Documento No. 23

Distribución del Financiamiento Otorgado por el Sistema Bancario Mexicano a la Banca Privada y Mixta

Por

Víctor M. Guerrero y Gabriel Vera Ferrer

Julio, 1980

Las ideas contenidas en el presente ensayo son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan la posición del Banco de México, S.A.

DISTRIBUCIÓN DEL FINANCIAMIENTO OTORGADO POR EL SISTEMA BANCARIO MEXICANO A LA BANCA PRIVADA Y MIXTA

por

Víctor M. Guerrero y Gabriel Vera Ferrer

I. Introducción

Este trabajo tiene dos objetivos fundamentales:

1. Estudiar y cuantificar la estacionalidad mensual de la serie del financiamiento otorgado por el sistema bancario mexicano a la banca privada y mixta, y
2. Proponer un mecanismo para efectuar la distribución del financiamiento a lo largo del año, el cual tome en consideración y mantenga la estacionalidad observada en la serie histórica.

El procedimiento que se utiliza para lograr estos objetivos es el descrito en el documento de Vera y Guerrero (1980). En el presente estudio se formalizan más los pasos sugeridos en aquel documento y se confirma empíricamente la validez de los mismos.

II. Ajuste Estacional de la Serie

Como una primera etapa para realizar el ajuste estacional de la serie bajo estudio, cuyos datos aparecen en la tabla 1, se le aplicó la prueba del mes adyacente. Dicha prueba consiste en obtener promedio mensuales de los cocientes de variación de un mes respecto a la media aritmética de los valores del mes precedente y el mes siguiente (esta prueba se describe en Makridakis y Wheelwright, 1978). Si esos promedio mensuales se acercan a la unidad, digamos que están dentro del intervalo (0.95, 1.05), se concluye que la estacionalidad mensual no es significativa.

Dado que los valores de los promedios de cocientes de variación caen dentro del intervalo (0.9927, 1.0059), se obtiene la conclusión de que la estacionalidad no es relevante para la serie.

Tabla 1
Financiamiento otorgado por el Sistema Bancario Mexicano a la Banca Privada y Mixta
(Saldos en millones de pesos)

AÑO	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEMBRE	OCTUBRE	NOVIEMBRE	DICIEMBRE
1970	73,367.80	74,228.00	75,210.10	76,841.50	77,940.70	79,709.30	81,419.70	82,816.70	84,108.00	86,084.40	88,250.90	90,083.00
1971	90,533.70	91,732.80	92,812.20	92,430.70	93,844.80	95,423.40	96,194.70	97,140.50	98,042.60	98,651.00	99,691.00	100,207.80
1972	100,756.10	100,959.20	100,695.50	101,740.40	102,960.20	104,792.80	106,262.50	108,132.10	109,179.80	110,982.60	112,221.20	115,351.60
1973	115,179.10	116,429.30	118,115.60	118,862.70	121,162.20	122,910.00	124,664.40	126,556.80	128,186.00	127,131.20	127,018.10	126,262.50
1974	128,745.80	126,637.80	127,552.60	128,448.00	132,217.40	133,541.40	135,270.30	136,428.10	138,129.80	138,117.50	139,797.40	140,992.80
1975	140,521.20	140,865.50	142,101.50	143,672.90	149,068.90	151,316.70	153,222.40	155,510.70	157,696.60	161,652.80	164,363.00	166,823.80
1976	167,525.80	168,671.10	171,420.70	175,031.70	179,188.60	179,457.00	183,039.10	183,286.10	183,837.10	186,317.90	188,045.50	187,985.10
1977	188,789.90	188,708.30	193,390.30	196,346.40	202,206.70	204,920.20	206,367.00	207,302.20	212,902.00	217,458.30	222,114.50	232,428.30
1978	230,737.70	232,871.20	239,940.50	24,458.50	253,106.90	264,628.70	273,490.20	281,864.40	291,410.90	298,380.90	305,753.60	309,968.70
1979	316,904.00	323,088.30	331,885.60	335,593.50	351,782.20	361,415.40	366,874.30	378,330.30	387,480.20	401,280.00	411,639.30	422,619.30

Esta conclusión está respaldada por la figura 1, ya que visualmente no parece existir estacionalidad mensual; de igual manera, en la Tabla 2 se muestran los factores de estacionalidad obtenidos con el procedimiento del Census Method II (CM-II), los cuales, al ser muy cercanos a la unidad, justifican la duda de que la estacionalidad sea significativa.

Gráfica 1

Gráfica de la Serie del Financiamiento otorgado a la Banca Privada y Mixta
Miles de Millones de Pesos

Tabla 2
Factores de Estacionalidad

Ene.	Feb.	Mar.	Abr.	May.	Jun.	Jul.	Ago.	Sep.	Oct.	Nov.	Dic
.9917	.9865	.9878	.9870	.9984	1.0036	1.0062	1.0057	1.0074	1.0076	1.0086	1.0096

Puesto que las autocorrelaciones espurias pueden ser la causa de que la estacionalidad no se vea claramente, se procede a eliminar dichas autocorrelaciones o, equivalentemente, se procede a buscar una función de los datos para la cual sí sea relevante la estacionalidad.

El procedimiento seguido consiste esencialmente en determinar los valores δ y d para los cuales se tenga que

$$(1 - B)^d Z_{12t+q}^{1-\delta} = I_q X_{12t+q}, \quad t = 0, 1, \dots, m-1; q = 1, \dots, 12 \quad (2.1)$$

donde $\{Z_{12t+q}\}$ es la serie original, $\{X_{12t+q}\}$ es una nueva serie que se puede representar por un modelo ARMA (véase Box y Jenkins, 1970), I_q es el índice de estacionalidad correspondiente al mes q , $(\sum_{q=1}^{12} I_q = 12)$ y B es un operador de retraso, tal que

$$B^d Z_{12t+q}^{1-\delta} = Z_{12t+q-d}^{1-\delta}, \quad d = 0, 1, \dots$$

Esto significa que la serie para la cual es relevante la estacionalidad es

$$\{(1 - B)^d Z_{12t+q}^{1-\delta}\}$$

y, por consiguiente, $\{X_{12t+q}\}$ es la versión desestacionalizada de dicha serie.

Primeramente se determina el valor de δ para el cual la serie $\{Z_{12t+q}^{1-\delta}\}$ muestre varianza aproximadamente constante; esto se logra con una aplicación del método de Bartlett (1947), para lo cual se elaboró la Tabla 3, en donde se observa que el mínimo coeficiente de variación se obtiene para $\delta = 3/2$. Lo anterior indica que la potencia por utilizar debe ser $1-\delta = -1/2$, o sea que la transformación adecuada para estabilizar la varianza es el recíproco de la raíz cuadrada.

Una vez fijado el valor de δ , se procede a determinar el valor del parámetro d de tal manera que ni el valor medio, ni la estructura de covarianza de la serie $\{(1-B)^d Z_{12t+q}^{-1/2}\}$ cambien con el tiempo; los valores de d que se ensayan son $d=0,1,2$ y 3 (nótese que $d=0$ implica que el operador $(1-B)^d$ no cambia la serie $\{Z_{12t+q}^{-1/2}\}$). Con el fin de poder visualizar más claramente el efecto de d , se amplificó la escala multiplicando todos los valores de la serie por el facto 10^5 . Se puede observar, en la Figura 2, que la primera diferencia ($d=1$) satisface de manera aproximada el criterio para seleccionar d . Por tanto, se tiene que es en la serie $\{10^5(1-B)Z_{12t+q}^{-1/2}\}$ en donde la estacionalidad puede ser significativa.

Tabla 3
Coeficientes de Variación para diferentes Valores de δ

δ	0	$1/2$	1	$3/2$	2
AÑO	S_Z	$S_Z/Z^{1/2}$	S_Z/Z	$S_Z/Z^{3/2}$	S_Z/Z
1970	5557.3237	19.54605	0.068747	2.4179407-04	8.5043076-07
1971	3268.3079	10.57274	0.034202	1.1064127-04	3.5791664-07
1972	5002.2804	15.35211	0.047116	1.4460003-04	4.4378078-07
1973	4610.6438	13.16218	0.037575	1.0726555-04	3.0621502-07
1974	5354.9238	14.65054	0.040082	1.0966161-04	3.0002335-07
1975	9250.2074	23.70734	0.060759	1.5572038-04	3.9909547-07
1976	7281.1063	17.18639	0.040567	9.5754558-05	2.2601997-07
1977	13499.6354	29.73731	0.065506	1.4429826-04	3.1786360-07
1978	28707.0560	55.36074	0.106762	2.0588668-04	3.9704657-07
1979	35430.7224	58.59258	0.096896	1.6023889-04	2.6499066-07
Coeficiente de variación	0.947902	0.672605	0.423039	0.316486	0.455534

Para saber si existe realmente estacionalidad mensual en esta nueva serie, se le aplica la prueba del mes adyacente, la cual produce los promedios de cocientes de variación de la Tabla 4. De dichos promedios se obtiene la evidencia necesaria para suponer que la estacionalidad mensual es relevante.

Gráfica 2
Función de Autocorrelación de la Primera Diferencia del Recíproco de la
Raíz Cuadrada de la Serie

Tabla 4
Promedio de Cocientes de Variación para la Serie

$$\{10^5(1-B)Z_{12t+a}^{-1/2}\}$$

Ene.	Feb.	Mar.	Abr.	May.	Jun.	Jul.	Ago.	Sep.	Oct.	Nov.	Dic
-0.7188	1.1316	1.5262	0.7268	1.9873	0.8965	2.1751	0.9330	1.4290	0.8908	1.507	2.5181

Dada esta prueba, es razonable estimar, mediante el CM=II, los índices mensuales de estacionalidad I_q , ($q = 1, \dots, 12$, $\sum_{q=1}^{12} I_q = 12$), que se muestran en la Tabla 5.

Debe notarse que estos índices se calculan bajo el supuesto de que la estacionalidad mensual es estable en el tiempo. Conforme a este supuesto, se obtiene la versión desestacionalizada de la serie como

$$\{X_{12t+q}\} = \{10^5(1-B)Z_{12t+q}^{-1/2} / Iq\} \quad (2.2)$$

la cual se muestra gráficamente en la Figura 3, junto con la serie $\{10^5(1-B)Z_{12t+q}^{-1/2}\}$.

Tabla 5

Índices de Estacionalidad de $\{10^5(1-B)Z_{12t+q}^{-1/2}\}$

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
I_q	0.1763	0.5174	1.0193	0.8742	1.9441	1.3057	1.2526	1.0274	1.1410	0.8503	1.0127	0.8788

Ahora bien, de acuerdo con (2.1), se debe encontrar un modelo de tipo ARMA que se adecue al comportamiento de la serie $\{X_{12t+q}\}$. Esto se hace con la finalidad de obtener pronósticos de la serie desestacionalizada de manera eficiente. Sin embargo, no es necesario identificar un modelo para el caso presente, debido a que la serie desestacionalizada, $\{X_{12t+q}\}$ puede considerarse como “ruido blanco”, ya que el estadístico calculado Q de Box y Pierce (véase Box y Jenkins, 1970) toma el valor 27.969, el cual debe compararse con valores de tablas de la distribución ji-cuadrada con 24 grados de libertad. Por tanto, la media aritmética de las observaciones desestacionalizadas $\bar{X}$, proporciona la representación que se buscaba del fenómeno, la cual permite obtener pronósticos para la serie $\{X_{12t+q}\}$.

Gráfica 3

Gráfica de la Serie $\left\{10^5(1-B)Z_{12t+q}^{-\frac{1}{2}}\right\}$ y de la Serie Desestacionalizada

III. Distribución del financiamiento

La distribución del financiamiento se hará mediante el procedimiento sugerido por Vera y Guerrero. Dicho procedimiento se describirá aquí en términos del modelo (2.1) con el que se trabajó en la sección anterior, pero con la suposición adicional de que la serie $\{X_{12t+q}\}$ que aparece en (2.1) es “ruido blanco” -la razón de este supuesto es que, tanto en la aplicación que aparece en Vera y Guerrero (1980; como en la presente, ese ha sido el caso. Así pues, en general el modelo estimado viene a ser

$$(1-B)^d \hat{Z}_{12t+q}^{1-\delta} \bar{X} \cdot I_q \quad \text{si } \delta \neq 1$$

$$t = 0, 1, \dots, m-1; q=1, \dots, 12 \quad (3.1)$$

$$(1 - B)^d \log(\hat{Z}_{12t+q}) = \bar{X} \cdot I_q \quad \text{si } \delta = 1$$

el cual se utiliza para efectuar la distribución del financiamiento a lo largo del año.

Supóngase que el financiamiento ya ha sido otorgado hasta el mes $c-1$ ($1 \leq c < 12$) del año m , es decir, se conocen ya los valores de $Z_{12m+1}, \dots, Z_{12m+c-1}$, y se desea distribuir el financiamiento restante con el criterio de mantener la estacionalidad observada históricamente, para lo cual se requiere estimar $Z_{12m+c}, \dots, Z_{12m+12}$. La restricción existente es entonces

$$K = Z_{12m+12} - Z_{12m+c-1} \quad (3.2)$$

con el valor de K , determinante del valor Z_{12m+12} , fijado exógenamente.

Se consideran ahora tres casos que, según se piensa, tienen mayor posibilidad de ocurrir en la práctica; asimismo, los resultados se dan para $\delta \neq 1$, ya que para $\delta = 1$, el único cambio necesario es aplicar la función exponencial $\exp(\bullet)^{1/1-\delta}$.

Caso I $d=0$

Aquí se tiene, de (3.1)

$$\hat{Z}_{12t+q} = (\bar{X} \bullet I_q)^{1/1-\delta}, \quad t = 0, 1, \dots, m-1; q = 1, \dots, 12 \quad (3.3)$$

de donde

$$\hat{Z}_{12t+q} = Z_{12m+c-1} \left(\frac{I_q}{I_c - 1} \right)^{1/1-\delta}, \quad q = c, c+1, \dots, 12 \quad (3.4)$$

Para suavizar el efecto que el fijar Z_{12m+12} exógenamente ejerce sobre la distribución del financiamiento, se introduce un factor de discordancia ε , definido como el cociente entre Z_{12m+12} - determinado exógenamente en (3.2)- y su valor estimado por (3.4), o sea

$$\varepsilon = Z_{12m+12} / \hat{Z}_{12m+12} \quad (3.5)$$

el cual se sugiere diluir en las estimaciones $\hat{Z}_{12m+c}, \dots, \hat{Z}_{12m+11}$, mediante la modificación de (3.4) a

$$\hat{Z}_{12m+q} = \varepsilon^{\frac{q-c+1}{12-c+1}} Z_{12m+c-1} \left(\frac{I_q}{I_{c-1}} \right)^{1/1-\delta}, q = c, c+1, \dots, 11. \quad (3.6)$$

Con las relaciones (3.2), (3.5) y (3.6) es entonces posible realizar la distribución del financiamiento, como era requerido. Los siguientes dos casos (d=1 y d=2), se resumen como modificaciones de las fórmulas (3.3), (3.4) y (3.6), las cuales se convierten en

Caso II d=1

$$\hat{Z}_{12t+q} = \left(\hat{Z}_{12t+q-1}^{1-\delta} + \bar{X} \bullet I_q \right)^{1/1-\delta}, t = 0, 1, \dots, m-1; q = 1, \dots, 12 \quad (3.3')$$

$$\hat{Z}_{12m+q} = \left(Z_{12m+c-1} + \bar{X} \bullet \sum_{i=c}^q I_i \right)^{1/1-\delta}, q = c, c+1, \dots, 12 \quad (3.4')$$

$$\hat{Z}_{12m+q} = \varepsilon^{\frac{q-c+1}{12-c+1}} \left(Z_{12m+c-1}^{1-\delta} + \bar{X} \bullet \sum_{i=c}^q I_i \right)^{1/1-\delta}, q = c, c+1, \dots, 11 \quad (3.6')$$

Caso III d=2

$$\hat{Z}_{12+q} = \left(2\hat{Z}_{12t+q-1}^{1-\delta} - \hat{Z}_{12t+q-2}^{1-\delta} + \bar{X} I_q \right)^{1/1-\delta}, t = 0, 1, \dots, m-1, \dots, m-1; q = 1, \dots, 12 \quad (3.3'')$$

$$\hat{Z}_{12m+q} = \left\{ (q-c+2)Z_{12m+c-1}^{1-\delta} - (q-c+1)Z_{12m+c-2}^{1-\delta} + \bar{X} [I_q + 2I_{q-1} + \dots + (q-c+1)I_c] \right\}^{1/1-\delta},$$

q=c, c+1, ..., 12 (3.4'')

$$\hat{Z}_{12m+q} = \varepsilon^{\frac{q-c+1}{12-c+1}} \left\{ (q-c+2)Z_{12m+c-1}^{1-\delta} - (q-c+1)Z_{12m+c-2}^{1-\delta} + \bar{X} [I_q + 2I_{q-1} + \dots + (q-c+1)I_c] \right\}^{1/1-q}, q = c, c+1, \dots, 11 \quad (3.6'')$$

A continuación, y a manera de ejemplo, se aplicarán estas fórmulas al caso bajo estudio, para el cual se sabe que d=1. En este caso particular se tiene, según (2.2) y (3.1), que debe usarse $X' = 10^{-5} \bullet \bar{X}$ en lugar de $\bar{X}$, debido al factor utilizado para amplificar la escala.

Para juzgar la bondad de las estimaciones que se logran con este procedimiento, se realizará la distribución del financiamiento para los meses de mayo a diciembre de 1979. Así, se tiene m=9, c=5,

$Z_{112}=335\,583,5$ y $K=87\,025,8$, de tal forma que $Z_{120}=442\,619,3$. Además, se requiere conocer $\bar{X}'=10^{-5}(-1.8299)$ y las sumas parciales $\sum_{i=c}^q I_i$ para $q=c, c+1, \dots, 12$. Estos últimos valores se dan en la Tabla 6.

Tabla 6
Sumas Parciales de Índices Estacionales

	5	6	7	8	9	10	11	12
$\sum_{i=5}^q I_i$	1.9441	3.2498	4.5024	5.5298	6.6708	7.5211	8.5338	9.4126

Con esta información es posible calcular, primero $\hat{Z}_{120}=414\,110.53$ mediante (3.4'); acto seguido se obtiene $\varepsilon=Z_{120}/\hat{Z}_{120}=1.02054709$ y, entonces, la relación (3.6') proporciona las estimaciones que aparecen en la columna (1) de la Tabla 7.

Tabla 7

Valores Estimados y observados del Financiamiento otorgado a la Banca Privada y Mixta durante 1979

	Financiamiento Otorgado a la Banca Privada y		
	Mixta		
	Estimado	Observado	Cociente
	(1)	(2)	(3)=(1)/(2)
Mayo	350 756.14	351 782.2	0.9971
Junio	361 803.18	361 415.4	1.0011
Julio	372 910.32	366 874.3	1.0165
Agosto	382 560.26	378 330.3	1.0112
Septiembre	393 583.08	387 480.2	1.0158
Octubre	402 352.51	401 280.0	1.0027
Noviembre	412 955.10	411 639.3	1.0032

De acuerdo con esta tabla, debe notarse que mientras más cercano a la unidad sea el cociente de la columna (3), mejor es el ajuste logrado. De aquí que se considere que el error sea menor del 1.7%, puesto que ésta es la mayor divergencia observada (la cual ocurre en el mes de julio) y se afirme que el ajuste es adecuado..

IV. Conclusiones

El presente análisis ha permitido corroborar, aunque sólo sea de manera empírica, la bondad del procedimiento introducido recientemente en Vera y Guerrero (1980). La experiencia obtenida con las pocas aplicaciones efectuadas a la fecha, conduce a pensar que el método puede ser equivalente a encontrar un filtro que convierta la serie bajo estudio en “ruido blanco” (en caso de que exista realmente un efecto estacional mensual). Falta, desde luego, fundamentar teóricamente esta hipótesis y obtener mayor evidencia empírica que la sustente.

Aunque el enfoque que se ha dado al método considera primordialmente la distribución del financiamiento, esto no debe ser restrictivo, puesto que su generalidad permite realizar el ajuste estacional de una serie, sin importar que ésta sea, o no, de financiamiento, siempre y cuando exista estacionalidad (quizá oculta por correlaciones espurias) en la serie.

Por otro lado, respecto a la distribución del financiamiento, el procedimiento puede parecer demasiado complicado, si a final de cuentas lo que se desea es mantener el efecto estacional en las estimaciones futuras. Esto pudiera lograrse, quizá más fácilmente, pronosticando mediante la técnica de Box-Jenkins y ajustando los pronósticos por medio de un factor de discordancia entre lo obtenido de esta manera y lo deseado. La justificación del trabajo extra radica en la flexibilidad del método para manejar los índices estacionales, los cuales, por ejemplo, podrían tomarse como unitarios; de esta forma se eliminaría el efecto estacional en las estimaciones.

REFERENCIAS

Bartlett, M.S. (1947), "The Use of Transformations". Biometrika 3, 39-52.

Box, G.E.P. y Jenkins, G.M. (1970), Time Series Analysis, Forecasting and Control. Holden Dary.

Makridakis, S. y Whellwright, S.C. (1978), Forecasting Methods and Applications. John Wiley and Sons.

Vera, F.G. y Guerrero, G.V.M. (1980), Ajuste estacional de una serie de tiempo mediante el uso complementario de métodos tradicionales y la técnica de Box-Jenkins. Banco de México, S.A., Subdirección de Investigación Económica, Documento de Investigación No. 22.

BANCO DE MÉXICO
DIRECCIÓN GENERAL DE INVESTIGACIÓN ECONÓMICA

SERIE DOCUMENTOS DE INVESTIGACIÓN

1. ESTRUCTURA FINANCIERA Y EXPERIENCIA CAMBIARIA: MÉXICO 1954-1977.
Guillermo Ortíz
Octubre, 1978.
2. EL FINANCIAMIENTO DEL GASTO PÚBLICO EN UNA ECONOMÍA EN CRECIMIENTO:
EL CASO DE MÉXICO.
Alain Ize
Noviembre, 1978.
3. ALGUNOS ASPECTOS DEL ENDEUDAMIENTO PÚBLICO EXTERNO EN MÉXICO.
Ernesto Zedillo
Diciembre, 1978.
4. UNA APLICACIÓN DEL MODELO BAYESIANO DE DECISIÓN EN EL ANÁLISIS DE
FUNCIONES DE PRODUCCIÓN AGRÍCOLA.
Héctor E. González Méndez.
Diciembre, 1978.
5. POLÍTICA MACROECONÓMICA EN EL CORTO PLAZO: UNA RESEÑA.
Alain Ize.
Marzo, 1979.
6. ESTUDIOS DE MONEDA Y BANCA Y POLÍTICA MONETARIA SOBRE MÉXICO:
SELECCIÓN BIBLIOGRÁFICA DE 1943 A 1978.
Abril, 1979.
7. COMERCIO EXTERIOR MÉXICO-ESTADOS UNIDOS: PROBLEMAS DE
COMPARABILIDAD ESTADÍSTICA.
Jorge Carriles Rubio
Mayo, 1979.
8. EXPLOTACIÓN ÓPTIMA DE RESERVAS PETROLERAS EN UN CONTEXTO
MACROECONÓMICO.
José Córdoba

Mayo, 1979.

9. ASPECTOS DEFLACIONARIOS DE LA DEVALUACIÓN DEL PESO MEXICANO DE 1976.

José Córdoba y Guillermo Ortiz

10. EXTRACCIÓN ÓPTIMA DE PETROLEO Y ENDEUDAMIENTO EXTERNO: EL CASO DE MÉXICO.

Ernesto Zedillo

Junio, 1979.

11. IMPUESTOS DIRECTOS: PROGRESIVIDAD ÓPTIMA.

Jesús Seade

Septiembre, 1979.

12. OPCIONES DE POLÍTICA ECONÓMICA 1979-1982.

Sócrates Rizzo y Leopoldo Solís

Septiembre, 1979.

13. INTERMEDIARIOS FINANCIEROS Y MERCADOS IMPERFECTOS DE CAPITAL.

Guillermo Ortiz

Septiembre, 1979

14. ESTIMACIONES DE EQUILIBRIO GENERAL DE LOS EFECTOS DE LAS DISTORSIONES EN LOS MERCADOS DE FACTORES: EL CASO DE MÉXICO.

José J. Sidaoui y Richard H. Sines

Octubre, 1979.

15. ANÁLISIS DE LA INFLACIÓN EN MÉXICO.

Alain Ize

Octubre, 1979.

16. ANÁLISIS DE LOS COMPONENTES DEL CAMBIO ESTRUCTURAL CON UN MODELO DE EQUILIBRIO GENERAL, 1970-75.

José J. Sidaoui y Richard H. Sines

Enero, 1980.

17. TIPOS DE CAMBIO FLOTANTES Y DESLIZ CAMBIARIO: LAS EXPERIENCIAS DE ALGUNOS PAÍSES EN DESARROLLO.

Guillermo Ortiz y Leopoldo Solís

Enero, 1980.

18. UN MODELO DE INFLACIÓN Y CRECIMIENTO EN UNA ECONOMÍA CAPITALISTA EN DESARROLLO.

Alain Ize

Enero, 1980.

19. CRECIMIENTO E INFLACIÓN: ALTERNATIVAS CAMBIARIAS PARA MÉXICO.

Guillermo Ortiz y Leopoldo Solís

Febrero, 1980.

20. COMPORTAMIENTO DE LA CAPTACIÓN BANCARIA EN MÉXICO.

Héctor E. González Méndez

Mayo, 1980.

21. LA ENCUESTA DE TURISMO RECPETIVO. REPORTE METODOLÓGICO.

Alberto Vargas Aguayo

Junio, 1980.

22. AJUSTE ESTACIONAL DE UNA SERIE DE TIEMPO MEDIANTE EL USO COMPLEMENTARIO DE MÉTODOS TRADICIONALES Y LA TÉCNICA DE BOX-JENKINS.

Gabriel Vera Ferrer y Víctor M. Guerrero

Junio, 1980.

23. DISTRIBUCIÓN DEL FINANCIAMIENTO OTROGADO POR EL SISTEMA BANCARIO MEXICANO A LA BANCA PRIVADA Y MIXTA.

Víctor M. Guerrero y Gabriel Vera Ferrer

Julio, 1980.