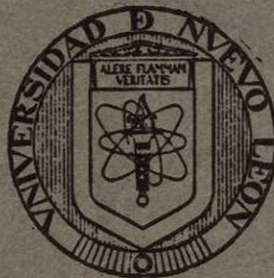


UNIVERSIDAD DE NUEVO LEON

FACULTAD DE ECONOMIA



LA DEMANDA DE VIVIENDA EN EL AREA
METROPOLITANA DE MONTERREY

(ENSAYO DE REGRESION MULTIPLE)

TRABAJO

QUE EN OPCION AL TITULO DE
LICENCIADO EN ECONOMIA

PRESENTA

David G. Martínez Serna

306

MONTERREY, N. L.

AGOSTO DE 1970.

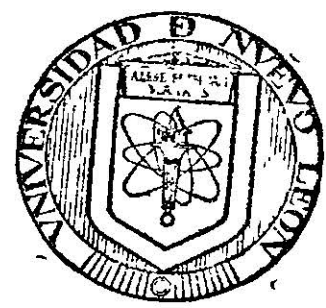
T
HD7306
.M6
M3
c. 1



1080064206

73
4385d
e.2

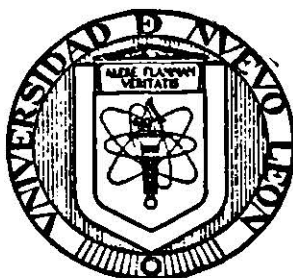
A. 144



BIBLIOTECA CONSUELO MEYER L.
FACULTAD DE ECONOMIA U.N.L.
MONTERREY, N. L.

UNIVERSIDAD DE NUEVO LEON

FACULTAD DE ECONOMIA



LA DEMANDA DE VIVIENDA EN EL AREA METROPOLITANA DE MONTERREY

(ENSAYO DE REGRESION MULTIPLE)

TRABAJO

QUE EN OPCION AL TITULO DE
LICENCIADO EN ECONOMIA
PRESENTA

David G. Martínez Serna

MONTERREY, N. L.

AGOSTO DE 1970.

T
HD7306

MG
M3



Biblioteca Central
Magna Solidaridad

F. tesis



UANL
FONDO
TESIS LICENCIATURA

ESTE TRABAJO CORRESPONDE A UNO DE LOS REQUISITOS PARA OBTENER EL TITULO DE LICENCIADO EN ECONOMIA CON LA ALTERNATIVA "B" DEL REGLAMENTO DE EXAMENES PROFESIONALES EN VIGOR Y CONSTITUYE LA SOLUCION A UN PROBLEMA PRACTICO DESARROLLADO DENTRO DE UN LAPSO MAXIMO DE 25 DIAS.

FACULTAD DE ECONOMIA.

A mis queridos padres con profundo respeto.
A mi esposa con todo cariño por su constante
ayuda y compañía durante la elaboración de
este trabajo.

RESUMEN Y HALLAZGOS

Dos hipótesis se intentan aplicar al estudio de la demanda de vivienda en el Área Metropolitana de Monterrey. La primera, que la demanda stock de vivienda depende de los cambios en el ingreso, en el precio de la vivienda, y en la población. La segunda, que la demanda construcción de vivienda depende a su vez de la demanda stock, de la depreciación, y de un factor de ajuste entre el stock existente y la demanda stock. No obstante, como es interés primordial encontrar el grado de reacción de la demanda stock ante variaciones de ingreso, precio y población, la depreciación y el factor de ajuste se consideran parámetros.

Una limitación de orden práctico posiblemente impidió una demostración clara de las hipótesis básicas y la medición precisa de las reacciones antes aludidas. El tipo de muestra utilizado para observar las variaciones del precio y de la población, conjuntamente a las del ingreso, fue el de serie de tiempo, puesto que un análisis de datos de tipo cruzado seccional (cross-section) hubiera tenido la restricción de no poder apreciar las respuestas a los cambios de precio y de población, y, un experimento controlado quedaba fuera de consideración. Ésto impuso la necesidad de encontrar datos de años pasados que por limitaciones de tiempo no siempre fueron de la calidad deseable o en el número requerido para que de la muestra hubieran podido inferirse resultados suficientemente significativos.

Las series básicas empleadas en las regresiones del Área Metropolitana de

Monterrey tienen un recorrido de diez a quince años, por lo que su confiabilidad en términos estadísticos no puede ir más allá de 93% para intervalos de dos errores estándar, según se desprende de la tabla "t" de Student, una vez permitida la disminución en los grados de libertad, uno por cada coeficiente.

El modelo que ha sido denominado de ajuste inmediato supone alternativamente las funciones:

$$S = a + b_1Y + b_2P + b_3N$$

$$\log S = e + e_1 \log Y + e_2 \log P + e_3 \log N$$

Donde S es el stock de viviendas al fin del año t; Y es el ingreso real estimado indirectamente a través de los depósitos a la vista en términos reales, el índice de producción industrial, y el valor agregado en el Estado de Nuevo León; P es el precio de la vivienda como se refleja en el costo de construcción; y N la población.

En tanto que ha sido posible conocer la relación probable de los primeros dos estimadores del ingreso con el ingreso real, del tercero solo se posee una aproximación burda. No obstante, se quiso conservar por ser un posible punto de referencia.

La aplicación de este modelo mostró coeficientes positivos para el ingreso y la población y negativos para el precio en todas las regresiones. Estos últimos con menor significación estadística. La elasticidad ingreso fluctuó entre .216 y .523. La elasticidad población entre .1947 y .7264. La elasticidad precio, entre -.122 y -.4017. Sin embargo, un juicio a favor de los primeros dos estimadores del ingreso, permitiría afirmar que la elasticidad

población es mayor que la del ingreso, mientras que la del precio se encuentra entre ambas magnitudes.

El modelo de ajuste con retraso supone igualmente dos funciones:

$$C = ra + rb_1Y + rb_2P + rb_3N - (r - k) Sf$$

$$\log C = e + e_1 \log Y + e_2 \log P + e_3 \log N - e_4 \log Sf$$

Donde C es la construcción; r el factor de ajuste; k la depreciación; y Sf el stock al fin del año t-1. Y, P, N, como en el modelo anterior.

Las elasticidades de demanda stock no presentaron modificaciones substanciales con respecto a las obtenidas en el modelo anterior. Las elasticidades de demanda construcción en cambio llegaron a cifras explicablemente altas. Se encontró además, que el stock deseado tiende a alcanzarse a una tasa anual entre 25% y 48%, siendo tal vez, (con base en un juicio similar al anterior) la primera, la tasa más verosímil.

Problemas de colinearidad entre las variables ingreso y población no resueltos en forma satisfactoria, condujeron a una alteración en las ecuaciones básicas, las cuales sugieren la posibilidad de que la elasticidad ingreso de la demanda stock y de la demanda construcción sean en realidad un poco mayores, y que la elasticidad población de la demanda stock sea mayor que uno.

El hecho de no haber logrado encontrar un medio adecuado a limitaciones obvias para homogeneizar el stock de viviendas, empaña en cierta medida las estimaciones logradas en este ensayo. La necesidad de homogeneizar el stock se presentó en forma evidente desde antes de iniciarse la investigación, pero múltiples intentos se frustraron consecutivamente de manera

inexorable. Quedan sin embargo, la conciencia de tal limitación; algunos párrafos encaminados a justificar los resultados así obtenidos; y la noticia de que un trabajo similar al presente (*mutatis mutandis*) requirió de la colaboración previa de tres investigadores para homogeneizar la vivienda(*)

Aunque el esfuerzo mayor se concentró en las estimaciones para el Área Metropolitana de Monterrey, algunas regresiones se presentan también utilizando variables a nivel nacional. Sus resultados no son analizados estadísticamente en forma extensa, pero pueden arrojar alguna evidencia adicional sobre la potencialidad de la teoría aquí utilizada.

En particular, es factible que el ingreso permanente calculado con aproximación a la fórmula de Milton Friedman (apéndice III) proporcione elasticidades mayores y teóricamente más correctas. Ésto no ha sido posible probarlo aquí. La regresión XL se efectuó eliminando la variable población, ya que el ingreso permanente, Y_e , se tomó en magnitudes per cápita al igual que el stock. Observando la serie de tiempo stock per cápita, pueden apreciarse fluctuaciones espurias, debidas con toda seguridad, al manejo inadecuado de los datos (en particular los de la tasa de construcción y los de la población). En realidad de verdad, varias regresiones nacionales producidas en magnitudes per cápita (no presentadas), arrojaron resultados incoherentes, a excepción de aquella en la que se tomó el ingreso per cápita permanente.

(*) Richard F. Muth, "The demand for non-farm housing", en A.C. Harberger, The demand for durable goods, Chicago, The University of Chicago Pr., 1960.

Lo anterior considerado, cabe reconocer que, contrariamente al plan inicialmente concebido para el presente trabajo, las regresiones nacionales, y el ulterior refinamiento en una de sus variables, la variable ingreso, resultaron metas quizá demasiado ambiciosas para las limitaciones a las que se estuvo sujeto, y son aproximaciones tentativas, en mayor grado aun, que las del Área Metropolitana de Monterrey.

EL ESQUEMA TEORICO

Básicamente, se propone considerar la demanda de vivienda en función del ingreso, del precio y de la población. Como es característico de los bienes durables, el servicio que proporciona la vivienda, se deriva del stock existente en un momento dado. Así, un cambio en la demanda del servicio, implica un cambio en el stock. El stock existente, se ajusta al stock deseado a través de la construcción. La relación funcional mostrando al stock deseado dependiendo de las variables antes mencionadas sería,

$$S_d = F(Y, P, N)$$

si suponemos una función lineal,

$$S_d = a + b_1 Y + b_2 P + b_3 N \quad (1)$$

El incremento neto en el stock puede considerarse como la diferencia entre el stock deseado y el stock existente,

$$S_d - S_f$$

y por unidad de tiempo, (un año) el incremento neto en el stock es proporcional a tal diferencia,

$$r(S_d - S_f)$$

Si se establece además la depreciación como una proporción k del stock existente, la tasa bruta de construcción sería dada por

$$C = r(S_d - S_f) + kS_f = rS_d - (r - k)S_f \quad (2)$$

Sustituyendo S_d en (2) por (1) se tiene,

$$C = ra + rb_1 Y + rb_2 P + rb_3 N - (r - k)S_f \quad (3)$$

La primera parte de la ecuación (2) revela que la construcción bruta puede separarse en la que ajusta el stock existente al stock deseado, y en la que

cubre la depreciación.

En la parte estadística del trabajo, se utiliza la ecuación (1) cuando se supone que el stock deseado se alcanza en forma inmediata, y la ecuación (3) cuando se toma en cuenta el retraso en el tiempo.

Si no hubiese retraso en el tiempo, r sería igual a 1 y bastaría observar las variables stock, ingreso, precio y población al final de un año dado. Pero como en la realidad los ajustes en el stock de vivienda requieren de determinado tiempo, ya sea por rigideces en el lado de la oferta o por ser un bien que por su importancia en el presupuesto familiar es objeto de consideraciones más o menos detenidas, las combinaciones observadas de las variables no necesariamente coinciden con puntos de equilibrio en el stock deseado. Más bien representan una tendencia hacia un stock deseado que pudiera no ser observable empíricamente. La función (3) logra también arrojar alguna luz sobre la tasa de ajuste r y presumiblemente modificar los parámetros obtenidos con la función (1).

Debe tal vez aclararse que el objeto principal de este trabajo es la estimación de los parámetros de la demanda de stock de vivienda ya que de él se derivan los servicios que proporciona, y que el hecho de colocar la tasa de construcción como variable dependiente solo es un medio para apreciar la dinámica antes mencionada. (*)

Para calcular las elasticidades se emplean alternativamente las mismas ecuaciones lineales ya descritas o se efectúan las conocidas transformaciones logarítmicas, mediante las cuales las elasticidades son directamente conocidas.

(*) Cfr. A.C. Harberger, The demand for durable goods, Chicago, The University of Chicago Pr., 1960.

Para el caso lineal, ecuación (1), la elasticidad ingreso, por ejemplo, puede ser estimada como su coeficiente multiplicado por el cociente de los valores medios del ingreso y del stock, ya que b_1 es la derivada parcial del stock con respecto al ingreso.

El cálculo de las elasticidades de demanda stock a partir de la ecuación (3) requiere generalmente de un conocimiento previo de k . Puesto que los coeficientes de (3) son los mismos que los de (1) multiplicados por el factor de ajuste r , las elasticidades pueden obtenerse dividiendo los coeficientes por r y multiplicando el resultado por el cociente de los valores medios de las variables independientes y del valor medio del stock. El factor r es dado por el último miembro de la ecuación (3), conociendo k .

Sin embargo, las elasticidades obtenidas en esta forma son solo una aproximación de las verdaderas elasticidades promedio.

Modificando el modelo lineal,

$$S_d = e Y^{e_1} P^{e_2} N^{e_3}$$

que es equivalente a

$$\log S_d = e + e_1 \log Y + e_2 \log P + e_3 \log N \quad (4)$$

En la ecuación (4) los coeficientes de los logaritmos de las variables son las elasticidades promedio.

LAS VARIABLES (*)

Las variables que se emplean para calcular las elasticidades parciales de la demanda de vivienda en el Área Metropolitana de Monterrey (AMM) son las siguientes.

- Yb Es el promedio mensual de depósitos a la vista en Monterrey en términos reales. Las cifras fueron obtenidas de la publicación mensual de la Comisión Nacional Bancaria y deflacionada por los índices de precios del Centro de Investigaciones Económicas de la Universidad de Nuevo León (CIE), 1960-69 y del Anuario estadístico, 1955-60.(**)
- Yp Índice de producción industrial de Monterrey, publicado en el Boletín bimestral del CIE.
- Yv Valor agregado en el Estado de Nuevo León en términos reales. Los datos a precios corrientes para 1955, 1960 y 1965 fueron obtenidos en el CIE, y deflacionados por los índices de precios antes mencionados. No han sido publicados.

Las tres variables anteriores se toman como estimadores del ingreso en el AMM.

Es difícil encontrar datos homogéneos anuales en número suficiente que permitan regresiones sobre series de tiempo. Para el caso del ingreso, existen estimaciones del CIE para los años 1963-66, un lapso de tiempo relativamente pequeño para poder apreciar sus variaciones. (***)

(*) El apéndice I contiene las series de las variables para el AMM.

(**) Comisión Nacional Bancaria, Boletín estadístico, 19- .

(***) CIE, Ocupación y salarios, 1963-64, 1965, 1966.

Simultáneamente a este trabajo, se estaban codificando los datos de la encuesta de 1968 en el CIE.

Sin embargo puede conocerse la bondad de los primeros dos estimadores observando la relación que con respecto al ingreso real han guardado en la República durante los últimos años.

El Cuadro 1 compara las cifras nacionales del ingreso real, de los depósitos a la vista en términos reales y del índice de producción industrial y sus incrementos respectivos.

Cuadro 1: Comparación de los incrementos del ingreso nacional, de los depósitos a la vista, y del índice de producción industrial.

Año	Ingreso nacional* 1960=100 (millones)	Incrementos	Depósitos a la vista** 1960=100 (miles de m)	Incrementos	Índice de prod. industr.***	Incrementos
1950	72.391		6.13		64	
1951	80.974	.12	5.68	-.08	68	.05
1952	86.365	.07	5.57	-.02	68	.00
1953	82.576	-.04	5.99	.08	69	.11
1954	91.783	.11	5.84	-.03	73	.06
1955	102.098	.11	7.00	.20	82	.12
1956	106.837	.05	7.04	.01	89	.07
1957	114.530	.07	7.03	.00	96	.08
1958	125.479	.10	7.16	.02	100	.14
1959	128.338	.02	--	--	--	--
1960	139.084	.08	8.95	--	117	--
1961	143.497	.03	9.25	.03	122	.04
1962	151.392	.06	10.43	.13	129	.06
1963	159.743	.06	12.09	.16	141	.08
1964	180.783	.13	13.80	.14	159	.13
1965	191.623	.06	14.45	.05	169	.06
1966	208.644	.09	15.80	.09	186	.10
1967	226.495	.09	16.60	.05	204	.11
1968	246.850	.09	19.31	.16	240	.18
Incremento medio		.072		.062		.076

Fuentes: * Banco de México, Asamblea general de accionistas, 1969. Deflacionado por el índice general al consumo intermedio del mismo Banco, Cuentas nacionales y acervos de capital... 1969.

** International financial statistics. Deflacionado por el mismo índice.

*** Ibíd.

Con base en este cuadro, pueden asociarse los incrementos en el ingreso, con 0.960 de los incrementos en el índice de producción industrial, y con 1.16° de los incrementos en los depósitos a la vista. Se tienen algunas dudas sobre la legitimidad de la última proporción. Parece razonable atribuir los decrementos 1950-51, 1951-52 y 1953-54 de los depósitos a la vista a errores en los datos o al efecto deflactor demasiado pronunciado del índice de precios. El incremento promedio de la misma serie entre los años 1960-68 es 0.101. Por otro lado, como se muestra en el Cuadro 2, el incremento promedio de los depósitos a la vista en Monterrey entre los años de 1955-69 es 0.09.

Cuadro 2: Promedio mensual de los depósitos a la vista en Monterrey, 1960=100.

Año	Depósitos a la vista (millones)	Incremento
1955	269.8	
1956	335.8	.244
1957	354.3	.054
1958	360.8	.020
1959	424.3	.174
1960	470.4	.108
1961	479.5	.019
1962	482.8	.008
1963	520.8	.079
1964	595.0	.142
1965	658.4	.105
1966	738.5	.123
1967	739.6	.001
1968	797.0	.077
1969	895.9	.124
	Incremento promedio	.090

Fuente: Comisión nacional bancaria, Boletín estadístico.

Estas consideraciones llevan a concluir que el cociente de los incrementos del ingreso sobre los incrementos de los depósitos a la vista no es tan grande como 1.16 y es probable que se acerque a la unidad.

Una relación más exacta se obtuvo mediante regresiones lineales simples de los datos del Cuadro 1.

$$Y_{bn} = A + BY_n + u$$

Y_{bn} = Depósitos a la vista de la República Mexicana

Y_n = Ingreso nacional

$$Y_{pn} = C + DY_n + u$$

Y_{pn} = Índice de producción industrial nacional

$$Y_{bn} = A + 1.209Y_n + u$$

(.003402)

$$r^2 = .98$$

$$Y_{pn} = C + .9793Y_n + u$$

(.02324)

$$r^2 = .99$$

Un estimador perfecto de Y_n tendría un coeficiente de correlación igual a uno y un coeficiente de regresión B, D igual a uno.

Se considera entonces que los cambios en Y_b subestiman los verdaderos cambios del ingreso y que los cambios en Y_p los sobreestiman. En consecuencia, las elasticidades en los valores medios, registrarían el efecto inverso. (*)

P Índice del costo de los materiales de construcción proporcionado por el CIE, no publicado. Se toma como estimador del precio de la vivienda ante la imposibilidad de obtener el dato verdadero para un número suficiente de años.

Es similar al índice de Boeckh en el que se basó Richard F. Muth en su estudio de la demanda de vivienda para E.U., con la diferencia de que éste también incluye la participación del factor trabajo. (**) Muth proporciona

(*) Es obvio que los valores medios también se alteran en sentido contrario al de las pendientes. No se exploran más detenidamente estos efectos, porque los valores de las elasticidades obtenidas no son tan precisos para poder afirmar, como se pensó en un principio, que las elasticidades ingreso calculadas con Y_b constituyen el límite superior, y las elasticidades ingreso calculadas con Y_p el límite inferior, de las verdaderas elasticidades ingreso.

(**) Richard F. Muth, Op.cit.

varias pruebas de la eficacia del índice de Boeckh como estimador del precio de la vivienda, al compararlo con otros índices, como el de D.M. Blank, Colean y Newcomb. El índice del CIE se ajustó para incluir el factor trabajo, con base en su participación en los costos de construcción de viviendas tipo según los estudios del Departamento de Planificación y del Instituto Promotor de Habitaciones Populares. (*)

- N Las estimaciones de la población para el AMM fueron aportadas también por el CIE. De 1955-60 los datos se dedujeron del Censo y se ajustaron a los cálculos del CIE para no interrumpir la homogeneidad de los datos.
- S El stock de viviendas se obtuvo de los datos del Censo, 1950, 1960, 1970. Para los años intercensales se empleó el índice de construcción residencial del CIE, Boletín bimestral, aplicando un factor que por prueba y error se ajustó a los datos del Censo. No es un stock homogéneo, y no está dado en valor monetario, a diferencia del stock en el que se basó Muth, sirviéndose de los trabajos de Grebler, Blank y Winnick. (**)
- C El índice de construcción residencial fue tomado del Boletín del CIE y es obtenido por los datos del Registro Público de la Propiedad.

(*) I.P.H.P., Estudio sobre la vivienda popular en Monterrey, N.L., 1963.

(**) Richard F. Muth. Op.cit.

AJUSTE INMEDIATO

Bajo el supuesto de ajuste inmediato, se utilizan las ecuaciones (1) y (4).

$$S = a + b_1 Y + b_2 P + b_3 N + u \quad (1)$$

$$\log S = e + e_1 \log Y + e_2 \log P + e_3 \log N + u \quad (4)$$

u representa la influencia de otros factores económicos no tomados en cuenta, la imprevisibilidad de las reacciones humanas o los efectos de errores en observación o medida. (*)

Las regresiones se extienden a periodos de 10 a 15 años, ya que las series no pudieron completarse para años anteriores a 1955. En realidad las más confiables son las del periodo 1960-69.

$$\begin{array}{l} \text{I. } S = a + .06283 Yb - 20.21P + 103.8N + u \\ \quad \quad \quad (.0350) \quad \quad (24.72) \quad (42.74) \quad \quad R^2 = .9933 \\ \\ \text{c.v. } /1.995/ \quad / .8175/ \quad /2.429/ \\ \text{E} \quad \quad .26 \quad \quad -0.16 \quad \quad .63 \end{array}$$

Los valores de los coeficientes del ingreso y de la población de la regresión I están dentro de dos errores estándar (cantidades entre paréntesis) y son estadísticamente significativos aun permitiendo la reducción en los grados de libertad por cada coeficiente. El coeficiente del precio tiene una probabilidad de error de signo mayor a 1/3.

Según las magnitudes tomadas en cuenta para la regresión I, se deduce de ella

(*) Véase J. Johnston, Métodos de econometría. Barcelona, Vicens-Vives, 1967, p.6.

que ha existido un aumento de $.06283$ miles de casas por cada aumento en un millón de pesos reales de promedio mensual de los depósitos a la vista (asociado a un aumento similar en el ingreso real), un aumento de 103.8 miles de casas por cada aumento en un millón de habitantes, y menos seguramente, una disminución de 20.21 miles de casas por cada aumento en una unidad del índice de costo de la construcción, manteniendo las otras variables constantes. La interpretación de las elasticidades parciales E es conocida.

El problema de la multicolinealidad está presente y hace difícil la separación de la verdadera influencia de las variables independientes correlacionadas. El arreglo siguiente muestra los coeficientes de correlación simple entre todas las variables.

	y_b	P	N	S
y_b	1	.88	.97	.99
P		1	.94	.90
N			1	.99
S				1

La correlación entre la población y el ingreso, r_{yn} es especialmente grande. Además es notorio que el stock sea explicado casi totalmente por el ingreso y la población, r_{ys} , r_{ns} .

Teniendo en cuenta esto, se pidió a la computadora una regresión secuencial a nivel $F = 2.5$ de aceptación y rechazo. En este tipo de regresión la computadora elige en forma iterativa las variables independientes. Primero la que explica más y después da entrada, secuencialmente, a las que aumentan F en más de 2.5 , y rechaza las que dejan de aumentar F en más de 2.5 . Las

variables independientes que permanecen constituyen la combinación con la cual se logra la máxima razón F. F se refiere a la distribución utilizada en el análisis de varianza.

La regresión secuencial produce resultados similares al método analizado por Johnston para estudiar la contribución de cada variable a lo explicado por la regresión. (*)

La computadora aceptó en primer término la variable población con nivel $F = 436.42370$ y en seguida dio entrada a la variable Y_b , con $F = 9.91495$ (adicional). No aceptó la variable precio. La ecuación resultó:

$$S = a + \underset{(.02479)}{.0786} Y_b + \underset{(23.86)}{75.15} N + u \quad R^2 = .99$$

$$E \quad .3191 \quad .4584 \quad F = 466.3379$$

No obstante, los coeficientes de correlación simple no son siempre una guía fidedigna de la verdadera correlación. Una vez neutralizada la influencia de otras variables, alguna que no haya mostrado correlación aparente, puede resultar importante.

La tabla del análisis de varianza para 2 grados de libertad en el numerador y 7 en el denominador a nivel .01 arroja una cifra de 9.55. En consecuencia la hipótesis de que los cambios en las variables Y_b y N no explican el cambio en el stock, se rechaza.

Es conocido que la autocorrelación en las series básicas no invalida las fórmulas de error, pero altas autocorrelaciones en las mismas pueden causar autocorrelación en los residuos.

(*) Johnston, Op.cit. p.129

Se aplicó la razón Von Neumann a los residuos.

$$\frac{d^2}{s_z^2} = \frac{\frac{(z_{t+1} - z_t)^2}{n-1}}{\frac{z_t^2}{n}} = 2.749$$

El valor obtenido no indicó autocorrelación negativa ni positiva (los valores de K y K' a un nivel de .05 son 0.8353 y 3.2642 respectivamente.)

No obstante se intentó atacar la colinearidad corriendo la regresión en primeras diferencias.

$$II. \quad S' = a + .04323Yb' + 10.09P' + 303.0N' + u$$

(.04880) (26.95) (291.5)

	Yb'	P'	N'	S'
Yb'	1	.30	.70	.63
P'		1	.39	.16
N'			1	.65
S'				1

Aunque efectivamente la colinearidad descendió notablemente, los coeficientes de la regresión II perdieron significación estadística.

$$III. \quad S^* = e + .2660Yb^* - .1756P^* + .6102N^* + u$$

(.1246) (.2110) (.2626) $R^2 = .99$

c.v. /2.135/ /1.8319/ /2.324/

La regresión III en modelo logarítmico, fortalece la confianza en los coeficientes más débiles que son a su vez las elasticidades promedio.

Sustituyendo Yb por Yp , es decir, tomando como estimador del ingreso el índice de producción industrial se presentan a continuación tres regresiones

correspondientes a las anteriores. (*)

$$\text{IV. } S = a + .3204Y_p - 33.22P + 78.36N + u$$

(.2473)
(25.92)
(83.05)

$$R^2 = .9913$$

c.v. /1.296/ /1.282/ /1.9436/
 E .33 -.27 .48

	Y_p	P	N	S
Y_p	1	.92	.99	.99
P		1	.94	.90
N			1	.99
S				1

$$\text{V. } S' = a + .08567Y_p' + 7.025P' + 379N' + u$$

(.2804)
(29.42)
(388.2)

	Y_p'	P'	N'	S'
Y_p'	1	.17	.79	.58
P'		1	.39	.16
N'			1	.64
S'				1

$$\text{VI. } S^* = e + .2166Y_p^* - .4017P^* + .7264N^* + u$$

(.3247)
(.2260)
(.6160)

$$R^2 = .98$$

c.v. /1.6670/ /1.777/ /1.179/

El modelo lineal (regresión IV) parece adaptarse mejor a este conjunto de variables, sin embargo se puede estar seguro del signo de los coeficientes

(*) Se utilizan los símbolos con apóstrofe S' , Y' , cuando la regresión es en primeras diferencias y con asterisco S^* , Y^* cuando es de forma logarítmica.

del ingreso y del precio aproximadamente 2 de cada 3 veces; para la población el error es algo mayor. La regresión VI disminuye notablemente la confiabilidad de la elasticidad ingreso.

El arreglo de los coeficientes de correlación simple señala igualmente problemas de multicolinearidad. r_{yn} sigue siendo muy alta.

En la regresión de tipo secuencial se obtuvo

$$S = a + .5074Y_p + u$$

(.01903) $R^2 = .98$

$F = 710.67534$

El ataque a la colinearidad por medio de primeras diferencias resultó, al igual que en el caso anterior, un arma de doble filo, (regresión V).

Se aplicó la prueba Von Neumann para la autocorrelación de los residuos.

$$d^2 / s_z^2 = 2.309$$

El valor que se obtuvo no sobrepasó el intervalo K K' a nivel .05, negando probabilidad de autocorrelación positiva o negativa.

$$VII. \quad S = a + 6.497Y_v - 15.48P + 46.69N + u$$

(1.956) (18.35) (42.81) $R^2 = .9961$

c.v. /3.321/ / .8435/ /1.091/

E .449 -.122 .2821

	Y_v	P	N	S
Y_v	1	.91	.99	.99
P		1	.94	.90
N			1	.99
S				1

$$VIII. \quad S' = a + 5.511Y_v' + 8.828P' + 298.4N'$$

(3.565) (24.22) (226.7)

	Y_V'	P'	N'	S'
Y_V'	1	.198	.53	.68
P'		1	.39	.16
N'			1	.64
S'				1

$$\text{IX. } S^* = e + .5232Y_V^* - .1796P^* + .1947N^* + u \quad R^2 = .99$$

(.1291) (.1336) (.2405)

c.v. /4.051/ /1.344/ /.8096/

Tomando el valor agregado en Nuevo León como estimador del ingreso en el Área Metropolitana los resultados han sido presentados en las regresiones VII-IX. El único coeficiente o elasticidad del que podemos estar seguros (con una probabilidad de error de 1/20) que se encuentra dentro del 30% de su valor, es el del ingreso. Los otros dos coeficientes y elasticidades son estadísticamente poco significativos, 66% y menos.

La razón Von Neumann mostró autocorrelación negativa en los residuos de la regresión VII, ya que el valor obtenido excede el valor crítico de $K' = 3.2642$, a nivel .05.

$$d^2 / s_z^2 = 7.898$$

La regresión VIII en primeras diferencias eliminó la autocorrelación y la multicolinealidad, pero como en los casos anteriores disminuyó aun más la significación de los coeficientes.

$$d^2 / s_z^2 = 2.9153$$

Los resultados de la aplicación de regresiones en primeras diferencias han sido paradójicos y en cierta medida sorprendidos. Como no se supuso una relación necesariamente lógica o causal entre el ingreso y la población, que

son las variables que han mostrado consistentemente mayor colinearidad, se estimó válido el uso de las primeras diferencias, para eliminar la intercorrelación e incrementar la probabilidad de que los coeficientes de regresión obtenidas con ello representaran relaciones más significativas. Es cierto que lo primero se obtuvo, y que también la autocorrelación de los residuos de la regresión VIII se evitó. Pero tuvo un costo elevado. Es posible para el caso de Monterrey, y para México en general, que el incremento en la población, y consecuentemente en la fuerza de trabajo aumente la producción y el ingreso, y que proporcionalmente los cambios en la productividad sean pequeños. No obstante, lo anterior no es una explicación del fracaso del método de primeras diferencias.

Independientemente de los problemas de multicolinealidad, las pruebas de auto correlación en los residuos son indispensables, ya que proporcionan evidencia de no haber dejado fuera de consideración algún factor importante. En series de tiempo, no se requiere que los valores de las variables independientes estén distribuidas aleatoriamente, pueden contener de hecho una tendencia, pero sí es necesario que el residuo sea aleatorio con respecto al tiempo. De esta manera si se supone que dos variables están relacionadas a través de una ecuación lineal, el movimiento cíclico de la variable independiente será seguido por la dependiente en amplitud relativa a los parámetros que las relacionan. En este caso ninguna de las dos variables puede ser observada como una distribución aleatoria en el tiempo, pero si la relación funcional es válida, los residuos no deben mostrar tendencia alguna.

Aun existiendo autocorrelación en los residuos, las fórmulas de error no se invalidan, pero proporcionan menos información por observación que siendo

estrictamente aleatorios. Mordecai Ezekiel y Karl A. Fox proporcionan un ejemplo, basándose en una fórmula de Wold, en el que una serie de 29 residuos autocorrelacionados arroja el mismo nivel de confianza que otra de 14 aleatorios. (*)

No se intentó el ataque al problema de la multicolinealidad introduciendo una variable de tendencia de tiempo. En ésto se siguió la evidencia presentada por D. Cochrane y G.H. Orcutt en el sentido de tener mayor efectividad el método de las primeras diferencias. (**) Pero queda aún esta posibilidad que ha probado ser útil en otros estudios y el uso modificado de las primeras diferencias que propone M.L. Burnstein. (***)

Las nueve regresiones presentadas hasta aquí han tenido un éxito reducido, a pesar de que todas ellas han demostrado que no menos del 98% de la variación en el stock ha estado asociado a las variaciones de Y, P y N, (los coeficientes de determinación múltiple han sido no menores que .98).

Según las tablas de Fisher, para modelos de cuatro variables, se puede afirmar con una probabilidad de estar en lo cierto 19 veces de 20 (95%), que para $R = .99$ el verdadero coeficiente de correlación múltiple es al menos .96 .

Sin embargo no se debe insistir en los coeficientes de correlación y su sig-

(*) M. Ezekiel, K.A. Fox, Methods of correlation and regression analysis, N. York, Wiley, 1959.p.335.

(**) D. Cochrane, G.H. Orcutt, "Application of least-squares regression" J.A.S.A., Vol.44, pp.32, 1949. Citado por Ezekiel y Fox, Op.cit.

(***) "The demand for household refrigeration in the U.S.", en A.C. Harberger, Op.cit.p.117.

nificación estadística cuando se trabaja con series de tiempo. Es conocido que las fórmulas de error son solo aplicables a muestras tomadas de un universo claramente definido. Si las observaciones son completamente aleatorias y están distribuidas normalmente en el universo de dos o varias variables, los coeficientes, (simples o múltiples) de regresión o de correlación que se calculan a partir de la muestra pueden ser considerados como estimadores de los verdaderos parámetros.

Al modelo que requiere de muestras estrictamente aleatorias tomadas de universos de dos o varias variables distribuidas normalmente, se le ha llamado "modelo de correlación". (*) Las series de tiempo no pertenecen al modelo de correlación, sino a otro modelo de exigencias menos estrictas, al "modelo de regresión".

De hecho, la significación estadística de las series de tiempo es similar a la que poseen los experimentos controlados. Las medidas de correlación tienen en ellas un significado limitado, no así las de regresión, aunque la significación estadística de estas últimas se aplica solo para distribuciones de muestras, cada una constituida (o dada) bajo las mismas condiciones.

(*) Karl A. Fox, Intermediate economic statistics, New York, Wiley, 1968. pp.290,190.

Resumen

Elasticidades de demanda stock obtenidas con el supuesto de ajuste inmediato.

Modelo lineal:

Variables	Y	P	N
Estimador de Y			
Yb	.26*	-.16	.63*
Yp	.33	-.27	.48
Yv	.449*	-.122	.2821

Modelo logarítmico:

Variables	Y	P	N
Estimador de Y			
Yb	.266*	-.1756	.6102*
Yp	.2166	-.4017	.7264*
Yv	.5232*	-.1796	.1947

* Significación de más de 92%, según la distribución "t" de Student.

AJUSTE CON RETRASO

Con el supuesto más realista de que el stock deseado se alcanza o tiende a alcanzarse con retrasos, se toma la ecuación (3)

$$C = ra + rb_1 Y + rb_2 P + rb_3 N - (r - k) Sf + u \quad (3)$$

$$X. \quad C = a + .0151Yb + 1.889P + 19.87N - .2242Sf + u$$

(.009267) (7.725) (15.93) (.0863)

$$\begin{array}{cccc} \text{c.v.} & /1.629/ & /1.2446/ & /1.247/ & /2.781/ \\ E & .243 & .066 & .480 & \end{array}$$

$$XI. \quad C^* = e + 5.121Yb^* - 2.081P^* + 7.841N^* - 14.36Sf^* + u$$

(1.898) (3.317) (4.815) (3.789)

$$\text{c.v.} \quad /2.698/ \quad /1.6273/ \quad /1.628/ \quad /3.791/$$

$$XII. \quad C = a + .06842Yp - 4.574P + 13.92N - .2086Sf + u$$

(.0795) (8.430) (25.35) (.0989)

$$\begin{array}{cccc} \text{c.v.} & /1.9510/ & /1.5426/ & /1.5493/ & /2.295/ \\ E & .30 & -.154 & .357 & \end{array}$$

$$XIII. \quad C^* = e + 3.688Yp^* - 4.955P^* + 7.531N^* - 11.17Sf^* + u$$

(5.527) (4.688) (12.1) (5.419)

$$\text{c.v.} \quad /1.6674/ \quad /1.057/ \quad /1.6225/ \quad /2.061/$$

$$XIV. \quad C = a + 2.859Yv - 6.053P + 15.43N - .4402Sf + u$$

(.9221) (5.145) (11.46) (.09889)

$$\begin{array}{cccc} \text{c.v.} & /3.101/ & /1.176/ & /1.346/ & /4.451/ \\ E & .431 & -.105 & .205 & \end{array}$$

$$XV. \quad C^* = e + 14.12Yv^* - 5.7996P^* + 5.038N^* - 25.91Sf^* + u$$

(2.819) (1.942) (3.248) (3.727)

$$\text{c.v.} \quad /5.009/ \quad /2.984/ \quad /1.551/ \quad /6.952/$$

Las elasticidades de la demanda de stock son señaladas en las regresiones X,

XII y XIV (letra E).

Los coeficientes de las regresiones XI, XIII, y XV, (variables con asterisco) que pertenecen al modelo logarítmico, no son las elasticidades parciales de la demanda stock de vivienda, sino las de la tasa de construcción. Es notable cómo la respuesta de la tasa de construcción a los cambios en el ingreso, el precio y la población es substancialmente mayor que la del stock. Los mismos resultados fueron obtenidos por Muth en su estudio de la demanda de vivienda en los E.U. Un aumento en 1 por ciento en la variable ingreso, produce aumentos en la tasa de construcción del 3 al 14 por ciento; una disminución en 1 por ciento en el índice de costo, produce aumentos del 2 al 6 por ciento en la construcción; y un aumento en la población en 1 por ciento, incrementa la construcción de 5 a 8 por ciento.

Las elasticidades de la demanda stock, E de las regresiones X, XII y XIV, fueron calculadas como ya antes se explicó. Puesto que los coeficientes de dichas ecuaciones son los mismos que los de las ecuaciones de ajuste inmediato multiplicadas por la proporción r , basta dividirlos por r y multiplicar el resultado por el cociente de los valores medios del stock y de la variable independiente. Es decir, como la fórmula para ajuste inmediato es:

$$S = a + b_1 Y + b_2 P + b_3 N \quad (1)$$

y la fórmula para ajuste retrasado es:

$$C = ra + rb_1 Y + rb_2 P + rb_3 N - (r - k) Sf \quad (3)$$

y puesto que los coeficientes de (1) son:

$$dS/dY = b_1, \quad dS/dP = b_2, \quad \text{etc.}$$

por lo tanto las elasticidades en (3) son:

$$(rb_1 / r) (\bar{Y} / \bar{S}) = E_y, \quad (rb_2 / r) (\bar{P} / \bar{S}) = E_p, \quad \text{etc.}$$

Estimando k en .04, se conoce r por medio del coeficiente de S_f (*). Si se añade .04 a los coeficientes de S_f de las regresiones X, XII y XIV, la fracción r resulta .2642, .2486, y .4802 respectivamente. El motivo por el cual las elasticidades de demanda construcción son varias veces las elasticidades de demanda stock es el siguiente. Tomando r como .25 y suponiendo un stock de equilibrio igual a 100 mil viviendas, un aumento en el stock deseado a 105 mil viviendas (debido a cambios en las variables Y , P , N) causa un incremento de 28.7% en la construcción (.25 x 5 mil viviendas, sobre 4 mil que cubren la depreciación normal k , i.e.: $1.15/4 = .287$).

Es posible también obtener las elasticidades de la demanda stock sin previo conocimiento de k . Como la elasticidad ingreso es $b(\bar{Y} / \bar{S})$ esto es igual a $(r\bar{Y}_1) / (r\bar{S})$, y $r\bar{S}$ puede obtenerse de la ecuación (3), omitiendo el último término. En consecuencia r puede ser igualmente obtenida con independencia de k .

Resumen

Elasticidades obtenidas bajo el supuesto de ajuste con retraso.

Modelo lineal, elasticidades de demanda stock

Variabes	Y	P	N	Sf
Estimador de Y				
Yb	.243	.066	.480	--
Yp	.30	-.154	.357	--
Yv	.431*	-.105	.205	--

Modelo logarítmico, elasticidades de demanda construcción

Yb	5.121*	-2.081	7.841	-14.36*
Yp	3.688	-4.955	7.531	-11.17*
Yv	14.12*	-5.80	5.038	-25.91*

(*) En el estudio El problema de la vivienda en Monterrey, CIE, 1967, se estima entre 15 y 40 años la duración de la vivienda. Muth estima en 3.5% la depreciación para los E.U.

ALGUNOS EXPERIMENTOS

Ante la situación de no haber podido atacar la multicolinealidad en forma conveniente, y siendo la correlación entre la población y el ingreso la más fuerte ($r_{ny} = .99$) bajo cualquier estimador del ingreso, se consideró otra alternativa. La correlación de una variable con ella misma es la unidad, y consecuentemente al ser tomadas como variables independientes dos variables altamente correlacionadas, su efecto sobre la dependiente pudiera ser aproximadamente el mismo.

Las regresiones XVI y XVII, eliminada la variable ingreso, han conseguido una significación estadística aceptable, aunque la colinearidad r_{np} también se encuentra presente.

$$\text{XVI. } S = a + 183.7 N - 49.37 P + u \quad R^2 = .9888$$

$(17.88) \quad (23.80)$
 c.v. /10.27/ /2.075/

	N	P	S
N	1	.94	.99
P		1	.90
S			1

$$\text{XVII. } S^* = e + 1.128N^* - .4415P^* + u \quad R^2 = .98$$

$(.1235) \quad (.2092)$
 c.v. /9.138/ /2.110/

	N*	P*	S*
N*	1	.94	.98
P*		1	.89
S*			1

La probabilidad de que la elasticidad población esté dentro de un 10% de la señalada por la regresión XVII es de 19/20, el signo de la elasticidad precio tiene una probabilidad menor que 1/20 de ser positivo.

Eliminando a su vez la variable población tanto del modelo de ajuste inmediato, como del modelo de ajuste con retraso, los resultados son en general menos satisfactorios, aunque todas las ecuaciones presentan buena significación en los coeficientes y elasticidades del ingreso.

Ajuste inmediato:

$$\begin{array}{l} \text{XVIII. } S = a + .1345 Yb + 29.04 P + u \\ \text{c.v. } /9.345/ \quad /1.575/ \quad R^2 = .9867 \end{array}$$

$$\begin{array}{l} \text{XIX. } S^* = e + .5335 Yb^* + .2346 P^* + u \\ \text{c.v. } /8.765/ \quad /1.589/ \end{array}$$

$$\begin{array}{l} \text{XX. } S = a + .5488 Yp - 17.55 P + u \\ \text{c.v. } /10.88/ \quad /1.8888/ \quad R^2 = .99 \end{array}$$

$$\begin{array}{l} \text{XXI. } S^* = e + .5910 Yp^* - .2825 P^* + u \\ \text{c.v. } /8.480/ \quad /1.360/ \end{array}$$

$$\begin{array}{l} \text{XXII. } S = a + 8.552 Yv - .5612 P + u \\ \text{c.v. } /16.11/ \quad /1.04525/ \quad R^2 = .9953 \end{array}$$

$$\begin{array}{l} \text{XXIII. } S^* = e + .6234 Yv^* - .1038 P^* + u \\ \text{c.v. } /17.26/ \quad /1.116/ \end{array}$$

Ajuste retrasado:

$$\text{XXIV. } C = a + .02087 Y_b + 6.214 P - .1586 S_f + u$$

$$\text{c.v. } /2.487/ \quad /1.422/ \quad /2.483/$$

$$\text{XXV. } C^* = e + 6.694 Y_b^* + 2.491 P^* - 10.595 S_f^* + u$$

$$\text{c.v. } /3.629/ \quad /1.248/ \quad /3.129/$$

$$\text{XXVI. } C = a + .09943 Y_p - 1.317 P - .1895 S_f + u$$

$$\text{c.v. } /2.371/ \quad /1.2338/ \quad /2.400/$$

$$\text{XXVII. } C^* = e + 6.638 Y_p^* - 3.194 P^* - 9.484 S_f^* + u$$

$$\text{c.v. } /2.464/ \quad /1.9018/ \quad /2.132/$$

$$\text{XXVIII. } C = a + 3.468 Y_v - 1.004 P - .4313 S_f + u$$

$$\text{c.v. } /4.048/ \quad /1.2676/ \quad /4.102/$$

$$\text{XXIX. } C^* = e + 16.65 Y_v^* - 3.818 P^* - 25.81 S_f^* + u$$

$$\text{c.v. } /6.520/ \quad /2.346/ \quad /6.235/$$

El signo de los coeficientes del precio cambia 4 veces en 12. En lo que se refiere a los parámetros del stock retrasado y del ingreso son consistentemente significativos, a juzgar por los coeficientes de variación (coeficiente sobre error estándar). Tal vez cabe recordar que en las ecuaciones de ajuste retrasado, los coeficientes de las variables con asterisco son las elasticidades parciales de la tasa de construcción, no del stock.

Las regresiones XVI - XXIX deben ser tomadas con alguna cautela. El haber eliminado una variable, el ingreso o la población, ha afectado los coeficientes parciales de regresión y consecuentemente las elasticidades parciales.

Por ejemplo, el coeficiente de la variable precio P de la regresión XVI, no posee el mismo significado que el coeficiente de P en la regresión I. Ambas regresiones pertenecen al mismo modelo lineal de ajuste inmediato, pero en la regresión XVI se ha eliminado la variable ingreso Y_b . $b_{s.pyn} = (-20.21)$ proporciona el decremento promedio debido al incremento en una unidad del costo de la vivienda, permaneciendo constantes el ingreso y la población. En cambio, $b_{s.pn} = (-49.37)$, no neutraliza el efecto del ingreso, el cual se mezcla con el efecto del costo P . Lo mismo puede decirse de las elasticidades.

Como la multicolinealidad no permitió una separación clara de los efectos $b_{s.ypn}$, y $b_{s.npy}$, se identificaron alternativamente las variables N y Y , (regresiones XVI - XXIX).

Los efectos pueden ser observados en el cuadro siguiente, tomado de las ecuaciones logarítmicas de ajuste inmediato.

Cuadro 3: Comparación de elasticidades parciales.

Estimador	Y_b	Y_p	Y_v	
Elasticidades parciales				
$E_{s.ynp}$.266	.2166	.5232	--
$E_{s.nyp}$.6102	.7264	.1947	--
$E_{s.yp}$.5335	.5910	.6234	--
$E_{s.np}$	--	--	--	1.128

Puede observarse que las elasticidades población e ingreso de la demanda stock se incrementan cuando las variables correlacionadas se eliminan. ($E_{s.yp} > E_{s.ynp}$; $E_{s.np} > E_{s.nyp}$).

Pero no es posible emitir un juicio definitivo porque el incremento en las elasticidades puede deberse tanto a la eliminación de la multicolinealidad, como a las variables que no se han incluido, cuya influencia se encuentra mezclada en las elasticidades mayores.

Aprovechando el hecho de que se han obtenido algunos coeficientes de determinación múltiple como resultado de las regresiones XVIII, XX, y XXII, parece conveniente analizar la importancia de las variables que se han eliminado. De paso, aprovechando también la primera regresión secuencial, se analiza la importancia de la variable precio que la computadora rechazó en dos ocasiones. El enfoque que sigue es alternativo al del análisis de varianza.

Los coeficientes de correlación parcial ayudan a conocer la contribución de cada variable independiente a la explicación de las variaciones de la dependiente. Fórmulas de los coeficientes de determinación parcial, relativamente sencillas y adecuadas a los datos de que se dispone; son presentadas a continuación. (*)

$$r_{sn.yp}^2 = 1 - \frac{1 - R_{s.ypn}^2}{1 - R_{s.yp}^2} \quad (A)$$

(*) El cálculo de los coeficientes parciales de correlación es laborioso cuando se efectúa partiendo de los valores de los coeficientes de correlación simple, para el caso de 3 variables, o de los otros coeficientes de correlación parcial, para el caso de 4 variables o más, (cfr. Karl A. Fox, Op. cit. pp.259, 450. También M. Ezekiel y K.A. Fox, Op.Cit. , p.193) El programa AMUR de la computadora, proporciona coeficientes parciales erróneos e incompletos. Sus resultados fueron confrontados con un problema resuelto por el método Doolittle.

$$r_{sy.pn}^2 = 1 - \frac{1 - R_{s.ypn}^2}{1 - R_{s.pn}^2} \quad (B)$$

$$r_{sp.yn}^2 = 1 - \frac{1 - R_{s.ypn}^2}{1 - R_{s.yn}^2} \quad (C)$$

Donde $r_{sn.yp}$ mide la correlación del stock y de la población eliminando las variaciones en el stock asociadas al ingreso y al precio.

Tomando Yb:

$$(A) = 1 - \frac{1 - .9933}{1 - .9867} = .421$$

$$(B) = 1 - \frac{1 - .9933}{1 - .9888} = .312$$

Tomando Yp:

$$(A) = 1 - \frac{1 - .9913}{1 - .9900} = .130$$

$$(B) = 1 - \frac{1 - .9913}{1 - .9888} = .223$$

$$(C) = 1 - \frac{1 - .9913}{1 - .9818} = .228$$

Tomando Yv:

$$(A) = 1 - \frac{1 - .9961}{1 - .9953} = .171$$

$$(B) = 1 - \frac{1 - .9961}{1 - .9888} = .652$$

Los cálculos fueron efectuados mediante los valores de los coeficientes de determinación múltiple de las ecuaciones del modelo lineal de ajuste inmediato, sin tomar en cuenta los grados de libertad. (Ténganse presentes las limitaciones del modelo de regresión.) El Cuadro 4 se deduce de los resultados anteriores.

Cuadro 4: Importancia relativa de las variables.

Variables tomadas en cuenta	Variable añadida	Reducción en la variación no explicada
Yb,P	N	.421
Yp,P	N	.130
Yv,P	N	.171
N,P	Yb	.312
N,P	Yp	.223
N,P	Yv	.652
Yp,N	P	.228

Resumen

Elasticidades de demanda stock obtenidas eliminando la variable ingreso. Modelo Logarítmico.

Variable	N	P
Elasticidad	1.128*	-.4415*

Elasticidades de demanda stock obtenidas eliminando la variable población. Modelo logarítmico de ajuste inmediato.

Variable	Y	P
Est. de Y		
Yb	.5335*	.2346
Yp	.5910*	-.2825
Yv	.6234*	-.1038

Elasticidad de demanda construcción obtenidas eliminando la variable población. Modelo logarítmico de ajuste retrasado.

Variable	Y	P	Sf
Est. de Y			
Yb	6.694*	2.491	-10.595*
Yp	6.638*	-3.194	-9.468*
Yv	16.65*	-3.818*	-25.81*

*Significación de más de 92%.

LA HOMOGENEIZACIÓN DE LA VIVIENDA

Para calcular las elasticidades de demanda de un bien, se requiere que dicho bien sea identificado y diferenciado claramente. Existen muchos tipos de vivienda. El CIE distinguió 8 niveles de vivienda, según sus características en el Área Metropolitana de Monterrey. Los censos de 1950 y 1960 consignan la vivienda tanto por el número de cuartos, como por los materiales de construcción. Ambas clasificaciones del Censo son ambiguas. Por ejemplo en 1950 se adoptó la clasificación en el orden siguiente: "adobe", "embarro", "varas", "tabique", "madera", "mampostería" y "otros materiales". En 1960 la clasificación cambió de orden, y se añadió: "bloques de material ligero" y "cantera", y se eliminó "varas". En cuanto al número de cuartos, no se define si se incluyen la cocina y los baños. Además, en 1950 se clasificó de 1 a 10 cuartos ó más, y en 1960 de 1 a 7 cuartos o más.

En consecuencia, el intento de encontrar dos puntos que reflejasen alguna tendencia en los cambios de calidad ó tipo de vivienda en el AMM se frustró. (**) Las investigaciones del CIE, los datos del Censo, y otros trabajos a los que se tuvo acceso, muestran criterios cambiantes y no comparables.

La mejor manera de homogeneizar la vivienda, es a través del valor de la misma, ya que en esta forma se toman en cuenta la mayor parte de los factores importantes: materiales, terreno, localización, etc. El trabajo de Muth se fundamenta en una homogeneización de este tipo efectuada por Grebler,

* El problema de la vivienda. CIE, 1967, cuadro 3.

(**) El Censo de población y vivienda, 1970, datos preliminares, para el Estado de Nuevo León no incluye estas especificaciones.

Blank y Winnick. Ignoramos la metodología empleada por estos autores pero parece evidente que una labor de tal naturaleza requiere de una calidad de datos o de una investigación que estuvieron fuera de alcance.

Sin embargo, existen evidencias de que aun con el hecho de haber tomado un stock de viviendas no homogéneo pueden justificarse en alguna medida los resultados obtenidos.

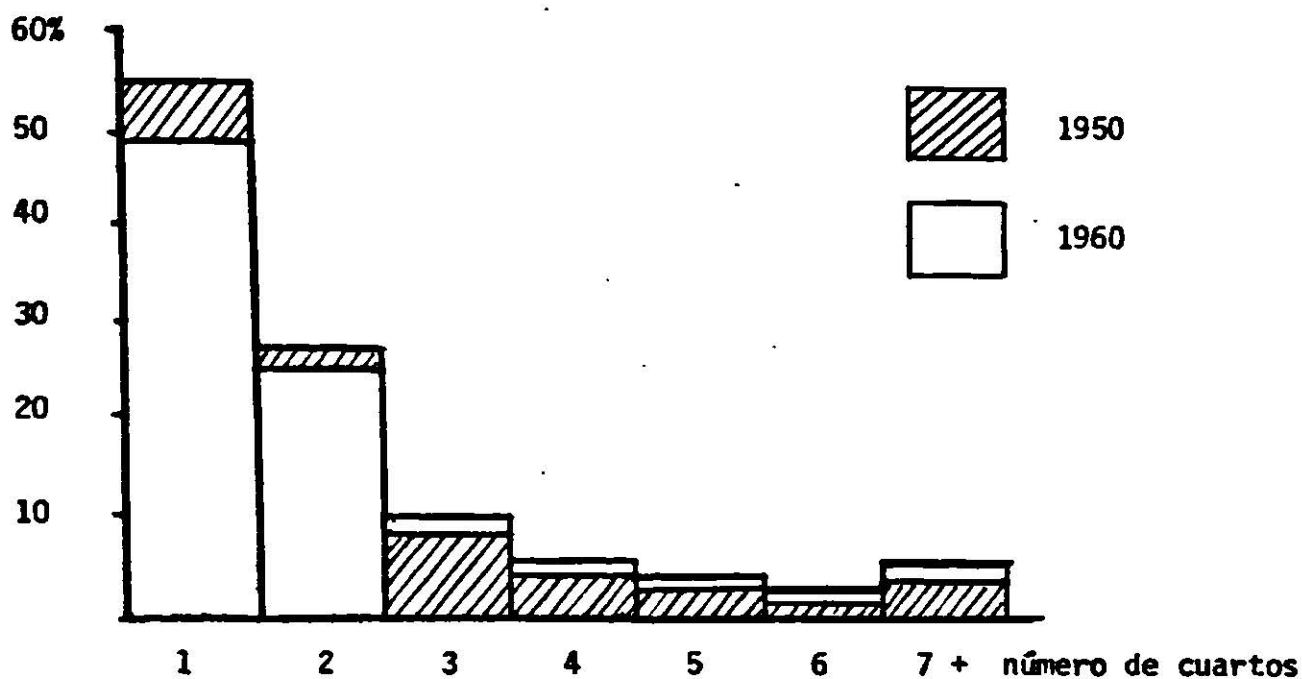


Fig. 1: Porcentaje de viviendas en áreas urbanas de Nuevo León según el número de cuartos. 1950-1960. Fuente: Anuario estadístico.

La Fig. 1 describe la distribución de las viviendas en las áreas urbanas de Nuevo León según el número de cuartos. Al no haber tomado en cuenta las características de la vivienda, las mediciones obtenidas no incluyen los cambios en calidad, valor, etc., que han ocurrido a través del tiempo y que se puede suponer están reflejados en las variaciones de la distribución porcentual de viviendas por número de cuartos entre 1950 y 1960. No obstante, lo

que se desea hacer notar es que la gran mayoría del stock tiene de 1 a 3 cuartos, (86.5%, 1960; 91.0%, 1950) y si se acepta una relación directa (aproximada) entre el número de cuartos y el valor y la calidad de la vivienda, puede inferirse que un gran porcentaje del stock es aproximadamente homogéneo.

Por otro lado, se sabe que la distribución de familias por rangos de ingreso, sigue una distribución χ^2 .

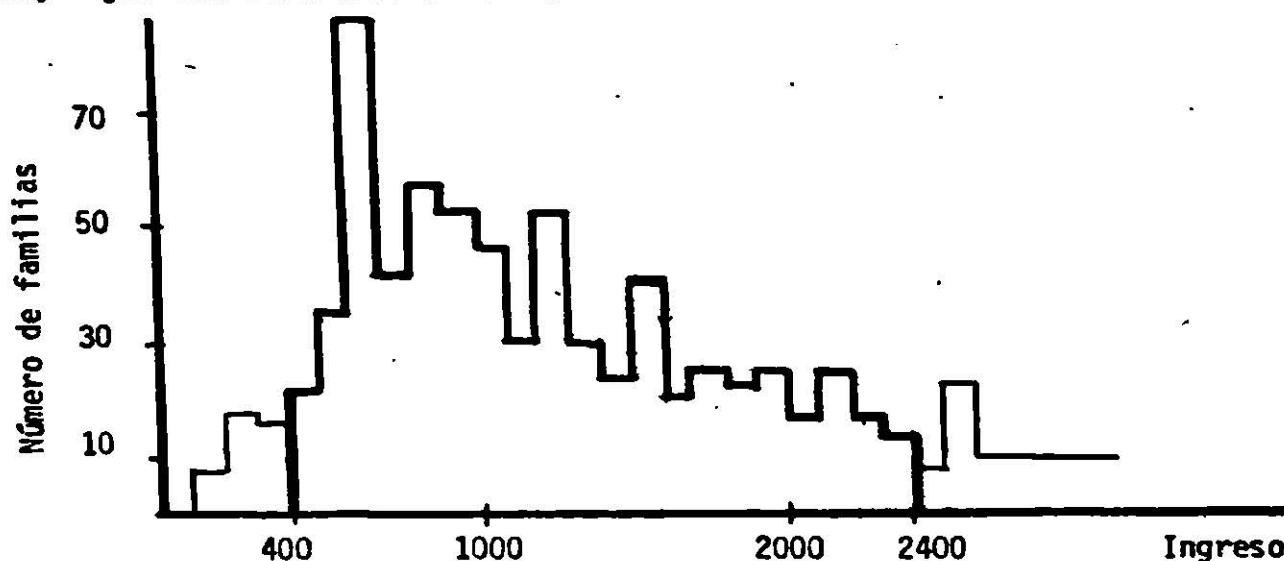


Fig. 2: Distribución de familias por rangos de ingreso. (AMM)

Fuente: Isidro P. Torres Martínez. El gasto familiar en Monterrey Tesis, UNL, 1966.

Como puede apreciarse en la Fig. 2, el 83.9% de las familias tiene un ingreso mensual entre 400 y 2400 pesos. Para este grupo, la elasticidad ingreso de la demanda de vivienda (renta) fué calculada en .3636. (*)

Estas consideraciones, si bien carecen de un completo rigor científico, sugieren que los parámetros que se han calculado, de la demanda stock-número de viviendas, se refieren a una gran parte de la población de familias del AMM con ingresos mensuales entre 400 y 2400 pesos, que consume los servicios

(*) Torres Martínez I.P., Op.cit.

de una vivienda más o menos homogénea y cuyo precio se refleja en las variaciones de los precios de los materiales de construcción tomados en cuenta por el índice de CIE. (*)

Una alternativa al ideal de obtener una homogeneización adecuada de la vivienda en el AMM se logró mediante la revisión de cerca de mil expedientes de la Dirección General de Planificación del Estado, conteniendo la superficie aprobada para fraccionamientos de diversos tipos desde 1955. (**) Los fraccionamientos se clasificaron en 2 grupos, populares y residenciales; posteriormente se sumaron las áreas de cada grupo, para cada año; y mediante el método de promedios móviles se ajustaron las cifras en m^2 , con el fin de obtener series de tiempo de tendencia suavizada. Se asoció a las mismas una población y un ingreso, y con estas tres variables se produjeron las regresiones XXX - XXXIII.

- Ni Es la población con ingreso familiar mensual promedio de 588 y 991 pesos, según las hipótesis demográficas del CIE. (***)
- Na Es la población con ingreso familiar mensual promedio de 1.753 y 6.135 pesos, según los mismos supuestos.
- M Salarios mínimos reales en el AMM, 1960=100.
- Y_b Promedio mensual de depósitos a la vista, 1960=100.
- Ai Área de vivienda asociada al grupo de población Ni.
- Aa Área de vivienda asociada al grupo de población Na.

(*) La canasta de materiales que incluye el índice del CIE en proporción fija, es una ponderación de los insumos requeridos por una habitación de tipo popular de 85 m^2 . Consta de cemento, arena, grava, yeso, varilla, lámina, puertas, marcos tubulares, alambre eléctrico y vidrio, etc.

(**) La investigación forma parte de un estudio de Ricardo Carrillo sobre la especulación de terrenos en el AMM. Alguna información se encuentra también en El plan director de la sub-región monterrey, Dirección General de Planificación, 1967.

(***) El problema de la vivienda. 1967, cuadro 7.

$$\text{XXX. } Ai = a + .4439 Ni - .4921 M + u$$

$$\text{c.v. } /2.605/ \quad /1.6059/$$

$$\text{XXXI. } Ai = a + .3419 Ni + u$$

$$\text{c.v. } /13.20/$$

$$E \quad 3.949$$

$$\text{XXXII. } Aa = a + .05078 Na + .003603 Yb + u$$

$$\text{c.v. } /1.026/ \quad /5.8592/$$

$$\text{XXXIII. } Aa = a + .09276 Na + u$$

$$\text{c.v. } /12.00/$$

$$E \quad 4.204$$

Mientras que el ingreso no mostró relación significativa, las regresiones - simples de la población sobre las áreas, además de ser estadísticamente significativas, conducen a elasticidades elevadas.

ESTIMACIONES NACIONALES

Utilizando el mismo procedimiento que para las estimaciones del AMM tanto en la construcción de los stocks intercensales, como en la utilización de las variables y el esquema teórico, se produjeron varias regresiones a nivel nacional.

La calidad de los datos, relativamente mejor, y el número de observaciones (1950-1968) permitieron obtener el grado de significación estadística en los parámetros, que hubiera sido deseable para el caso del AMM.

Algunos detalles de las variables utilizadas pueden consultarse en los apéndices II y III.

- Yn Ingreso nacional real.
- Ye Ingreso permanente o esperado, per-cápita, (véase el apéndice III)
- Pa Índice de precios de los materiales de construcción, tomado del Anuario estadístico.
- Pb Índice de precios de la construcción e instalaciones del Banco de México.
- Nn Población de la República Mexicana.
- Sn Stock de viviendas en áreas urbanas al fin del año t.
- Ca Índice de construcción del Anuario estadístico.
- Cb Producto bruto de la industria de la construcción del Banco de México.

Ajuste inmediato:

$$\text{XXXIV. } S_n = a + \frac{.009833}{(.000889)} Y_n - \frac{.05729}{(.00537)} P_a + \frac{.06891}{(.00384)} N_n + u \quad R^2 = .99$$

c.v.	/11.05/	/10.66/	/17.94/
E	.448	.1586	.7586

XXXV. $Sn^* = e + .003262 Yn^* - .01273 Pa^* + .5141 Na^* + u$ $R^2 = .99$
 (.000346) (.01786) (.1004)

c.v. /9.413/ /1.7127/ /5.124/

XXXVI. $Sn = a + .01002 Yn - .05718 Pb + .05950 Nn + u$ $R^2 = .99$
 (.00116) (.0069) (.00596)

c.v. /8.64/ /8.28/ /9.97/

E .4482 -.0690 .655

XXVII. $Sn^* = e + .5766 Yn^* - .2426 Pb^* + .7740 Nn^* + u$ $R^2 = .99$
 (.1851) (.07040) (.3019)

c.v. /3.115/ /3.446/ /2.564/

Ajuste con retraso

XXXVIII. $Ca = a + .01405 Yn - .0551 Pa + .03863 Nn - .1333 Sf + u$
 (.001393) (.01352) (.01464) (.1580)

c.v. /10.09/ /4.075/ /2.640/ /1.8442/

$R^2 = .99$

XXXIX. $Cb = a + .2084 Yn - 1.262 Pb + 2.339 Nn - 29.73 Sf + u$
 (.09261) (.5541) (.7774) (11.39)

c.v. /2.25/ /2.277/ /3.008/ /2.611/

$R^2 = .705$

XL. $Ca = a + 1.431 Ye - .1062 Pa - .1194 S/Nf + u$
 (.1087) (.04265) (.0060)

c.v. /13.17/ /2.489/ /11.26/

$R^2 = .98$

Apéndice I: Variables para el Área Metropolitana de Monterrey

Año	Yp	Yb	Yv	P	N	Pj	S	C	Ni	M	Ai	Na	Aa	Año
1955		269.8	4.6183	0.90653	526.8	.78			48.3	8.4				1955
1956		335.8	4.8229	0.90653	561.3	.84			51.1	10.8				1956
1957		354.3	5.2311	0.91585	598.3	.84			54.1	10.3	.25	62	.36	1957
1958		360.8	5.6928	0.95108	637.9	.93			57.2	12.4	.19	65	.57	1958
1959		424.3	6.4897	0.98043	679.9	.95	125.3		60.5	12.4	.27	68	.57	1959
1960	100	470.4	7.4610	1.0000	722.6	1.00	128.4	102	64.1	14.0	.22	71	.69	1960
1961	107	479.5	8.0408	1.15822	768.4	1.11	131.0	87	67.8	13.6	.35	74	.73	1961
1962	121	482.8	8.0844	1.19014	815.9	1.19	133.2	71	71.7	15.0	.91	78	1.2	1962
1963	129	520.8	8.8176	1.20085	866.1	1.20	138.5	163	75.9	14.7	1.3	81	1.6	1963
1964	151	595.0	9.8946	1.25625	917.9	1.31	152.1	407	80.3	17.3	1.7	85	2.7	1964
1965	166	658.4	10.891	1.26224	972.6	1.31	158.2	166	85.0	17.1	2.4	89	3.0	1965
1966	190	738.5	12.107	1.33561	1026	1.44	166.7	224	89.7	19.4	2.4	93	3.1	1966
1967	194	739.6	13.179	1.37084	1082	1.47	176.5	247	94.7	18.9	2.6	97	3.1	1967
1968	215	797.0	14.281	1.37084	1141	1.55	184.2	185	99.9	20.7	3.0	101	3.6	1968
1969	238	895.9	15.402	1.38912	1202	1.56	197.1	290	105.4	20.0				1969

Yp= Índice total de producción industrial de Monterrey, CIE. Boletín bimestral. Yb= Promedio mensual de depósitos a la vista en Monterrey en términos reales. Comisión Nacional Bancaria, Boletín estadístico. (millones). Yv= Valor agregado en Nuevo León, en términos reales. CIE, (no publicado). Estimación efectuada a partir de las cifras de 1955, 1960 y 1965. (miles de millones). P= Índice de costos de construcción. CIE, (no publicado). N= Población en el Área Metropolitana de Monterrey. 1960-70, CIE. 1955-59 datos del Censo ajustados a los cálculos del CIE. (miles). Pj= Índice de costos de construcción incluyendo la mano de obra. Ponderación fija de 28.7% de salarios mínimos y 71.3 del índice del CIE. S= Stock de viviendas al fin del año t en el área metropolitana de Monterrey, datos del Censo. Cifras intercensales calculadas a partir del índice de construcción residencial del CIE, Boletín. (miles). C= Índice de construcción privada residencial. CIE. Boletín. Ni= Población de ingresos familiares medios mensuales de \$588 y \$991 según hipótesis demográficas del CIE, El problema de la vivienda en Monterrey, 1967. (familias, miles). M= Salarios mínimos reales en el Área Metropolitana de Monterrey, 1960=100. Ai= Área de vivienda asociada a las familias de ingreso promedio de \$588, y \$991 cifras de los expedientes de la Dirección de Planificación del Estado ajustadas por promedios móviles. (millones de m²). Na= Población de ingresos familiares medios mensuales de \$1.753 y \$6.135 según hipótesis demográficas del CIE, Op.cit. (familias, miles).. Aa= Área de vivienda asociada a las familias de ingresos promedio de \$1.753 y \$6.135. Idem. (millones de m²).

Apéndice II: Variables para México.

Año	Yn	Sn	Pa	Nn	Pb	Ca	Cb	Ye	S/N	Año
1950	72.391	2.294	304.1	25.80	36.9	100	6.844	2.761.5	.0889	1950
1951	80.974	2.354	377.2	26.60	38.6	109.5	8.784	2.914.0	.0885	1951
1952	86.265	2.422	450.5	27.41	45.4	123.3	9.510	3.050.3	.0884	1952
1953	82.576	2.487	483.5	28.25	44.4	113.8	7.518	3.075.2	.0880	1953
1954	91.783	2.559	523.5	29.11	52.5	122.5	8.190	3.152.9	.0879	1954
1955	102.098	2.643	325.3	30.01	60.2	136.5	9.021	3.297.6	.0880	1955
1956	106.837	2.743	605.9	30.94	66.5	157.6	10.639	3.414.5	.0889	1956
1957	114.530	2.861	656.8	31.90	71.7	178.3	11.847	3.551.1	.0897	1957
1958	125.479	2.978	696.6	32.89	84.3	172.2	11.663	3.704.8	.0905	1958
1959	128.338	3.103	696.8	33.90	86.5	176.0	11.882	3.804.4	.0915	1959
1960	139.084	3.251	701.9	36.05	100.0	201.6	13.928	3.894.7	.0902	1960
1961	143.497	3.410	709.0	37.27	90.3	203.6	13.877	3.952.5	.0915	1961
1962	151.392	3.571	707.6	38.54	91.4	205.8	14.712	4.021.5	.0927	1962
1963	159.743	3.781	714.6	39.87	114.0	238.1	16.770	4.092.7	.0948	1963
1964	180.783	4.030	724.3	41.25	105.5	277.2	19.685	4.268.5	.0977	1964
1965	191.623	4.292	742.8	42.69	118.6	272.5	19.363	4.424.5	.1005	1965
1966	208.644	4.613	739.3	44.14	133.8	313.4	22.199	4.621.5	.1045	1966
1967	226.495	4.995	736.3	45.67	142.6	348.8	24.946	4.816.6	.1094	1967
1968	246.850	5.444		47.27		379.8		5.047.7	.1152	1968
1969		5.977		48.93		411.3		5.259.0	.1112	1969

Yn= Ingreso nacional real 1960=100. Banco de México, Asamblea general de accionistas.. Deflacionado por el índice de precios del Banco de México, Cuentas nacionales y acervos de capital... 1969. (miles de millones). Sn= Stock de viviendas al fin del año t en áreas urbanas calculado con base en los datos del Censo y ajustado al índice de construcción del Anuario estadístico.(millones). Pa= Índice de precios de los materiales de construcción, Anuario estadístico. Nn= Población de la república mexicana. Censo; Anuario estadístico; International financial statistics. (millones). Pb= Índice de precios de construcción e instalaciones, Banco de México, Cuentas nacionales y acervos de capital consolidadas y por tipo de actividad económica. 1969. Ca= Índice de construcción, Anuario estadístico. Cb= Producto bruto de la industria de la construcción. Banco de México, Op. cit. (millones). Ye= Ingreso permanente per-cápita calculado con aproximación a la fórmula de Milton Friedman $S/N=$ Stock de vivienda per-cápita.

Apéndice III: Cálculo del ingreso permanente.

Las series del ingreso esperado de Friedman pueden definirse

$$Y_e(t) = (1 - e^{-a}) \sum_{j=0}^{\infty} e^{-aj} Y(t - j).$$

donde Y_e es el ingreso esperado en el año t , Y es el ingreso corriente, y a es una constante. (*)

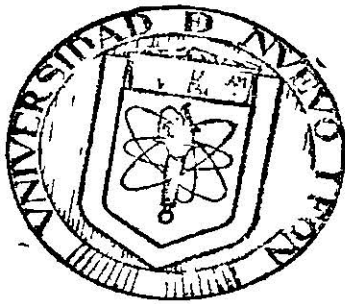
En tanto que $(1 - e^{-a})$ es un factor fijo que depende del valor elegido para a , la contribución a Y_e de los ingresos corrientes pasados tiende a cero al incrementarse j , ya que éstos son multiplicados por el factor e^{-aj} . De aquí que el ingreso esperado pueda ser calculado aproximadamente como un promedio ponderado del ingreso corriente para un número finito de años. Las ponderaciones de $Y(t)$, $Y(t - 1)$, $Y(t - 2)$... $Y(t - 8)$ fueron .34403, .23526, .16089, .11003, .07524, .05146, .03518, .02406, .01646, similares a las empleadas por G. C. Chow. (**).

(*) Richard F. Muth, Op. cit. Milton Friedman, A theory of the consumption function. Princeton, Princeton Univ. Pr.1957, p.143.

(**) "Statistical demand functions for automobiles..." en A.C. Harberger, Op.cit.

BIBLIOGRAFIA.

- Banco de México, Asamblea general de accionistas. México, 1969.
- Banco de México, Cuentas nacionales y acervos de capital consolidadas y por tipo de actividad económica. México, 1969.
- Centro de Investigaciones Económicas, UNL. Ocupación y salarios. Monterrey, 1963-1964, 1965, 1966.
- Centro de Investigaciones Económicas. UNL., El problema de la vivienda en Monterrey, proyección de necesidades y demanda efectiva a 1980. Monterrey, 1967.
- Centro de Investigaciones Económicas. UNL., Boletín bimestral. Monterrey, 1960-.
- Comisión Nacional Bancaria, Boletín estadístico. México, 19-.
- Ezekiel, Mordecai & Karl A. Fox, Methods of correlation and regression analysis. New York, Wiley, 1959.
- Fox, Karl A. Intermediate economic statistics. New York, Wiley, 1968.
- Freund, John E. & Williams, Frank J., Modern business statistics. Englewood Cliffs, N.J., Prentice-Hall, 1958.
- Friedman, Milton, A theory of the consumption function. Princeton, Princeton Univ. Pr., 1957.
- Harberger, Arnold Carl, ed. The demand for durable goods. Chicago, The Univ. of Chicago Press, 1960.
- Instituto Promotor de Habitaciones Populares, Estudio sobre la vivienda popular en Monterrey, N.L., Monterrey, 1963.
- International Monetary Fund, International financial statistics. Washington, 19-.
- Johnston, John, Métodos de econometría. Barcelona, Vicens-Vives, 1967.
- México. Dirección General de Estadística, Censo general de población. 1950-1960. México. Dirección General de Estadística, Anuario estadístico. 19-.
- México. Dirección General de Estadística, Compendio estadístico. 19-.
- Nuevo León. Gobierno., Censo de población y vivienda 1970, datos preliminares 1970.
- Nuevo León. Gob. Direc. Gral. de Planificación, El plan director de la subregión Monterrey. 1967.
- Torres Martínez I.P., El gasto familiar en Monterrey. Tesis UNL, 1966.



BIBLIOTECA CONSUELO MEYER L.
FACULTAD DE ECONOMIA U.N.L.
MONTERREY, N. L.

