.14	0.95	3.10	525.63
: 5	15.60	(2.90)	17.45	30.15	531.09	0.97	31.18	549.27
: 6	(16.20)	(4.10)	0.83	(19.47)	554.24	0.99	(19.74)	561.92
: 7	(16.80)	(4.10)	29.86	8.96	552.28	1.01	8.84	544.77
: 8	(11.00)	12.00	(0.28)	(23.28)	549.35	1.04	(22.49)	530.67
: 9	18.60	(2.90)	3.10	18.80	571.46	1.05	17.96	546.02
:10	(11.60)	(4.20)	26.32	10.51	580.72	1.06	9.90	546.82
:11	(14.80)	(11.80)	24.72	(1.88)	662.69	1.08	(1.74)	613.18
:12	(49.60)	13.40	70.42	34.22	667.50	1.11	30.86	601.97
1981 : 1	(19.90)	(3.20)	(21.83)	(44.93)	720.97	1.15	(39.24)	629.65
: 2	(27.40)	(3.20)	21.24	(9.36)	729.11	1.17	(7.98)	621.50
: 3	(17.50)	(3.10)	23.61	3.01	760.40	1.20	2.51	634.76
: 4	(35.70)	(5.90)	27.00	(14.60)	805.82	1.22	(11.92)	657.97

Cuadro 1
Superávit y Deuda Pública
1980:1 - 1988:12

Período	Superávit Primario (1)	Superávit Int Fin (2)	Señoreaje (3)	Superávit global (4)	Deuda pública (5)	IPC 1980=1.0 (6)	Superávit real (7)	Deuda real (8)
: 5	3.20	(4.80)	36.51	34.91	800.62	1.24	28.08	643.86
: 6	(47.40)	(5.90)	20.94	(32.36)	894.13	1.26	(25.66)	709.14
: 7	(72.90)	(10.00)	52.99	(29.91)	955.08	1.28	(23.32)	744.43
: 8	(53.50)	(15.50)	71.46	2.46	898.75	1.31	1.88	686.20
: 9	4.10	(7.30)	(44.41)	(47.61)	1 021.66	1.33	(35.69)	765.94
:10	(49.80)	(3.80)	34.32	(19.28)	1 121.78	1.36	(14.14)	822.83
:11	(32.40)	(3.10)	68.38	32.88	1 127.00	1.39	23.67	811.12
:12	(88.70)	(3.30)	33.54	(58.46)	1 238.74	1.43	(40.97)	868.12
1982 : 1	(52.90)	(5.60)	17.69	(40.81)	1 347.59	1.50	(27.25)	899.65
: 2	(44.80)	(12.40)	255.36	198.16	2 468.74	1.56	127.28	1 585.74
: 3	(8.50)	(28.40)	9.09	(27.82)	2 446.44	1.61	(17.24)	1 516.00
: 4	(47.20)	(10.10)	18.67	(38.63)	2 622.19	1.70	(22.70)	1 541.13
: 5	2.10	(10.70)	100.80	92.20	2 526.71	1.80	51.30	1 405.90
: 6	(26.30)	(9.00)	(33.05)	(68.35)	2 788.90	1.86	(36.29)	1 480.62
: 7	(44.50)	(8.30)	83.60	30.80	2 857.57	1.98	15.55	1 442.71
: 8	21.20	(10.60)	240.34	250.94	6 373.52	2.20	113.91	2 893.11
: 9	(165.90)	(13.60)	16.74	(162.76)	4 208.23	2.32	(70.15)	1 813.75
:10	(41.30)	(7.70)	68.37	19.37	4 241.63	2.44	7.93	1 737.86
:11	(56.70)	(8.10)	124.47	59.67	4 263.00	2.56	23.37	1 662.69
:12	(147.60)	(9.60)	39.44	(117.76)	9 594.79	2.84	(41.50)	3 381.08
1983 : 1	116.60	(11.30)	47.84	153.14	9 400.94	3.15	48.67	2 987.77
: 2	72.10	(13.60)	(14.31)	44.19	9 563.75	3.32	13.33	2 884.80
: 3	69.80	(37.90)	75.94	107.84	9 429.42	3.48	31.03	2 712.78
: 4	92.80	(18.40)	(11.33)	63.07	9 561.80	3.70	17.06	2 586.91
: 5	152.20	3.50	7.32	163.02	9 505.86	3.86	42.27	2 465.05
: 6	9.10	(16.70)	114.73	107.13	9 546.82	4.00	26.77	2 385.37
: 7	88.50	(32.40)	46.91	103.01	9 597.08	4.20	24.52	2 284.78
: 8	126.10	(1.50)	142.13	266.73	9 767.74	4.36	61.13	2 238.69
: 9	142.00	(10.70)	124.85	256.15	9 752.74	4.50	56.95	2 168.36
:10	65.60	(22.60)	83.35	126.35	10 251.80	4.65	27.19	2 206.08
:11	55.10	(14.00)	198.77	239.87	10 179.60	4.92	48.76	2 069.20
:12	(51.10)	90.00	336.39	375.29	10 562.96	5.13	73.16	2 059.12
1984 : 1	234.00	(4.30)	35.85	265.55	10 967.68	5.46	48.67	2 010.22
: 2	67.10	(35.00)	128.79	160.89	11 240.55	5.74	28.01	1 956.96

Cuadro 1
Superávit y Deuda Pública
1980:1 - 1988:12

Período	Superávit Primario (1)	Superávit Int Fin (2)	Señoreaje (3)	Superávit global (4)	Deuda pública (5)	IPC 1980=1.0 (6)	Superávit real (7)	Deuda real (8)
: 3	70.10	(18.10)	199.74	251.74	11 445.65	5.99	42.03	1 910.91
: 4	243.00	(112.60)	132.82	263.22	11 627.76	6.25	42.12	1 860.81
: 5	237.10	110.30	112.66	460.06	11 800.44	6.46	71.26	1 827.92
: 6	78.90	(22.30)	33.98	90.58	12 151.57	6.69	13.54	1 816.55
: 7	88.70	(96.40)	138.60	130.90	12 307.87	6.91	18.95	1 781.43
: 8	117.80	(42.60)	148.02	223.22	12 745.07	7.11	31.42	1 793.77
: 9	281.40	(4.00)	38.58	315.98	12 890.02	7.32	43.19	1 761.71
:10	65.10	(42.50)	178.94	201.54	13 123.82	7.57	26.61	1 733.82
:11	195.70	(71.10)	3.10	127.70	13 291.53	7.83	16.30	1 697.00
:12	(44.60)	(60.40)	547.02	442.02	13 937.74	8.17	54.14	1 706.98
1985: 1	185.30	14.00	(284.17)	(84.87)	14 700.00	8.77	(9.68)	1 676.07
: 2	75.00	(87.50)	124.58	112.08	15 204.44	9.13	12.27	1 664.46
: 3	121.20	8.90	110.59	240.69	15 651.57	9.49	25.36	1 649.45
: 4	259.80	(69.80)	50.10	240.10	16 230.93	9.78	24.55	1 659.45
: 5	296.40	(37.80)	1.11	259.71	16 954.88	10.01	25.94	1 693.35
: 6	(34.20)	(84.20)	83.47	(34.93)	17 604.13	10.26	(3.40)	1 715.18
: 7	(121.10)	(50.10)	(29.67)	(200.87)	25 441.55	10.62	(18.91)	2 395.34
: 8	179.70	(156.00)	101.49	125.19	24 608.81	11.09	11.29	2 219.95
: 9	451.60	(26.60)	40.93	465.93	27 223.59	11.53	40.42	2 361.53
:10	273.10	(203.30)	124.58	194.38	34 439.93	11.97	16.24	2 878.19
:11	112.40	(27.10)	101.58	186.78	34 795.17	12.52	14.92	2 779.55
:12	247.40	(6.70)	420.54	661.24	33 761.69	13.37	49.46	2 525.18
1986: 1	784.20	(92.20)	(5.94)	686.07	33 164.94	14.55	47.14	2 278.98
: 2	407.20	(28.60)	42.04	420.64	35 390.45	15.20	27.67	2 328.41
: 3	91.30	35.80	310.72	437.82	36 534.67	15.91	27.53	2 296.94
: 4	(181.80)	(14.00)	(116.27)	(312.07)	40 042.49	16.74	(18.65)	2 392.58
: 5	616.90	(89.20)	103.69	631.39	43 179.37	17.67	35.74	2 444.18
: 6	175.30	(22.90)	261.36	413.76	51 307.67	18.80	22.01	2 729.15
: 7	356.10	(290.20)	68.04	133.94	52 775.49	19.74	6.79	2 673.81
: 8	(396.60)	181.90	(57.21)	(271.91)	58 239.96	21.31	(12.76)	2 732.79
: 9	639.40	(140.30)	151.03	650.13	63 051.44	22.59	28.78	2 791.06
:10	319.70	(156.40)	439.45	602.75	67 309.00	23.88	25.24	2 818.46
:11	442.70	(196.10)	486.08	732.68	71 111.50	25.50	28.74	2 789.21
:12	(854.40)	(68.60)	1 028.23	105.23	73 935.29	27.51	3.83	2 687.70

Cuadro 1
Superávit y Deuda Pública
1980:1 - 1988:12

Período	Superávit Primario (1)	Superávit Int Fin (2)	Señoreaje (3)	Superávit global (4)	Deuda pública (5)	IPC 1980=1.0 (6)	Superávit real (7)	Deuda real (8)
1987 : 1	1 056.90	(67.00)	(527.59)	462.31	80 053.50	29.74	15.55	2 692.09
: 2	612.20	(228.40)	576.27	960.07	83 171.17	31.88	30.11	2 608.72
: 3	1 225.50	(150.30)	427.21	1 502.41	88 080.20	33.99	44.20	2 591.42
: 4	572.10	220.20	527.82	1 320.12	89 656.52	36.96	35.71	2 425.58
: 5	1 028.20	(272.80)	494.74	1 250.14	95 073.41	39.75	31.45	2 391.84
: 6	1 125.20	(475.80)	(407.89)	241.51	100 834.53	42.63	5.67	2 365.62
: 7	1 248.10	67.90	1 211.55	2 527.55	106 064.42	46.08	54.85	2 301.87
: 8	1 327.30	(275.40)	(666.05)	385.85	112 165.44	49.84	7.74	2 250.36
: 9	2 298.40	(390.00)	763.89	2 627.29	117 569.76	53.13	50.30	2 212.99
:10	1 346.90	(317.00)	1 086.91	2 116.81	125 033.34	57.55	36.78	2 172.46
:11	1 119.60	(295.40)	291.29	1 115.49	177 873.47	62.12	17.96	2 863.42
:12	(470.40)	244.60	2 116.57	1 890.77	168 956.67	71.29	26.52	2 369.85
1988 : 1	2 953.70	(224.00)	840.77	3 570.47	180 590.25	82.32	43.37	2 193.81
: 2	2 310.70	(388.80)	75.63	1 997.53	190 246.14	89.18	22.40	2 133.18
: 3	6 123.80	(823.40)	326.51	5 626.91	188 140.91	93.75	60.02	2 006.81
: 4	3 661.00	(583.80)	2 843.25	5 920.45	184 044.32	96.64	61.26	1 904.50
: 5	3 070.30	(675.70)	692.54	3 087.14	188 559.30	98.51	31.34	1 914.18
: 6	2 658.30	(387.60)	314.80	2 585.50	192 862.11	100.52	25.72	1 918.72
: 7	1 777.10	(798.00)	(617.57)	361.53	201 936.62	102.19	3.54	1 976.02
: 8	3 760.50	(79.60)	(586.99)	3 093.91	202 298.76	103.13	30.00	1 961.51
: 9	2 895.80	(917.90)	(1 513.84)	464.06	213 024.83	103.72	4.47	2 053.77
:10	1 989.60	346.50	388.86	2 724.96	218 448.95	104.51	26.07	2 090.13
:11	1 147.20	31.30	617.64	1 796.14	229 747.75	105.91	16.96	2 169.20
:12	2 162.80	(1 754.20)	2 667.71	3 076.31	231 266.53	108.12	28.45	2 138.92

Nota: (4)= (1)+(2)+(3)

(7)= (4)/(6)

(8)= (5)/(6)

Fuente: Banco de México

Figura 1
Deuda total del sector público
 1980: 1-1988: 12

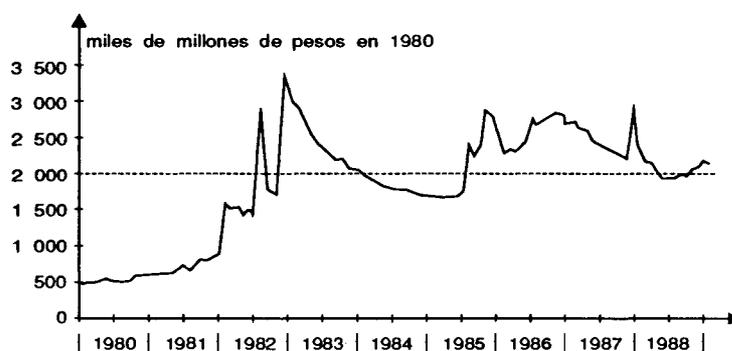
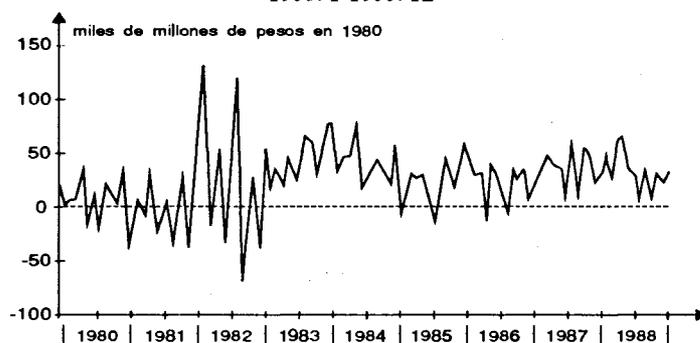


Figura 2
Superávit real del sector público
 1980: 1-1988: 12



5. Resultados

En los cuadros 2 y 2.1 se incluyen los resultados de las pruebas Dickey-Fuller de "no estacionariedad" de las variables deuda y superávit real del sector público. Como puede observarse dentro del período analizado se distingue al subperíodo febrero de 1983-diciembre de 1988 que corresponde al gobierno del presidente Miguel de la Madrid. En los cuadros se presentan los estadísticos $\Phi(nt)$ y $\Phi(t)$ de "no estacionariedad" según se excluya o incluya una variable de tendencia en las regresiones de Dickey-Fuller.

Cuadro 2

Pruebas de Dickey-Fuller
(enero de 1981 - diciembre de 1988)

Par \ Var:	B_1	B_1	$S\bar{f}$	$S\bar{f}$
	(nt)	(t)	(nt)	(t)
μ	212.257 (89.788)	208.845 (90.608)	9.078 (4.533)	2.754 (6.723)
τ	-0.096 (0.043)	-0.112 (0.059)	-0.420 (0.173)	-0.552 (0.201)
σ		-0.558 (1.389)		-0.150 (0.118)
β_1	-0.231 (0.103)	-0.215 (0.111)	-0.597 (0.171)	-0.485 (0.192)
β_2	-0.123 (0.102)	-0.109 (0.108)	-0.650 (0.171)	-0.560 (0.185)
β_3	-0.223 (0.102)	-0.211 (0.107)	-0.182 (0.146)	-0.126 (0.152)
β_4	0.203 (0.100)	0.212 (0.104)	-0.202 (0.102)	-0.173 (0.105)
Φ	-2.210	-1.905	-2.430	-2.743
R^2	0.250	0.252	0.639	0.645
Q(27)	13.383	13.793	15.333	14.796
SEE	272.311	273.589	274.27	273.34

Nota: La ecuación calculada es la siguiente:

$$DX_t = \mu + \tau X_{t-1} + \sigma T + \sum_{i=1}^4 \beta_i DX_{t-i}$$

Los errores estándares de los parámetros se dan entre paréntesis. En la regresión los niveles de significación del estadístico Φ (*) son, excluyendo a la variable T : 10%: 2.57, 5%: 2.86, 2.5%: 3.12, 1%: 3.43 e incluyendo a T : 10%: 3.12, 5%: 3.41, 2.5%: 3.66, 1%: 3.96

Como puede observarse en el cuadro 2, de la comparación de los estadísticos Φ (*) con sus niveles de significación, la hipótesis nula no puede ser rechazada a ningún nivel convencional de significación. Lo mismo es válido en el subperíodo febrero de 1983-diciembre de 1988.

En el cuadro 3 se incluyen varios intentos de estimación del coeficiente de cointegración ($1/r$) siguiendo la metodología de Engle y Granger (1987). En ambos subperíodos se estimaron regresiones de nivel y de MCE de las variables deuda y superávit del sector público.

En ninguno de los períodos analizados las regresiones de nivel arrojan resultados razonables. En ambos casos y a partir de los residuos de estas ecuaciones el estadístico $\Phi(nt)$ no rechaza la hipótesis de "no cointegración". Sin embargo, dados los valores de los R^2 de las ecuaciones, difícilmente podría considerarse este resultado como significativo.

Cuadro 2.1
Pruebas de Dickey-Fuller
(febrero 1983 - diciembre 1988)

Par \ Var:	B_t	B_t	S_f^2	S_f^2
	(nt)	(t)	(nt)	(t)
μ	280.516 (117.886)	218.045 (132.508)	14.699 (5.806)	23.868 (10.657)
τ	-0.130 (0.052)	-0.135 (0.052)	-0.520 (0.195)	-0.541 (0.196)
σ		0.976 (0.947)		-0.117 (0.114)
β_1			-0.357 (0.179)	-0.358 (0.178)
β_2			-0.302 (0.168)	-0.312 (0.168)
β_3			-0.269 (0.141)	-0.284 (0.142)
β_4			-0.040 (0.100)	-0.054 (0.101)
Φ	-2.515	-2.585	-2.670	-2.764
R^2	0.084	0.098	0.471	0.479
Q(24)	15.007	15.554	14.549	14.523
SEE	163.193	163.119	19.239	19.231

Nota: La ecuación calculada es la siguiente:

$$DX_t = \mu + \tau X_{t-1} + \sigma T + \sum_{i=1}^4 \beta_i DX_{t-i}$$

Los errores estándares de los parámetros se dan entre paréntesis. En la regresión los niveles de significación del estadístico Φ (*) son, excluyendo a la variable T : 10%: 2.57, 5%: 2.86, 2.5%: 3.12, 1%: 3.43 e incluyendo a T : 10%: 3.12, 5%: 3.41, 2.5%: 3.66, 1%: 3.96.

Las ecuaciones de MCE determinaron tasas implícitas de interés significativamente distintas en ambos períodos. En el período completo se calculó una tasa de interés de aproximadamente 1.5% mensual y el subperíodo febrero de 1983-diciembre de 1988 una de aproximadamente 0.34% mensual.⁴ No obstante la disparidad de estas tasas cabe observar que se aproximan a los valores promedios de la tasa de interés de la deuda pública en ambos períodos (véase el cuadro 4).

En la parte inferior del cuadro 2 se presentan los estadísticos de "no cointegración" de la deuda y el superávit público (S_f^2) que corresponden a los valores de las tasas de interés calculadas anteriormente. Es fácil verificar

⁴ En el cuadro 4 puede observarse que los valores calculados de la tasa de interés son similares a los valores promedios de esta variable en los períodos analizados.

que los estadísticos rechazan, a cualquier nivel convencional de significación, la hipótesis nula de "no cointegración". Las figuras 3 y 4 muestran la evolución del "margen de la deuda" en cada uno de los períodos.

Cuadro 3
Estimaciones del vector de cointegración

	1981:1 - 1988:12		1983:2 - 1988:12	
	B_t	DS_t^p	B_t	DS_t^p
Constante	1843.645 (75.132)	-10.713 (9.692)	2311.521 (74.803)	15.801 (16.184)
DS_{t-1}		0.104 (0.103)		-0.127 (0.113)
DB_{t-1}		-0.025 (0.010)		-0.024 (0.014)
SP_{t-1}	6.848 (2.010)	-1.227 (0.153)	-3.189 (2.199)	-0.793 (0.161)
B_{t-1}		0.019 (0.005)		0.003 (0.006)
R^2	0.109	0.582	0.029	0.453
Dw	0.419	1.966	0.224	1.966
r	14.603%	1.521%	-31.357%	0.335%
$\Phi(nt)$	-2.633*	-10.724	-2.13	-6.573

Nota: Los errores estándares de los parámetros se dan entre paréntesis. Según Engle y Granger (1987) los niveles de significación de $\Phi(nt)$ en el caso de la regresión de cointegración son los siguientes: 10%: 2.84 y 5%: 3.17.

* Dos rezagos significativos.

Cuadro 4
Tasas reales de interés
(promedios)

Período	Tasa de interés interna ^a	Tasa de interés externa ^b	Tasa de interés promedio ^c
1980:2-1988:12	3.116	15.499 (16.844)	11.943 (12.890)
1983:2-1988:12	9.381	1.450 (2.673)	3.843 (4.700)

^a Tasa de Cetes a tres meses - inflación observada.

^b Tasa "Libor" + devaluación del tipo de cambio controlado - inflación observada. En paréntesis aparece la tasa "Prime".

^c Promedio ponderado de a y c. Las ponderaciones se derivaron de la participación de la deuda pública en pesos en la deuda total.

Fuente: Elaboración propia a partir de información del Banco de México.

Figura 3
Margen de la deuda pública
 $r = 1.521\%$

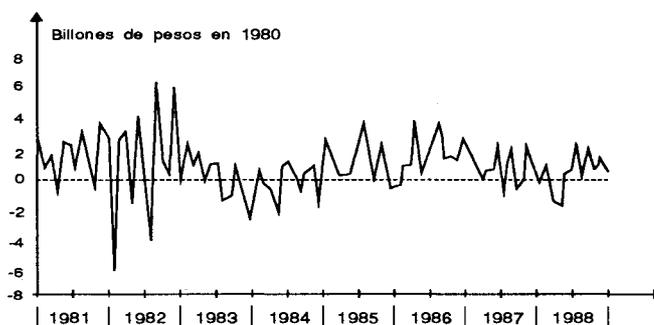
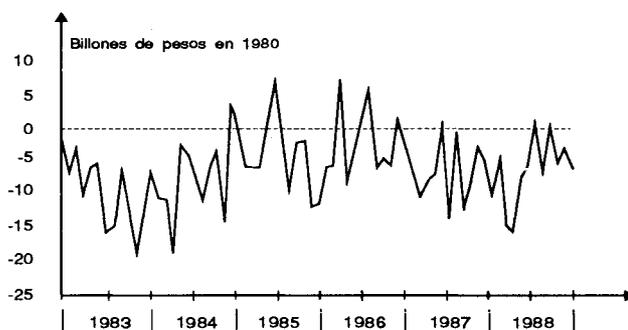


Figura 4
Margen de la deuda pública
 $r = 0.335\%$



A partir de los resultados de los cuadros anteriores y del "teorema de representación" de Granger puede afirmarse la existencia un proceso vectorial autorregresivo de las variables "margen de la deuda pública" y de las variaciones del superávit real. Utilizando el criterio de información de Akaike -AIC- se identificó un proceso vectorial de orden cinco -VAR(5)- en el período enero de 1981-diciembre de 1988 y un VAR(3) en el subperíodo febrero de 1983-diciembre de 1988. Los procesos vectoriales autorregresivos se calcularon por el método de "regresiones aparentemente no relacionadas", o SUR. Los valores de los parámetros y de sus errores estándares se presentan en el cuadro 5.

Cuadro 5
Prueba de Shiller-Campbell del modelo de valor presente

	1981:1 - 1988:12		1983:2 - 1988:12	
	B_t	DS_t^p	B_t	DS_t^p
Constante	433.391 (193.459)	-6.778 (3.035)	-2893.173 (1005.733)	11.850 (4.042)
DS_{t-1}^p	133.087 (38.956)	-2.397 (0.611)	1380.823 (847.193)	-5.721 (3.405)
DS_{t-2}^p	105.585 (40.110)	-1.919 (0.629)	478.669 (593.861)	-2.001 (2.387)
DS_{t-3}^p	41.376 (39.456)	-0.962 (0.619)	51.348 (25.439)	-0.2136 (0.102)
DS_{t-3}^p	116.661 (38.989)	-1.679 (0.612)		
DS_{t-3}^p	10.580 (6.171)	-0.211 (0.097)		
S_{t-1}^p	1.978 (0.6132)	-0.020 (0.010)	5.692 (3.412)	-0.020 (0.014)
S_{t-2}^p	-0.570 (0.711)	0.010 (0.011)	-3.637 (3.621)	0.015 (0.015)
S_{t-3}^p	-0.767 (0.702)	0.012 (0.011)	-1.691 (2.419)	0.007 (0.010)
S_{t-4}^p	1.028 (0.671)	-0.009 (0.011)		
S_{t-5}^p	-1.495 (0.623)	0.020 (0.010)		
R^2	0.356	0.710	0.147	0.494
Q(27)	6.688	8.379		
Q(24)			11.807	11.825

Período: 1981: 1-1988: 12

DS_t^p no Granger-causea a S_t^p a un 0.15% de probabilidad. S_t^p no Granger-causea a DS_t^p a un 0.00% de probabilidad. Valor presente $\chi^2_{(11)}$: 54.963. Nivel de significación 0.00 por ciento.

Período: 1983: 2-1988: 12

DS_t^p no Granger-causea a S_t^p a un 4.53% de probabilidad. S_t^p no Granger-causea a DS_t^p a un 0.63% de probabilidad. Valor presente $\chi^2_{(11)}$: 5.936. Nivel de significación 54.71 por ciento.

Nota: Las cifras entre paréntesis son los errores estándares de los parámetros.

Los resultados obtenidos en el período enero de 1981-diciembre de 1988 son los siguientes: a) el modelo puede explicar hasta un 71% de las variaciones del superávit real y aproximadamente un 36% del "margen de la deuda"; b) parece existir bicausalidad entre el margen y el superávit real; y c) las restricciones intercasionales (5.4) son rechazadas a cualquier nivel de significación.⁵

⁵ El rechazo de las restricciones (5.4) que se verificó en el periodo de enero de 1981 a diciembre de 1988 podría ser consecuencia de la inestabilidad cambiaria de 1982 y del

En el subperíodo febrero de 1983-diciembre de 1988 se obtuvieron los resultados siguientes: a) el modelo puede explicar hasta un 49% de las variaciones del superávit real y un 15% del "margen de la deuda"; b) a un 97.5% de significación no puede rechazarse la hipótesis de causalidad unidireccional del "margen de la deuda" a las variaciones del superávit real, y c) las restricciones (5.4) no pueden ser rechazadas hasta un nivel de significación de aproximadamente 55 por ciento.

6. Conclusiones

En este trabajo se investigaron las restricciones que la condición de equilibrio intertemporal, o "sostenibilidad" de la deuda pública, imponen a las observaciones de deuda y superávit real del sector público. Se demostró que cuando el gobierno respeta la restricción (3.3) y cuando la tasa de interés real esperada es constante se deben verificar las siguientes relaciones:

1) Cointegración: la deuda y el superávit público deben estar cointegrados. Esto equivale a que el déficit real más intereses de la deuda pública sea estacionario.

2) Anticipación: el déficit real más intereses debe anticipar las variaciones del superávit real. Más específicamente, el déficit real más intereses es una función exacta del valor actual esperado de las variaciones del superávit real.

Obsérvese que la cointegración de la deuda y el superávit real del sector público no determina ningún valor específico del "margen de la deuda". Sin embargo, la segunda restricción implica que el valor específico de esta variable depende de los futuros superávits reales. De donde se deduce que en una economía en crecimiento –lo que implica mayores superávits reales futuros– la "sostenibilidad" de la política fiscal es perfectamente compatible con un déficit real más intereses de la deuda pública. Estas restricciones se contrastaron en México en el período enero de 1981-diciembre de 1988 y en el subperíodo febrero de 1983-diciembre de 1988, que corresponde al sexenio del presidente Miguel de la Madrid. Se obtuvieron los siguientes resultados:

a) Para diferentes tasas de interés la hipótesis de cointegración de la deuda y el superávit real no es rechazada en ninguno de los períodos analizados.

valor supuesto de la tasa de interés. A fin de investigar esta posibilidad en el modelo VAR(5) de las variables "margen de la deuda" y variaciones del superávit real se introdujeron algunas variables *dummies* y se experimentó con diversos valores de la tasa de interés. Sin embargo, en ninguno de los casos se obtuvieron resultados significativamente distintos a los señalados.

b) En el período enero de 1981-diciembre de 1988 la restricción (5.4) que determina el valor exacto del déficit o superávit real –incluyendo intereses– fue ampliamente rechazada. En el subperíodo febrero de 1983-diciembre de 1988 la restricción no fue rechazada.

Estos resultados parecen apoyar la afirmación de que a partir de 1983 se introdujo un cambio estructural en el régimen de política fiscal. Los resultados señalan que la posición fiscal del gobierno, medida por el valor del déficit real más los intereses de la deuda pública, ha respetado la restricción intertemporal (2.3).

7. Referencias

- Banco de México (1989). *Informe anual 1988*. México.
- Blanchard, O. J., y Stanley Fisher (1989). *Lectures on Macroeconomics*, The MIT Press.
- Campbell, J. (1987). "Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis", *Econometrica*, vol. 55, pp. 1249-1273.
- , y D. August (1989). "Why is Consumption so Smooth?", *The Review of Economic Studies*, vol. 56.
- Diamond, P. (1965). "National Debt in a Neoclassical Model", *American Economic Review*, vol. 55, pp. 591-605.
- Dickey, D. A., y W. A. Fuller (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427-431.
- Eisner, R., y P. J. Pieper (1984), "A New View of the Federal Debt and Budget Deficits", *American Economic Review*, vol. 74, pp. 11-29.
- Feliz, R. A. (1990). ¿Responde la Bolsa Mexicana a los fundamentos?, *Estudios Económicos*, vol. 5.
- Granger, C. W. J., y R. Engle (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55, pp. 251-276.
- Hamilton, J. D., y M. A. Flavin (1986). "On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing", *The American Economic Review*, vol. 76, pp. 808-818.
- Perron, P. (1988). "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. Further Evidence from a New Approach", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 297-332.
- Sargent, T. (1988). *Macroeconomic Theory*, Academic Press.
- Shiller, R. y J. Campbell (1987). "Cointegration and Test of Present Value Models", *Journal of Political Economy*, vol. 95, pp. 1062-1088.
- (1988), "Interpreting Cointegrated Models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 505-522.
- Trehan, Bharat, y Carl E. Walsh (1988). "Common Trends, The Government Budget Constraint, and Revenue Smoothing", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 425-444.
- Wilcox, D. W. (1989). "The Sustainability of Government Deficits: Implications of the Present - Value Borrowing Constraint", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 21, pp. 291-306.

