

ensayos económicos

Nº 14

junio 1980

BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA

DIRECTORIO

Presidente:

Dr. ADOLFO C. DIZ

Vicepresidente:

Lic. ALEJANDRO F. REYNAL

Vicepresidente 2º:

Calme. Cont. (R.E.) ANDRES O. COVAS

Directores:

Ing. CARLOS A. CANEDO PERO

Cont. ALFREDO H. ESPOSITO

Lic. ENRIQUE E. FOLCINI

Cont. RAUL A. FUENTES ROSSI

Cnel. de Int. (R.) HECTOR E. WALTER

Cont. EGIDIO IANNELLA

Dr. MANUEL J. MARINO

Dr. JUAN M. OCAMPO

Dr. FRANCISCO P. SOLDATI

Síndico:

Dr. FERNANDO GARCIA OLANO

Gerente General:

Dr. PEDRO C. LOPEZ

Secretario del Directorio:

Sr. ANTONIO B. INGLESE



BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA

Comité
Editorial

Horacio A. Alonso
Tomás J. T. Baliño
Ernesto Gaba
José L. Machinea

Secretaria

Isabel Wakoluk de Van Morlegan

junio 1980

Nº 14

ISSN 0325 - 3937

ensayos
económicos

NOVEDADES
ECONOMICAS

Revista de Economía y Estadística
Nº 100
1965
Banco Central de la República Argentina
Departamento de Secretaría General
Reconquista 266
1003 CAPITAL FEDERAL - Argentina

Para suscripciones, dirigirse a:

Banco Central de la República Argentina,
Departamento de Secretaría General,
Reconquista 266,
1003 CAPITAL FEDERAL - Argentina

ESTA PUBLICACION FIGURA INSCRIPTA EN LA DIRECCION NACIONAL DEL DERECHO DE AUTOR BAJO EL Nº 40.730. EXCEPTO EN LOS CASOS EN QUE SE HAGA EXPRESA RESERVA DE DERECHOS, SE PERMITE LA REPRODUCCION DE LOS ARTICULOS SIEMPRE QUE SE CITEN SU AUTOR, EL NOMBRE DE LA REVISTA Y EL DE LA INSTITUCION

El Cuadern
Nº 100

1965

INDICE

EL SALARIO REAL Y LA INFLACION: UN ANALISIS DE LA EXPERIENCIA ARGENTINA, por Tomás Baliño, Ke-young Chu y Andrew Feltenstein	5
--	---

Introducción	
Breve historia de la reciente política salarial en la Argentina	
El modelo	
Resultados empíricos	
Resumen y conclusiones	

EL COMPORTAMIENTO DEL CONSUMO AGREGADO EN LA ARGENTINA, por Alfredo M. Leone	49
--	----

Introducción	
Fundamentos teóricos de distintas especificaciones de la función consumo	
Estimación empírica de la función consumo	
Conclusiones	
Apéndice matemático	
Apéndice metodológico	
Apéndice estadístico	

TITULOS INCORPORADOS A LA BIBLIOTECA	97
--	----

.....
.....
.....

.....
.....
.....
.....
.....

.....
.....
.....

.....
.....
.....
.....
.....
.....
.....

.....
.....
.....

Las opiniones expresadas en esta revista son de responsabilidad exclusiva de los autores y no representan necesariamente el criterio de este Banco.

EL SALARIO REAL Y LA INFLACION: UN ANALISIS DE LA EXPERIENCIA ARGENTINA (°)

por Tomás Baliño,* Ke-young Chu*
y Andrew Feltenstein*

I. INTRODUCCION

Uno de los temas más ampliamente discutidos en economía ha sido el de los efectos de la inflación en la distribución y nivel del ingreso real. En el presente trabajo analizamos el período 1963-1976 en la Argentina, años en los que tasas de inflación extraordinariamente elevadas coexistieron con rápidas variaciones en los salarios reales. Construiremos un modelo de determinación de salarios para los 20 sectores que comprenden la parte industrial de la economía dentro del cual será posible estimar el efecto de determinadas políticas gubernamentales en los salarios reales. Se estiman ecuaciones de salarios que dependen de la tasa de inflación esperada y de ciertos parámetros de política y de comportamiento y se incorporan en un modelo macroeconómico analizado en Chu y Feltenstein (1978) donde la inflación en la Argentina se explica mediante la expansión monetaria necesaria para financiar el

(°) Este trabajo fue publicado en idioma inglés por el Fondo Monetario Internacional como DM/78/105 del FMI. Deseamos expresar el más profundo reconocimiento a Sandra Jelenovich por la valiosa ayuda que nos prestó en programación, y agradecemos a Arturo Brillembourg, Morris Goldstein, Mohsin Khan, Hernán Puentes, John Whiteman, y en particular a Christian Brachet por sus útiles sugerencias sobre una versión anterior de este trabajo. * El señor Baliño se desempeña en el Centro de Estudios Monetarios y Bancarios, en tanto que los señores Chu y Feltenstein pertenecen al Departamento de Investigaciones del Fondo Monetario Internacional.

déficit fiscal o las pérdidas de firmas sujetas a controles de precios. Luego simulamos las ecuaciones de salarios estimadas con la tasa de inflación generada por el modelo macroeconómico, y por ende podemos juzgar los posibles efectos que podrían experimentar los salarios reales industriales si, en particular, el gobierno hubiera equilibrado su presupuesto o hubiera eliminado las distorsiones inducidas por la imposición de controles de precios. Estas simulaciones tienen especial interés para el caso argentino, ya que un importante objetivo de los controles de precios era elevar los salarios reales, y nuestro modelo indicará que no solo no se alcanzó dicho objetivo, sino que los controles podrían haber provocado en realidad una importante reducción de los salarios reales. Además de llevar a cabo estas simulaciones deseamos también sugerir respuestas a los siguientes interrogantes: (1) ¿La inflación anticipada explica adecuadamente las variaciones en las tasas de salarios nominales que son producto de negociaciones entre las empresas, los trabajadores y el gobierno? (2) ¿Existe alguna evidencia que indique que la inflación afecta las tasas de salarios reales aún a largo plazo? (3) ¿Afecta la inflación a los trabajadores de distintas industrias en forma diferente a corto plazo y hasta a largo plazo?

El esquema del trabajo será el siguiente: en la sección que se transcribe a continuación presentaremos una breve historia de la reciente evolución salarial en la Argentina, mientras que la tercera sección describirá la estructura teórica del modelo. La cuarta sección ofrecerá los resultados de la estimación de las ecuaciones de salarios y de diversas simulaciones, en tanto que la sección última presenta un resumen de los resultados y sugiere ideas para una futura investigación. Aunque las limitaciones de los datos no nos permiten simular directamente el efecto de la inflación en la distribución entre el ingreso salarial y no salarial, nuestro modelo nos permitirá, no obstante, derivar varias conclusiones cualitativas referentes a este tema.

II. BREVE HISTORIA DE LA RECIENTE POLITICA SALARIAL EN LA ARGENTINA

La política salarial en la Argentina, lo mismo que en otros muchos países, ha sido considerada un instrumento clave de los programas antiinflacionarios de muchos gobiernos que han coincidido en este punto aunque discreparan en cuanto a la importancia de las políticas fiscal y monetaria. Por el contrario, otros gobiernos argentinos han tratado de elevar el ingreso real de los trabajadores prescindiendo casi por completo del efecto de dichas políticas en la ocupación e inflación. Junto con estas intervenciones gubernamentales, otra influencia extraeconómica, pero importante en los ajustes de salarios, ha sido la fuerza dispar de los sindicatos. En la parte que sigue resumiremos sucintamente los principales acontecimientos económicos ocurridos entre 1963 y 1976 que influyen sobre los salarios y el mercado laboral. Los Cuadros 1 y 2 muestran las series históricas de promedios anuales de tasas de inflación y salarios reales y permiten apreciar al lector la extraordinaria volatilidad de estos dos indicadores económicos durante el período en cuestión.

El año 1963 marca el comienzo de la recuperación de la economía argentina tras el receso que se inició en 1962 y continuó hasta los primeros meses de 1963. Ese año, en que la economía operaba con pocos controles de precios, la tasa de inflación era del 23,8%, cifra cercana al promedio de posguerra. Cuando la recuperación económica se encontraba en marcha, las autoridades decidieron tratar de alcanzar una nueva reducción de la tasa de inflación. Las dos piezas centrales de su programa antiinflacionario eran los controles salariales y los controles selectivos de precios; en el caso del sector privado estas pautas limitaban los aumentos de salarios a los que se equiparaban con una mayor productividad de la mano de obra más lo que los empleadores estaban dispuestos a transferir de sus utilidades. Sin embargo, la falta de control, por parte del gobierno, de los ajustes de salarios en las empresas del Estado y organismos descentralizados, junto con su de

mora en ajustar los precios de los bienes y servicios su ministrados por las mencionadas empresas, dieron como re sultado una intensificación del déficit.

En marzo de 1967 se emprendió un nuevo programa de estabilización, marcadamente distinto de los anteriores intentos tanto en su esquema como en resultados. El peso fue considerablemente devaluado, el déficit fiscal se re dujo en forma brusca y, además, se controlaron los precios de una lista de firmas importantes. Al mismo tiempo, sin embargo, la política monetaria aplicada buscó una ma yor expansión.

CUADRO 1

Porcentajes anuales de aumentos de precios (1)

Años	Costo de vida Buenos Aires	Precios mayoristas nivel general
1963	23,8	23,8
1964	18,2	17,7
1965	38,2	28,3
1966	29,9	22,6
1967	27,3	20,6
1968	9,6	3,9
1969	6,7	7,3
1970	21,7	26,8
1971	39,1	48,2
1972	64,1	76,0
1973	43,7	30,8
1974	40,1	36,1
1975	334,9	348,2
1976	347,6	386,1

(1) International Financial Statistics, diversos números. Las series se derivan tomando las variaciones porcen tuales en los promedios anuales.

El sistema de control de precios, sin embargo, permitía los aumentos de precios que podían justificarse por aumentos correspondientes en el costo de los insumos. Los incrementos salariales decretados por el gobierno sustituyeron a las negociaciones bilaterales entre trabajadores y empleadores, mientras que la política combinada de precios-salarios se orientaba a preservar el poder adquisitivo de los salarios alcanzado en 1966; después de un importante aumento nominal en 1967, los salarios nominales quedaron prácticamente congelados hasta 1969. Aun cuando estas medidas casi preservaron el promedio de salarios reales en 1967, éstos declinaron aproximadamente un 10% en 1968. "La restricción salarial se alivió en parte mediante la concesión de un pequeño incremento salarial mediante la reducción de las contribuciones de previsión social, lo que dio lugar a un déficit en el sistema de previsión social sin impedir por completo la declinación de los salarios reales". 1/ En un principio, esta política pareció tener éxito en reducir la tasa de inflación, ya que las alzas de precios en 1968 y 1969 fueron las más bajas registradas en la reciente historia de la Argentina, mientras que al mismo tiempo los controles de precios se hicieron menos generalizados.

En 1969 y 1970 se otorgaron aumentos de salarios mayores que los de los dos años anteriores, pero en general el programa global continuó hasta el cambio de gobierno en junio de 1970, cuando fue revisado; luego se lo abandonó en el último trimestre de ese año. En 1971 y 1972 la política económica del gobierno se dirigió principalmente al logro de un alto nivel de ocupación y al aumento de los salarios reales sin mayor énfasis en el control de la inflación. Hacia fines de 1971 se aplicaron diversos tipos de controles de precios, incluyendo disposiciones para impedir que las empresas pasaran a sus precios los mayores costos de salarios, pero tales medidas no pudieron suprimir los efectos de una política salarial más liberal y de una política fiscal y monetaria expansionista, y en 1972 la tasa de inflación casi se duplicó.

A mediados de 1973, un nuevo gobierno inauguró un programa económico basado en un "Pacto Social", que consistía en un acuerdo entre los sindicatos, las organizaciones patronales y el gobierno para elevar la participación de los salarios en el ingreso nacional, principalmente a través de una estricta coordinación de los ajustes de precios y salarios; el gobierno no sólo prometió supervisar el acuerdo de precios-salarios, sino proporcionar incentivos fiscales y crediticios para la observancia del pacto. En junio de 1973 los precios de un gran número de bienes de consumo se redujeron entre un 7% y un 20% y se promulgó una ley de control de alquileres en tanto que los salarios fueron elevados aproximadamente en un 20%.

CUADRO 2

Indices de salarios reales -promedio anual- y
sus tasas de variación (1)

(1962 = 100)

Años	Indice de salarios reales	Tasa de variación
		- % -
1963	100,2	
1964	109,8	9,6
1965	115,0	4,7
1966	118,5	3,0
1967	117,6	- 0,8
1968	105,7	- 10,1
1969	107,5	1,7
1970	111,6	3,8
1971	115,6	3,6

Años	Indice de salarios reales	Tasa de variación
1972	106,6	- 7,8
1973	117,1	9,8
1974	122,4	4,5
1975	119,0	- 2,8
1976	66,8	- 43,9

(1) FUENTES: Salarios básicos de Convenio (1967) e International Financial Statistics, diversos números. La serie se deriva deflacionando el promedio anual del salario mínimo por el índice de precios al consumidor en Buenos Aires. Cabe destacar que el uso de los salarios mínimos oficiales para representar los pagos reales de salarios no es estrictamente exacto. Debido a las dificultades para derivar series coherentes de pagos efectivos de salarios y debido a que los salarios mínimos probablemente reflejen las variaciones relativas con bastante aproximación, hemos decidido utilizar estos últimos.

Como resultado de los controles y de la política fiscal y monetaria expansionista que siguió, se limitaron las utilidades, surgieron mercados negros, y en abril de 1974 la presión de las distorsiones de precios obligó al gobierno a atenuar los controles de precios. Al mismo tiempo, se permitieron aumentos salariales porque el gobierno consideraba que una caída del salario real era inaceptable. Esta política, facilitada por medidas cada vez más expansivas en el campo monetario y fiscal para impedir el aumento de la desocupación, creó una espiral inflacionaria. En el segundo trimestre de 1975 el gobierno trató de cambiar drásticamente sus políticas mediante el aumento de los impuestos y tarifas del sector público, devaluando el peso y liberalizando los controles de precios. Este intento fracasó ante el desmesurado incremento de las demandas salariales y de la tasa de inflación. El nuevo gobierno que asumió el poder en marzo de 1976 eliminó la

mayoría de los controles de precios, con el resultado inicial de un estallido de inflación, tras lo cual ésta se desaceleró bruscamente de alrededor del 175% durante el primer semestre del año a solo un 63% durante la segunda mitad. Como parte del programa de estabilización y con miras a evitar una desocupación masiva, se suspendieron in definitivamente las negociaciones de convenios salariales y los incrementos de salarios se espaciaron y mantuvieron por debajo de la tasa de aumento de precios. A consecuencia de ello, el salario real, que había alcanzado sus ni veles más altos en 1974 y 1975, cayó en más del 40% en el segundo semestre de 1976.

Antes de concluir esta sección, podría resultar de utilidad brindar una breve descripción del mecanismo real de negociaciones salariales en la Argentina durante el pe ríodo de nuestro estudio, ya que ello contribuirá a ju stificar nuestra formulación del modelo de ajuste salarial. La mecánica del ajuste de salarios en la Argentina ha variado según la política económica del gobierno que ejerce el poder. En períodos de control gubernamental re lativamente atenuado, los salarios se ajustaban a través de negociaciones colectivas entre las partes patronal y laboral, con la ayuda del Ministerio de Trabajo. Sin embargo, en algunas ocasiones, el gobierno suspendía las ne gociaciones salariales y decretaba incrementos masivos pa ra todos los sectores o distintos aumentos que tenían en cuenta la fecha del último aumento de cada industria.

En 1975, después del fracaso del Pacto Social, que disponía aumentos salariales uniformes, se reanudaron las negociaciones de convenios por un breve período. Sin embargo, la aceleración de la tasa de inflación pronto impulsó a los sindicatos a solicitar al gobierno un aumento ge neral de salarios. En muchos casos, en lugar de obtenerse aumentos que abarcaran una industria, las demandas de los trabajadores resultaron en ajustes especiales en determinadas fábricas. Esta situación terminó en el segundo trimestre de 1976, cuando el nuevo gobierno suspendió las negociaciones colectivas y estableció aumentos salariales

obligatorios que las empresas podían superar solo hasta un porcentaje especificado.

III. EL MODELO

En esta sección describiremos la estructura del modelo. En primer lugar introducimos una ecuación simple para explicar cómo los salarios sectoriales se ajustan a la inflación prevista y luego analizaremos brevemente diversos aspectos de la ecuación salarial para estimar la velocidad del ajuste y probar hipótesis sobre el proceso de ajuste. Luego introducimos el modelo macroeconómico y sus principales componentes microeconómicos para mostrar la interacción entre la inflación por una parte y el déficit gubernamental y las distorsiones de precios por la otra. El modelo macroeconómico se presenta y analiza detalladamente en Chu y Feltenstein (1978); describe las trayectorias en el tiempo de las tasas de variación del nivel de precios y del agregado monetario sobre la base de tres variables exógenas: el déficit del presupuesto del gobierno, la pérdida global computada de industrias privadas, y las variaciones en las reservas de divisas -todo ello en términos reales. La tasa de inflación anticipada generada a través del esquema de adaptación de expectativas en el modelo macroeconómico y las ecuaciones de salarios en la industria explican luego el ajuste de los salarios nominales sectoriales. Cabe destacar que la relación entre el ajuste de salarios y la inflación tiene un sentido unidireccional: las tasas de salarios de cada sector son afectadas por la inflación, pero el modelo no trata de captar los efectos de las variaciones de salarios en la inflación. 2/

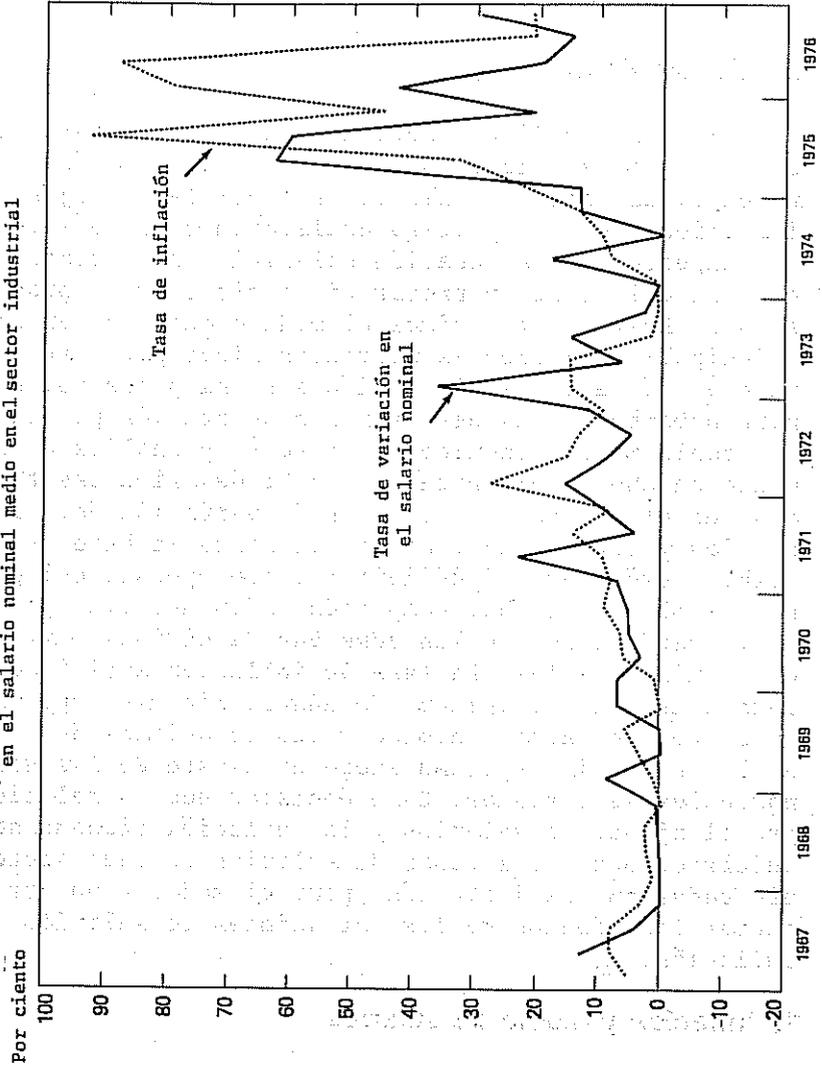
1. Inflación y ajuste de salarios

Nuestra ecuación básica para el ajuste de salarios es:

$$\omega_{tj}^* = \gamma_{0j} + \gamma_{1j} \pi_t^E \quad (3.1)$$

GRAFICO 1

Tasa de inflación y tasa de variación trimestral
en el salario nominal medio en el sector industrial



en la que ω_{tj}^* es la tasa de variación de equilibrio del salario nominal de la industria j th y π_t^E es la tasa de inflación prevista en el trimestre t para el trimestre $t+1$. Consideramos que ω_{tj}^* es la tasa de variación del salario nominal negociado entre la parte patronal y los trabajadores de las firmas de la industria correspondiente al trimestre. Dependerá, entre otras variables, de la tasa de variación en la productividad de la mano de obra, del nivel de desocupación así como de la tasa de inflación anticipada. Sin embargo, particularmente en la Argentina parece razonable que esta última fuera la determinante dominante de las tasas de variación en las tasas de salarios sectoriales; la fluctuación en la tasa de inflación fue mucho más pronunciada que la de la tasa de variación de la productividad de la mano de obra o de la desocupación. Por lo tanto, mantenemos la ecuación (3.1) y observaremos si existen diferencias en todos los sectores entre los coeficientes de ajuste γ_{1j} . También supondremos que los diversos sectores del público son idénticos para anticipar la inflación, y en consecuencia utilizaremos para todas las industrias un esquema idéntico de adaptación de expectativas dado por: 3/

$$\pi_t^E - \pi_{t-1}^E = \theta (\pi_t - \pi_{t-1}^E). \quad (3.2)$$

en la que π_t y θ denotan la tasa real de inflación y el coeficiente de anticipación, respectivamente. La tasa real de inflación, π_t , se define a través de

$$\pi_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (3.3)$$

en la que P_t es el nivel de precios mayoristas. El coeficiente (θ) de anticipación se estima dentro del marco del sistema macroeconómico. La ecuación (3.1) puede interpretarse como una ecuación que resume el mecanismo de ajuste en el mercado laboral de cada industria. 4/

Dada la ecuación especificada (3.1) la tasa real de variación en la tasa del salario nominal puede ser distinta de la tasa de equilibrio por diversas razones: una es el hecho de que cuando se ajustan los salarios se incurre en considerables costos; éstos, que pueden incluir acuerdos institucionales variables tales como la duración de los contratos, sugieren que los salarios deberían ajustarse en etapas discretas. Otra razón es que algunas veces el gobierno controla los salarios debido a sus implicaciones para la distribución de ingresos y el nivel general de precios. El gobierno puede controlar los salarios como parte de un programa general para controlar la inflación que resulte en ajustes sistemáticos demorados de la tasa observada de variación en el salario nominal con respecto a su tasa de equilibrio. El gobierno podría asimismo tratar de controlar las tasas de salarios de cada industria para alterar la estructura de los salarios relativos. Con el objeto de captar estos efectos de la política del gobierno, introducimos la ecuación

$$\omega_{tj} - \omega_{t-1,j} = \phi_j (\omega_{tj}^* - \omega_{t-1,j}) + \gamma_{2j} cd_{tj} + l_{tj} \quad (3.4)$$

en la que ω_{tj} es la tasa real de variación en la tasa del salario nominal de la industria j ésimas y cd_{tj} es una variable binaria que representa períodos en que la tasa de variación en el salario real era inusualmente alta o baja, mientras que l_{tj} es un término de error. La tasa de variación en los salarios nominales se define por

$$\omega_{tj} = \frac{W_{tj} - W_{t-1,j}}{W_{t-1,j}} \quad (3.5)$$

en la que W_{tj} es el nivel de la tasa del salario nominal de la industria, y la variable binaria se elabora de forma tal que

$$\begin{aligned} cd_{tj} &= 1 \text{ si } r\omega_{tj} > 2,00 \\ &= -1 \text{ si } r\omega_{tj} < -2,00 \\ &= 0 \text{ de lo contrario} \end{aligned}$$

en la que $r\omega_{tj}$ es la tasa de variación estandarizada de la tasa del salario real. 5/

Por ejemplo, la variable cd_{tj} será 1 para un trimestre durante el cual el organismo de control ejerció efectivamente su influencia para otorgar a los trabajadores de la industria ajustes de salarios particularmente elevados; será -1 para un trimestre durante el cual se limitaron rigurosamente los ajustes de salarios.

Al combinar las ecuaciones (3.1) y (3.4) obtenemos

$$\omega_{tj} = c_{0j} + c_{1j} \omega_{t-1,j} + c_{2j} \pi_t^E + c_{3j} cd_{tj} + l_{tj} \quad (3.6)$$

en la que

$$c_{0j} = \phi_j \gamma_{0j}, \quad c_{1j} = (1 - \phi_j), \quad c_{2j} = \phi_j \gamma_{1j}, \quad c_{3j} = \gamma_{2j}$$

Los efectos de la inflación en la determinación de salarios sectoriales se examinan en las siguientes etapas: Primero, verificamos si ha habido una desviación sistemática y significativa de las tasas de variación observadas de los salarios nominales con respecto a sus niveles de equilibrio; la magnitud y significación estadística de los parámetros ϕ_j indicarían tales posibles desviaciones. Segundo, las estimaciones de los coeficientes c_{1j} indicarían las velocidades relativas de ajuste de los salarios de equilibrio en diversas industrias con respecto a aumentos en el costo de vida. Intentaremos un nuevo examen de esta relación crucial entre la inflación y la determinación de los salarios sectoriales simulando las ta

sas de variación en el salario real de diversas industrias sobre la base de distintas tasas de inflación generadas por diferentes supuestos sobre la política económica del gobierno. Tercero, examinaremos si han habido o no ajustes asimétricos de salarios con respecto a aumentos en la tasa de inflación anticipada en comparación con reducciones en la misma. En una economía inflacionaria se concibe que los trabajadores traten de resistir caídas en la tasa de aumento de sus salarios por la misma razón que se resistirían a reducciones en sus salarios. 6/ Una resistencia exitosa ante los ajustes descendentes de las tasas de variación en las tasas de salarios nominales daría por resultado su ajuste asimétrico a la inflación. A fin de probar formalmente esta hipótesis, introducimos una variable binaria ad_t que se define mediante

$$ad_t = 1 \text{ si } \Delta \pi_t^E \geq 0$$

= 0 de lo contrario

La ecuación (3.6) se convierte en 7/

$$\omega_{tj} = c_{0j} + c_{1j} \omega_{t-1,j} + c_{2j} \pi_t^E + c_{3j} cd_{tj} + c_{4j} \pi_t^E ad_t + l_{tj} \quad (3.7)$$

de donde surgen dos conjuntos de parámetros para una anticipación de una tasa de inflación en aceleración y de una tasa de inflación en desaceleración:

Si $\Delta \pi_t^E \geq 0$ ($ad_t = 1$), la ecuación (3.7) se convierte en

$$\omega_{tj} = c_{0j} + c_{1j} \omega_{t-1,j} + (c_{2j} + c_{4j}) \pi_t^E + c_{3j} cd_{tj} + l_{tj} \quad (3.7)'$$

de lo contrario se convierte en

$$\omega_{tj} = c_{0j} + c_{1j} \omega_{t-1,j} + c_{2j} \pi_t^E + c_{3j} cd_{tj} + l_{tj}$$

2. Modelo macroeconómico

El sistema macroeconómico utilizado en este estudio tiene dos ecuaciones estocásticas que explican la oferta monetaria y la demanda de saldos monetarios reales, una condición de equilibrio de la oferta y demanda de dinero y diversas identidades. Las dos ecuaciones estocásticas explican la tasa de variación en el stock de dinero y en la demanda de saldos reales; la primera se explica mediante tres variables exógenas básicas: el déficit gubernamental, la pérdida total computada de las industrias privadas y las variaciones en las reservas de divisas, todo ello en términos reales, mientras que los cambios en la demanda de saldos monetarios reales se explican a través de la tasa de inflación anticipada que se genera mediante un esquema de adaptación de expectativas. Las identidades definen tasas de variación en dinero y precios y conectan las variables reales con las variables nominales. El sistema determina en forma conjunta las tasas de variación en dinero y precios sobre la base de las tres variables exógenas del sistema. 8/

Una causa particular de expansión en el agregado monetario contemplada en el modelo macroeconómico son los subsidios otorgados por el gobierno central y los bancos comerciales (en forma de préstamos a una tasa subsidiada) a las empresas públicas y privadas que originan pérdidas. Estos subsidios en la Argentina dieron como resultado expansiones en la base monetaria durante el período de la muestra, y las expansiones de la base monetaria a su vez provocaron aumentos en la oferta monetaria. El déficit del gobierno central incluía los pagos de transferencias corrientes a empresas públicas; estos eran en gran parte subsidios a las empresas del Estado. Las pérdidas de las

firmas privadas se calcularon como una suma de las pérdidas estimadas de 17 de las 23 industrias que figuran en el cuadro de insumo-producto. Las pérdidas se estimaron multiplicando los niveles de producción observados por las diferencias entre los precios que implicaban ganancia ce ro y los precios vigentes.

3. Estudio del modelo

Por razones de conveniencia para el lector el modelo descrito precedentemente se resume a continuación como un sistema de ecuaciones.

(1) El sistema macroeconómico determina las tasas de variación en el dinero y en los precios y genera la tasa de inflación anticipada como sigue:

$$\mu_t = \alpha_0 + \alpha_1 g_{mt} + \alpha_2 d_{mt-4} + \alpha_3 b_{mt} + \varepsilon_t; \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3 > 0$$

$$\ln m \frac{D}{t} = b_0 + b_1 \pi_t^E + \eta_t; b_1 < 0$$

$$\mu_t = \frac{M_t - M_{t-1}}{M_{t-1}}, g_{mt} = \frac{G_t}{M_{t-1}}, d_{mt} = \frac{D_t}{M_{t-1}}, b_{mt} = \frac{B_t}{M_{t-1}}$$

$$G_t = g_t P_t, D_t = d_t P_t, B_t = b_t P_t \quad (3.8)$$

$$\pi_t^E - \pi_{t-1}^E = \theta (\pi_t - \pi_{t-1}^E); 0 < \theta < 1$$

$$\pi_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}, m_t^D = \frac{M_t}{P_t}$$

donde μ_t = tasa de aumento de la oferta monetaria

π_t = tasa de inflación

π_t^E = tasa de inflación anticipada

M_t = oferta monetaria

m_t^D = demanda de saldos reales

P_t = nivel de precios (índice de precios mayoristas)

G_t, g_t = déficit gubernamental nominal y real, respectivamente

D_t, d_t = pérdida total computada de las industrias privadas, nominal y real, respectivamente

B_t, b_t = variación en las reservas de divisas, nominal y real, respectivamente

ε_t, η_t = términos aleatorios

(2) La pérdida total computada de las industrias privadas se estima mediante

$$D_t = D_{ppt} - D_{gt}$$

$$D_{ppt} = \sum (p_{tj}^e - p_{tj}^a) x_{tj} \text{ para } p_{tj}^e - p_{tj}^a > 0 \quad (3.9)$$

$$p_t^e = c_t (I - A_t)^{-1}$$

en la que

D_{ppt} = pérdida nominal total computada para las empresas privadas y públicas

D_{gt} = pérdida nominal total de las empresas públicas (pagos de transferencia corrientes del gobierno a empresas del sector público)

p_{tj}^e = precio con ganancia cero para la industria j -ésima

p_{tj}^a = precio real para la industria j -ésima

$p_t^e = (p_{t1}^e, p_{t2}^e, \dots, p_{t23}^e)$, vector de precios con ganancia cero

c_t = vector de valores agregados en términos nominales

I = matriz identidad

A_t = matriz de coeficientes de insumo-producto

x_{tj} = producto bruto real para el sector j -ésimo

(3) El ajuste de salarios se explica mediante 9/

$$\omega_{tj}^* = \gamma_{0j} + \gamma_{1j} \pi_t^E + \gamma_{3j} \pi_t^E \text{ad}_t \quad (3.10)$$

$$\omega_{tj} = \omega_{tj}^* + \gamma_{2j} \text{cd}_{tj} + \text{it}_{tj}$$

$$\omega_{tj} = \frac{W_{tj} - W_{t-1,j}}{W_{t-1,j}}$$

en la que

ω_{tj}^* = tasa de variación de equilibrio en el salario nominal de la industria j -ésima

ω_{tj} = tasa de variación observada en el salario nominal de la industria j -ésima

ad_t = variable binaria de respuesta asimétrica del salario a la inflación

cd_{tj} = variable binaria de la industria j -ésima correspondiente a trimestres en los que la tasa de variación del salario real fue desusadamente elevada o baja

W_{tj} = salario nominal en la industria j -ésima

l_{tj} = término aleatorio

La totalidad del sistema opera de la siguiente forma: Los salarios se ajustan a la inflación anticipada; el grado de ajuste en cada industria es afectado no solo por la fuerza relativa de los trabajadores sino, entre otras cosas, por el control selectivo e intermitente ejercido por el gobierno sobre precios y salarios. Supongamos que el gobierno trata de mantener tasas elevadas de salario real controlando estrictamente el precio de determinados productos clave y permitiendo al mismo tiempo el incremento de los salarios. Que este intento tenga éxito a largo plazo dependerá del grado de creación de dinero y la inflación resultante provocada por el subsidio a las industrias que registran pérdidas a raíz del control de precios. Si los salarios nominales no se ajustan a la inflación anticipada con la suficiente rapidez, el intento del gobierno de elevar los salarios reales a través del control de precios podría en última instancia provocar una declinación -y no el aumento- de los salarios reales. La declinación temporaria del salario real podría asimismo originarse en que la inflación no fuese anticipada por completo por el público. Como lo indican las ecuaciones (3.10), los salarios nominales se ajustan a la inflación "anticipada", no a la real; en consecuencia, una tasa de inflación más elevada no anticipada completamente por el público reduciría los salarios reales por un tiempo.

IV. RESULTADOS EMPIRICOS

En esta sección presentamos algunos de los resultados empíricos de este estudio. Como vimos ya en el presente trabajo, el salario real promedio de la Argentina ha mostrado importantes variaciones a través del tiempo durante el período muestral, debido, en parte, a los esfuerzos del gobierno para controlar los salarios (y los precios) en determinados períodos, mientras fluctuaba la tasa de inflación. La tasa promedio del salario real en el sector industrial declinó en 1,38% por trimestre durante el decenio comprendido entre 1967I y 1976IV; declinó sólo un 0,62% por trimestre durante el período 1967I a 1972IV, pero un 2,53% por trimestre durante el período 1973I a 1976IV.

La tasa de variación promedio del salario real durante este período de diez años, se extiende de - 2,45% por trimestre para la industria química a 0,09% por trimestre para la industria del papel. En la mayoría de las industrias, la tasa promedio del salario real declinó más rápidamente durante el período 1973I a 1976IV que durante el período 1967I a 1972IV.

CUADRO 3

Salario real y tasas de variación en el salario real para grupos de industrias
(Promedios de período)

	Salario real			Tasa de variación en el salario real		
	1967I a 1972IV	1973I a 1976IV	1967I a 1976IV	1967I a 1972IV	1973I a 1976IV	1967I a 1976IV
	Salario por hora en pesos de 1963			% por trimestre		
Total	52,73	48,00	50,84	- 0,62	- 2,53	- 1,38
Industria alimenticia y tabaco	45,08	44,29	44,76	- 0,52	- 1,59	- 0,95
Indumentaria	47,36	44,30	46,14	- 0,46	- 2,39	- 1,23
Madera, papel, etc.	49,69	45,95	48,19	- 0,55	- 1,25	- 0,83
Productos químicos	66,77	47,79	59,26	- 1,10	- 4,47	- 2,45
Cerámicas, mosaicos, etc.	49,31	44,76	47,49	- 0,75	- 2,83	- 1,58
Metales	53,28	48,99	51,57	- 0,75	- 3,28	- 1,76
Equipo de transporte	60,61	54,57	58,20	- 0,61	- 3,01	- 1,57

La única industria que concedió a los trabajadores una tasa positiva (0,09% por trimestre) de aumento del salario real durante el decenio mencionado fue la industria del papel: la tasa de salario promedio declinó un 1,15% por trimestre durante el período 1967I a 1976IV, pero aumentó en 1,95% por trimestre durante el período 1972I a 1976IV. En el otro extremo se ubicó la industria química, que mantuvo el salario real promedio más elevado durante el período 1967I a 1976IV; el salario real de esta industria disminuyó en tal grado que para el período 1973I a 1976IV fue inferior al de varias otras industrias, tales como papel, cuero, mosaicos, metal y equipos de transporte. 10/

1. Estimación y simulación del modelo macroeconómico

La pérdida total computada de las industrias privadas a los precios de 1963 fue relativamente estable alrededor de su media de 790 millones de pesos por trimestre hasta 1972, sin una evidente tendencia ascendente o descendente; fluctuó ampliamente durante 1973-1976, sin embargo, para alcanzar niveles sin precedentes en 1974 y 1975, 11/ pero, a fines de 1976, cuando los controles de precios fueron eliminados, la pérdida casi desapareció. Por el contrario, el déficit gubernamental aumentó gradualmente en los años 1971 a 1975 en términos reales, y posteriormente declinó.

Chu y Feltenstein (1978) muestran los resultados de una estimación del modelo macroeconómico mediante variables instrumentales. Para la estimación, la ecuación para los saldos monetarios reales de (3.8) se transforma en

$$\ln m_t = \beta_0 + \beta_1 \ln m_{t-1} + \beta_2 \pi_t + \omega_t \quad (4.1)$$

y los resultados de la estimación de las dos ecuaciones estocásticas del sistema macroeconómico se presentan como sigue:

$$\mu_t = 0,003 + 1,103 g_{mt} + 0,157 d_{mt-4} + 0,584 b_{mt} + \bar{\varepsilon}_t$$

(0,23) (18,77) (2,14) (5,15)

$$R^2 = 0,936$$

$$SE = 0,034$$

$$DW = 1,62$$

$$\ln m_t = 0,319 + 0,804 \ln m_{t-1} - 0,258 \pi_t + 0,182 dm_t +$$

(5,65) (20,83) (- 6,62) (4,54)

$$+ \bar{\omega}_t$$

(4.2)

$$R^2 = 0,930$$

$$SE = 0,068$$

$$DW = 0,65$$

La ecuación estimada de saldos monetarios reales ofrece las siguientes estimaciones de los parámetros de la ecuación original de saldos monetarios reales y del coeficiente de anticipación de precios:

$$\ln m_t = 1,628 - 1,316 \pi_t^E + \eta_t$$

$$\pi_t^E - \pi_{t-1}^E = 0,196 (\pi_t - \pi_{t-1}^E)$$

(4.3)

2. Inflación y ajuste del salario nominal: estimación de ecuaciones de salarios

En la Sección III introdujimos un sistema de ecuaciones para cada industria:

$$\omega_t^* = \gamma_{0j} + \gamma_{1j} \pi_t^E \quad (4.4)$$

$$\pi_t^E - \pi_{t-1}^E = \theta (\pi_t - \pi_{t-1}^E)$$

$$\omega_{tj} - \omega_{t-1,j} = \phi_j (\omega_{tj}^* - \omega_{t-1,j}) + \gamma_{2j} cd_{tj} + l_{tj}$$

donde

ω_{tj}^* = tasa de variación de equilibrio en el salario nominal de la j -ésima industria

ω_{tj} = tasa de variación observada en el salario nominal

π_t^E = tasa de inflación anticipada

π_t = tasa de inflación observada

cd_{tj} = variable binaria para tasas de variación desusadas en el salario real

También se demostró que el sistema de ecuaciones de (4.4) puede reducirse a la siguiente ecuación:

$$\omega_{tj} = c_{0j} + c_{1j} \omega_{t-1,j} + c_{2j} \pi_t^E + c_{3j} cd_{tj} + c_{4j} \pi_t^E ad_t + l_{tj} \quad (4.5)$$

donde

$c_{0j} = \phi_j \gamma_{0j}$, $c_{1j} = (1 - \phi_j)$, $c_{2j} = \phi_j \gamma_{1j}$, $c_{3j} = \gamma_{2j}$

si la primera ecuación (4.4) se usa para sustituir ω_{tj}^* en

la última ecuación y si se introduce en la ecuación una variable binaria que represente una respuesta asimétrica de los salarios a la inflación. El modelo macroeconómico da 0,196 como una estimación de θ , y la tasa anticipada de inflación generada por

$$\pi_t^E - \pi_{t-1}^E = 0,196 (\pi_t - \pi_{t-1}^E) \quad (3.2)'$$

puede usarse para estimar la ecuación (4.4) para cada industria.

Introducimos, además, el supuesto de que el término aleatorio l_{tj} para cada j es una serie usual de variables aleatorias independientes y distribuidas idénticamente

$$E(l_{tj}) = 0 \quad (4.6)$$

$$E(l_{tj} l_{t'j}) = \sigma_{lj}^2 \text{ para } t = t' \\ = 0 \text{ de otro modo}$$

La variable binaria cd_{tj} en la ecuación (4.4) resulta afectada por las medidas de política gubernamental, mientras que las variables π_t^E y ad_t son determinadas por hechos de naturaleza macroeconómica. Por consiguiente, no está fuera de lo razonable sostener que estas variables son exógenas a la ecuación de salarios de cada industria. Fundándose en estos supuestos, el estimador de mínimos cuadrados ordinarios de la ecuación será consistente.

Las ecuaciones estimadas para 20 industrias especificadas en (4.5) no revelan una fuerte evidencia de ajustes rezagados de las tasas de variación observadas en los salarios con respecto a sus tasas de equilibrio. Por lo tanto, las ecuaciones se estiman para todas las industrias con la restricción $\phi_j = 1$; la ecuación con esta restricción es:

$$\omega_{tj} = c_{0j} + c_{2j} \pi_t^E + c_{3j} cd_{tj} + c_{4j} \pi_t^E ad_t + \iota_{tj} \quad (4.7)$$

donde

$$c_{0j} = \gamma_{0j}, \quad c_{2j} = \gamma_{1j}, \quad c_{3j} = \gamma_{2j}, \quad c_{4j} = \gamma_{3j} \quad \underline{12/}$$

En el cuadro 4 se indican las estimaciones de parámetros, los valores t , y otros estadísticos pertinentes. Los resultados revelan los roles marcadamente significativos de las variables π_t^E , cd_{tj} , ad_{tj} en la determinación de la tasa de variación del salario nominal en cada industria.

Los coeficientes de determinación ajustados indicados en el cuadro oscilan desde 0,332 (productos químicos) a 0,746 (papel). Estos coeficientes relativamente bajos no resultan totalmente inesperados, ya que las variables dependientes son tasas de variación que se mantienen estacionarias en sus medias. Los estadísticos Durbin-Watson indican que no hay evidentes correlaciones seriales de errores en la mayoría de las industrias.

Los coeficientes estimados para la tasa de inflación anticipada (π_t^E y $\pi_t^E ad_{tj}$) y la variable binaria (cd_{tj}) son todos significativos, mientras que los términos constantes no son significativos en la mayor parte de los casos. Es especialmente interesante la respuesta de los salarios al ascenso y al descenso de las tasas de inflación. Tal como se preveía, la respuesta de los salarios es más sensible a un alza que a una declinación de la tasa de inflación anticipada. Hay dos formas, por lo menos, de interpretar este fenómeno: Primero, la previsión de una aceleración en la inflación puede originar una atmósfera de gran incertidumbre, provocando presiones sobre las firmas para que otorguen mayores ajustes salariales; segundo, las tasas de aumento de los salarios pueden ser rígidas hacia abajo, con respuestas asimétricas de los ajustes salaria

les ante la inflación. Para ver con mayor claridad este punto, podemos comparar la variación en la tasa de aumento de los salarios nominales provocada por la previsión de una inflación creciente, con la de una inflación en des aceleración. La primera diferencia de la ecuación (4.7) resulta

$$\Delta\omega_{tj} = (c_{2j} + c_{4j}) \Delta\pi_t^E = (\gamma_{1j} + \gamma_{3j}) \Delta\pi_t^E \quad (4.8)$$

en el primer caso, mientras que en el último caso se convierte en

$$\Delta\omega_{tj} = c_{2j} \Delta\pi_t^E = \gamma_{1j} \Delta\pi_t^E \quad (4.9)$$

si se mantienen constantes las otras variables. Por ejemplo, un aumento de un punto porcentual en la tasa de inflación anticipada originaría un aumento de 1,4184 punto porcentual en la tasa de variación del salario nominal de la industria alimentaria, mientras que una disminución de un punto porcentual en la tasa de inflación anticipada solo provocaría una disminución de 0,441 punto porcentual en dicho salario nominal. El cuadro 5 presenta un resumen de los coeficientes estimados de la tasa de inflación anticipada para ambos casos y sus correspondientes medias. Las estimaciones del coeficiente medio y sus razones "t" no proporcionan una prueba definida en apoyo de la hipótesis de que los coeficientes son significativamente diferentes de la unidad con pronunciadas diferencias de magnitud a través de los sectores. Las razones "t" indican que solo para seis de las 20 industrias los coeficientes medios son significativamente inferiores a la unidad. Ninguno de ellos es significativamente mayor que la unidad. Las estimaciones puntuales de los coeficientes medios, sin embargo, oscilan entre 0,611 (metales) y 1,099 (cueros); son menores que la unidad en todas las industrias salvo dos (carnes y cueros). En la mayoría de las industrias los ajustes salariales fueron excesivos cuando se preveía una aceleración de la inflación, mientras que fue

ron insuficientes cuando se anticipaba una desaceleración de la inflación.

El último aspecto importante de las ecuaciones salariales informadas en el cuadro 4 es el de sus implicaciones para el ajuste salarial a corto plazo. El test llevado a cabo y que se ubicó al comienzo de esta subsección no revela ningún rezago en el ajuste de los salarios de las industrias con respecto a la inflación anticipada. Sin embargo, esto no implica que los salarios nominales se ajusten a la inflación corriente en forma inmediata, ya que es bien conocido que el mecanismo de adaptación de expectativas utilizado para obtener la tasa de inflación esperada es un promedio ponderado de las tasas de inflación pasadas y actual y el ponderador de la tasa actual en nuestro caso fue 0,196 (Chu y Feltenstein, 1978).

Tal como se analiza en la subsección siguiente, al menos una parte de la significativa disminución del salario real en la Argentina durante el período 1975-1976 puede explicarse por este rezago en el ajuste de las expectativas a la inflación efectiva.

3. Simulaciones de políticas

Uno de los objetivos de este trabajo ha sido estimar las implicaciones para los salarios reales de las políticas gubernamentales que han provocado inflación. Por lo tanto, desearíamos juzgar a qué nivel habrían llegado los salarios reales si se hubieran adoptado distintas políticas fiscales y de precios. En Chu y Feltenstein (1978) se realizaron varias simulaciones bajo distintos supuestos relativos al comportamiento del gobierno y se computaron las tasas de inflación resultantes. En especial, se simuló el modelo macroeconómico utilizando (1) la serie histórica de variables exógenas, (2) el supuesto de un presupuesto gubernamental equilibrado y (3) el supuesto de la ausencia de precios distorsionados, es decir que el gobierno no ejerciera controles de precios y permitiera que

los mayores costos salariales se trasladaran libremente a los precios de producción. Para cada una de estas simulaciones se generó una serie de tasas de inflación y se encontró que la simulación histórica explicaba bastante bien las tasas de inflación observadas, mientras que las otras dos simulaciones daban como resultado tasas de inflación considerablemente inferiores. 13/

En la presente sección describiremos los resultados de tres simulaciones de las ecuaciones salariales correspondientes a las tres simulaciones del modelo macroeconómico recién descrito. El primer paso de este ejercicio es la creación de una serie de tasas de inflación esperadas, π_t^E , derivadas de las tasas de inflación simuladas utilizando las ecuaciones de adaptación de expectativas estimadas (3.2)'. Posteriormente, esta serie de tasas de inflación esperadas se usa para generar las variables binarias cd_{tj} y ad_t , definidas en la Sección III. Para la simulación histórica usamos luego la serie de variables binarias de control cd_{tj} y generamos series de salarios nominales a partir de las ecuaciones estimadas consignadas en el cuadro 4. A fin de simular salarios en los casos de un presupuesto gubernamental equilibrado y de eliminación de distorsiones en los precios, adoptamos el supuesto de que el gobierno no interfiere en el proceso de determinación de salarios, de manera que las variables binarias de control, cd_{tj} , se fijan uniformemente como iguales a cero. Luego se deflaciona el salario nominal simulado con el correspondiente nivel de precios simulado para llegar a salarios reales simulados. Los promedios de los salarios reales simulados para los períodos 1967I-1976IV, 1967I-1972IV y 1973I-1976IV en cada una de las veinte industrias figuran en el Cuadro A.II del Apéndice y están resumidos en el cuadro 7. 14/ Advertimos que el salario real simulado es más alto en cada industria cuando se han eliminado las distorsiones que en el caso histórico, y que resultan todavía más elevadas cuando el presupuesto

CUADRO 4

Ecuación estimada del salario (1).

	Constante γ_{0j}	Coeficientes de			\bar{R}^2	DW	SE
		$\frac{E}{Y_{1j}}$	$\frac{cd}{Y_{2j}}$	$\frac{E}{Y_{3j}}$			
<u>Alimentación y tabaco</u>							
1. Alimentos	0,0050 (0,25)	0,4410 (2,51)	0,3315 (6,02)	0,9774 (4,97)	0,628	2,18	0,100
2. Carnes	0,0035 (0,18)	0,7001 (3,93)	0,3416 (6,66)	0,6459 (3,24)	0,598	2,32	0,101
3. Vino	0,0074 (0,36)	0,4664 (2,50)	0,2363 (4,02)	0,9036 (4,37)	0,556	1,99	0,105
4. Leche	0,0040 (0,18)	0,5288 (2,72)	0,3142 (4,48)	0,7926 (3,39)	0,451	2,15	0,111
5. Tabaco	0,0076 (0,36)	0,5181 (2,64)	0,4839 (6,29)	0,9200 (4,10)	0,543	2,61	0,111
<u>Indumentaria</u>							
6. Algodón	0,0281 (1,47)	0,3721 (2,09)	0,1398 (2,08)	0,7157 (4,97)	0,454	1,92	0,101
7. Textil	0,0280 (1,46)	0,3668 (2,06)	0,1294 (1,93)	0,7085 (3,52)	0,449	1,91	0,101
8. Calzado	-0,0040 (-0,22)	0,4820 (2,94)	0,4143 (8,80)	0,9535 (5,20)	0,685	2,49	0,093
9. Indumentaria	0,0054 (0,29)	0,4539 (2,66)	0,4163 (6,98)	0,8719 (4,62)	0,652	2,81	0,097
<u>Madera, papel, etc.</u>							
10. Madera	0,0116 (0,68)	0,5228 (3,34)	0,3518 (5,74)	0,7573 (4,23)	0,581	2,63	0,089
11. Papel	0,0063 (0,31)	0,4307 (2,14)	0,4897 (8,44)	0,9670 (4,45)	0,746	2,27	0,110
12. Gráfica	0,0090 (0,46)	0,3640 (2,05)	0,2668 (4,44)	0,9797 (4,73)	0,536	1,86	0,101
13. Cuero	0,0009 (0,05)	0,7498 (4,15)	0,5169 (7,30)	0,6991 (3,38)	0,607	2,51	0,102
14. Caucho	-0,0031 (-0,13)	0,4465 (2,09)	0,4947 (6,49)	1,0323 (4,35)	0,587	2,21	0,122
<u>Productos químicos</u>							
15. Productos químicos	0,0270 (1,29)	0,4908 (2,67)	0,1094 (1,40)	0,4738 (2,00)	0,332	2,05	0,104
<u>Cerámicas, mosaicos, etc.</u>							
16. Cerámicas	0,0066 (0,36)	0,5552 (3,31)	0,4286 (7,33)	0,6780 (3,66)	0,645	2,17	0,095
17. Mosaicos	0,0139 (0,86)	0,3800 (2,50)	0,4034 (7,83)	0,8359 (5,06)	0,701	2,41	0,086
18. Piedra	0,0198 (1,45)	0,4078 (3,21)	0,1966 (4,10)	0,6341 (4,41)	0,596	2,29	0,072
<u>Metales</u>							
19. Metales	0,0137 (0,69)	0,4851 (2,76)	0,2733 (4,49)	0,6890 (3,39)	0,462	2,16	0,099
<u>Equipo de transporte</u>							
20. Equipo de transporte	0,168 (0,91)	0,5226 (3,09)	0,3963 (5,99)	0,7403 (3,83)	0,547	2,74	0,096

(1) Período muestral: 1963 III - 1976 IV.

CUADRO 5

Coefficiente de la tasa de inflación anticipada
en la ecuación del salario

	Anticipación de:		Media (3)
	aceleración (1) de la inflación	desaceleración (2)	
<u>Alimentación y tabaco</u>			
1. Alimentos	1,418 (2,73)	0,441	0,929 (-0,54)
2. Carne	1,346 (2,16)	0,700	1,023 (0,17)
3. Vino	1,370 (2,24)	0,466	0,918 (-0,58)
4. Leche	1,321 (1,64)	0,529	0,925 (-0,48)
5. Tabaco	1,438 (2,35)	0,518	0,978 (-0,14)
<u>Indumentaria</u>			
6. Algodón	1,089 (0,55)	0,372	0,730 (-1,97)
7. Textil	1,075 (0,46)	0,367	0,721 (-2,02)
8. Calzado	1,435 (2,96)	0,482	0,958 (-0,33)
9. Indumentaria	1,326 (2,26)	0,454	0,890 (-0,87)
<u>Madera, papel, etc.</u>			
10. Madera	1,280 (1,89)	0,523	0,901 (-0,80)
11. Papel	1,398 (2,57)	0,431	0,914 (-0,60)
12. Gráfica	1,344 (2,05)	0,364	0,854 (-1,06)
13. Cuero	1,449 (2,63)	0,750	1,099 (0,70)
14. Caucho	1,479 (2,60)	0,446	0,962 (-0,24)
<u>Productos químicos</u>			
15. Productos químicos	0,965 (-0,16)	0,491	0,728 (-1,69)
<u>Cerámicas, mosaicos, etc.</u>			
16. Cerámicas	1,233 (1,65)	0,555	0,894 (-0,85)
17. Mosaicos	1,216 (1,73)	0,380	0,798 (-1,80)
18. Piedra	1,042 (0,37)	0,408	0,725 (-2,81)
<u>Metales</u>			
19. Metales	1,174 (1,02)	0,485	0,611 (-2,78)
<u>Equipo de transporte</u>			
20. Equipo de transporte	1,263 (1,64)	0,523	0,893 (-0,80)

(1) Computada como la suma de $\bar{\gamma}_{1j}$ y $\bar{\gamma}_{3j}$. Entre paréntesis figuran las razones "t" formadas para probar la hipótesis nula de que $\gamma_{1j} + \gamma_{3j}$ es igual a 1.

(2) Obtenida de $\bar{\gamma}_{1j}$.

(3) Computada como el promedio de $\bar{\gamma}_{1j} + \bar{\gamma}_{3j}$ y $\bar{\gamma}_{1j}$. Entre paréntesis figuran las razones de "t" formadas para probar la hipótesis nula de que el promedio $(2\gamma_{1j} + \gamma_{3j})/2$ es igual a 1.

gubernamental está equilibrado. Tal vez se puede hacer una comparación más dramática a partir del Cuadro A.III del Apéndice y del Cuadro 8, en el cual se presentan las tasas de variación del salario real en cada una de las simulaciones. Notamos que en las simulaciones históricas para el período 1967I-1976IV todas las industrias indican tasas negativas de crecimiento en los salarios reales, mientras que en los casos de presupuesto equilibrado y de ausencia de distorsiones las tasas de crecimiento fueron positivas en casi la totalidad de los sectores. En todas las simulaciones existe una considerable diferencia entre los salarios reales de los distintos sectores industriales, como cabe esperar dada la dispersión de los coeficientes de reacción estimados en las ecuaciones salariales.

También puede resultar útil examinar la trayectoria seguida en el tiempo por los salarios reales en ciertas industrias y, en consecuencia, el Gráfico IV diagrama los salarios reales del sector industrial globalmente, junto con las industrias alimentaria, del cuero y de productos químicos para cada una de las tres simulaciones. Notamos que, para las tres industrias, la eliminación de las distorsiones en los precios ejerce un impacto mayor sobre los salarios reales que el equilibrio del presupuesto gubernamental en el período anterior a 1973, mientras que ocurre lo contrario después de 1973. El probable motivo de este cambio es el impacto relativamente mayor (comparado con el de las distorsiones en los precios) que tuvo sobre la tasa de inflación el déficit del gobierno después de 1973 que antes de ese año, como puede verse en el Gráfico II. También es interesante notar que, debido a los diferentes coeficientes, existe una diferencia entre el aumento de los salarios reales que se observan en cada una de las industrias de la muestra en las dos simulaciones hipotéticas.

Los resultados de las simulaciones resumidas precedentemente revelan las siguientes explicaciones posibles de las fluctuaciones registradas en la tasa del salario

GRAFICO 2

Tasas trimestrales de inflación simuladas

basadas en diferentes supuestos de políticas

Por ciento

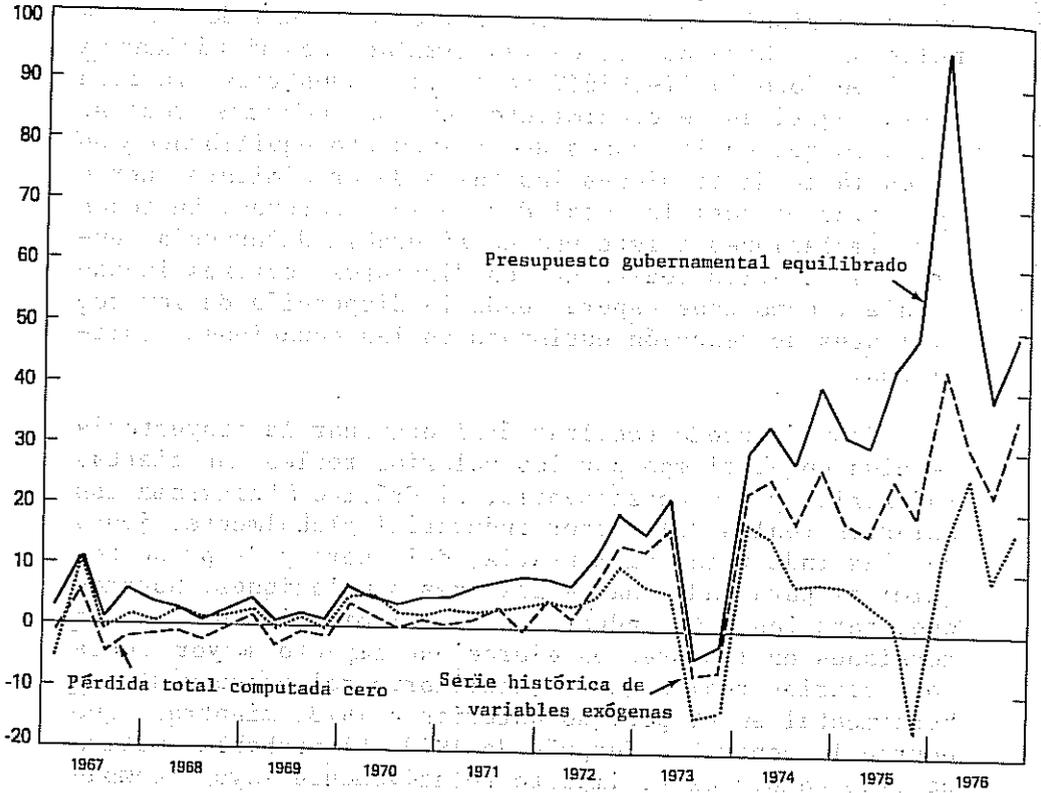


GRAFICO 3

Tasas de variación observadas y simuladas en el
salario nominal promedio del sector industrial

Por ciento

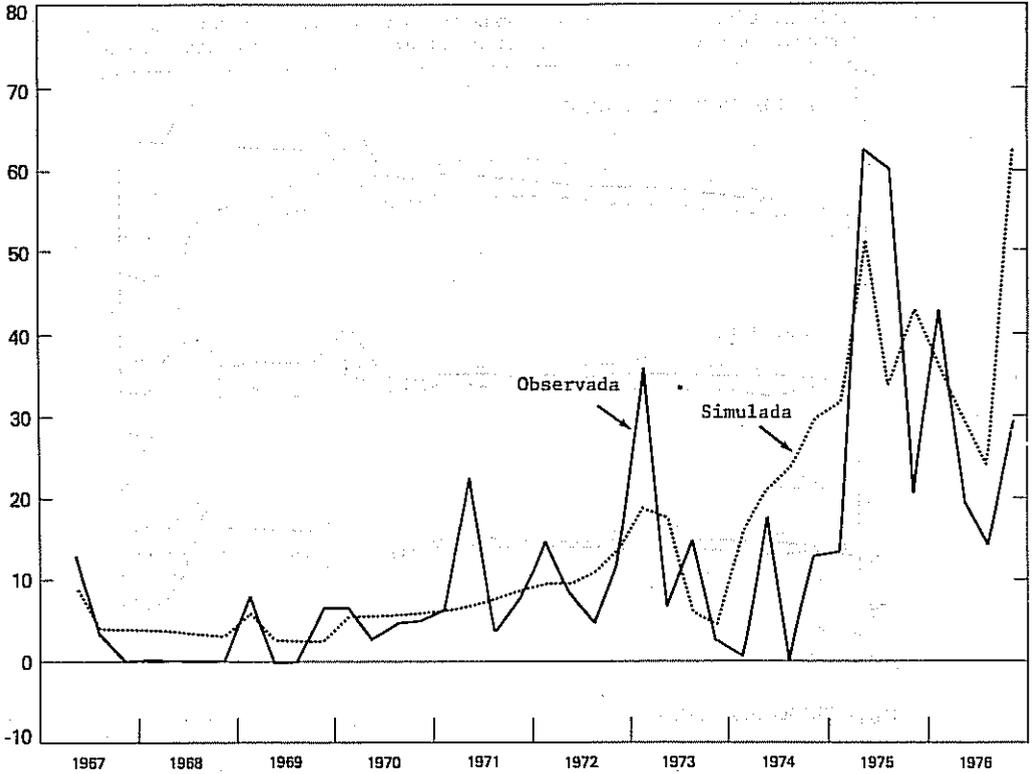
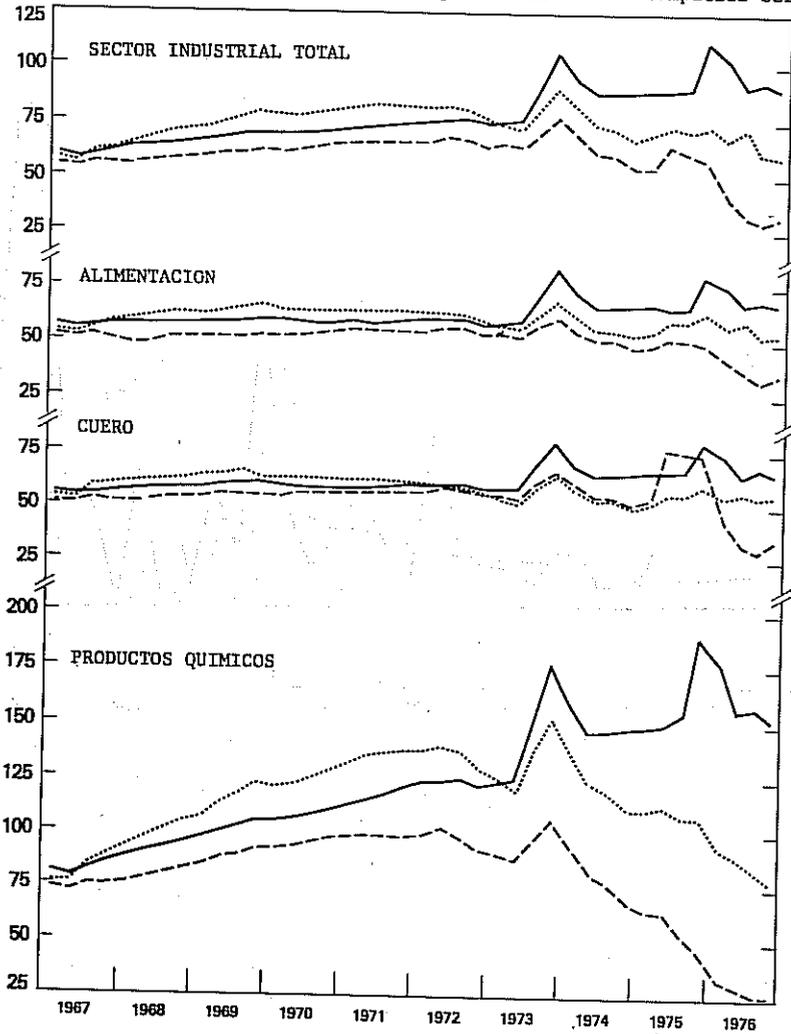


GRAFICO 4

Salarios reales simulados

(Salarios reales por hora en pesos de 1963)

--- Serie histórica de variables exógenas — Presupuesto gubernamental equilibrado Distorsión total computada cero



CUADRO 6

Tasas de Inflación Simuladas con diferentes
supuestos de política gubernamental
(Promedios del período)

	1967I a 1972IV	1973I a 1976IV	1967I a 1976IV
Serie histórica de variables exógenas	5,30	34,77	17,09
Presupuesto gubernamental equilibrado	2,23	5,86	3,68
Pérdida total computada cero de firmas públicas y privadas	1,13	19,66	8,54

real: (1) En la Argentina, durante el período de la muestra las fluctuaciones de corto plazo del salario real se debieron posiblemente a una anticipación errónea de la inflación por parte del público. Probablemente debido a que las tasas del salario nominal se ajustaban al menos parcialmente respondiendo a la anticipación de la inflación por parte del público, los salarios reales variaban marcadamente al fluctuar en forma errática la tasa inflacionaria, lo cual daba al público un gran margen de error en su anticipación de la inflación, en particular durante 1975 y 1976. (2) Aun cuando no hay pruebas sustanciales de la existencia de ilusión monetaria de largo plazo, los salarios reales podrían reducirse durante un cierto período si el esquema de anticipación del público fuera adaptivo, ya que dicho esquema no permite al público responder correctamente a una aceleración de la tasa inflacionaria. Como ya mencionáramos en la Sección III, sería interesante comparar estos resultados con los obtenidos de un esquema de expectativas racionales.

CUADRO 7

Simulación de salarios reales con diferentes supuestos de déficit gubernamental y distorsiones de precios (1)

(Promedios del período)

	1967 I a		1973 I a		1976 I a		1976 IV		1967 I a		1976 IV	
	HE	PE	PC	HE	PE	PC	HE	PE	HE	PE	PC	PC
	- Tasas de salario horario en pesos de 1963 -											
Total	60,82	67,76	73,35	54,93	90,59	71,52	58,47	76,89	72,74			
Alimentación y tabaco	48,75	53,37	56,75	44,81	62,67	51,63	47,17	57,09	54,70			
Indumentaria	54,76	62,66	69,21	50,82	91,23	70,84	57,18	74,09	69,86			
Madera, papel, etc.	55,65	57,12	61,30	56,14	68,17	56,61	55,85	61,54	59,43			
Productos químicos	89,20	103,43	115,02	65,71	154,34	113,18	79,80	123,79	114,28			
Cerámicas, mosaicos, etc.	55,16	62,83	69,07	51,48	80,15	62,36	53,69	69,76	66,39			
Metales	61,22	69,07	75,27	46,61	87,60	68,48	55,37	76,48	72,55			
Equipo de transporte	70,49	78,56	84,78	68,21	110,05	87,46	69,58	91,16	85,85			

(1) Medias simuladas para el período de salarios horarios en pesos de 1963. Las columnas "HE", "PE" y "PC" indican respectivamente las simulaciones basadas en la serie histórica de las variables exógenas, el supuesto de un presupuesto gubernamental equilibrado y una pérdida total computada en cero de los sectores público y privado del sistema macroeconómico.

CUADRO 8

Simulaciones de tasas de variación de las tasas de salario real con diferentes supuestos de déficit gubernamental y distorsiones de precios (1)

(Promedios del período)

	1967 I a		1973 I a		1967 I a	
	HE	PC	HE	PC	HE	PC
Total	0,61	1,22	1,34	1,34	1,54	1,35
Alimentación y tabaco	0,17	0,58	0,58	0,17	0,83	0,81
Indumentaria	0,78	1,60	1,83	1,80	1,09	1,68
Madera, papel, etc.	0,52	0,58	0,66	1,24	0,32	0,84
Productos químicos	1,07	2,22	2,51	1,86	2,20	2,08
Cerámicas, mosaicos, etc.	0,30	1,15	1,37	1,26	1,32	1,20
Metales	0,36	1,14	1,30	1,30	2,08	1,20
Equipo de transporte	0,95	1,59	1,68	1,92	6,50	1,72

- Por ciento por trimestre -

(1) Véase la nota al pie del Cuadro 7.

V. RESUMEN Y CONCLUSIONES

Hemos estimado ecuaciones de salarios para las veinte industrias que comprenden el sector industrial de las cuentas nacionales de la Argentina. Las ecuaciones, cuyas variables explicativas son la tasa de inflación esperada y las variables binarias que representan tasas de variación excepcionales en los salarios reales y velocidades de ajuste asimétricas, reproducen con razonable exactitud la evolución histórica de los salarios.

Las tasas simuladas de inflación que resultan cuando se supone que el gobierno central ha equilibrado su presupuesto y ha suprimido los controles de precios se derivan de un modelo macroeconómico construido anteriormente. Estas tasas se usan para simular las ecuaciones salariales y se nota que los niveles de los salarios reales resultantes son más altos que los que se produjeron históricamente. En el contexto argentino es de especial interés la simulación en la cual los salarios reales se elevan si se eliminan las distorsiones en los precios, ya que un objetivo importante del gobierno al imponer algunos de los más severos controles de precios fue el de elevar el salario real y nuestros resultados indican que dichos controles pueden haber tenido precisamente el efecto contrario.

El salario real promedio global correspondiente a cada una de las simulaciones se deriva para el sector industrial total mediante la aplicación de un esquema de ponderaciones y se demuestra que, en general, el salario real se eleva a medida que declina la inflación. Si bien no podemos estimar las ecuaciones salariales para los sectores no industriales de la economía debido a la falta de datos, parece razonable suponer que los salarios del sector industrial se ajustan a la inflación por lo menos con la misma velocidad que lo hacen los del resto de la economía. De ser cierto este supuesto, nuestras estimaciones y simulaciones nos proporcionarían sólidas pruebas para apoyar la conclusión de que la inflación conduce a un menor

salario real en todo el ámbito de la economía. Dependiendo de lo que ocurre con la ocupación, esto podría dar como resultado, naturalmente, una caída del ingreso del sector laboral.

Como fin último del presente tipo de investigación, deseáramos evaluar los efectos de la inflación en el bienestar. Podríamos tomar el ingreso real como indicador del bienestar, pero no es correcto hacerlo porque así se desconocería la posibilidad de que hubiera un efecto precio relativo considerable. De tal modo, cuando los controles distorsionan los precios relativos, cada categoría de la fuerza laboral puede perder ingreso real, pero los controles pueden favorecer tan marcadamente el ordenamiento preferencial de ciertas categorías como para contrarrestar la pérdida registrada en el ingreso a través del efecto de los precios relativos. Así, por ejemplo, si el precio de los alimentos se mantiene a 20% de su nivel de equilibrio y si un grupo de consumidores gasta el 90% de sus ingresos en alimentos, aun cuando pueda sufrir una pérdida en su ingreso real debido a la inflación inducida por la inflación, en el corto plazo puede realizar un aumento neto en su bienestar a causa del bajo precio relativo de los alimentos 15/. Como tema objeto de una futura investigación sería útil, por lo tanto, computar la estructura de precios relativos que resultaría en cada uno de los diferentes cuadros inflacionarios y luego computar directamente los niveles de utilidad de cada categoría laboral. Tal análisis nos permitiría distinguir entre el bienestar de las diferentes categorías de consumidores, lo cual no se ha efectuado hasta el momento.

CUADRO A.I.

Salarios reales y tasas de variación de los salarios reales

(Promedio del período)

	Salario real			Tasa de variación del salario real		
	1967 I a 1972 IV	1973 I a 1976 IV	1967 I a 1976 IV	1967 I a 1972 IV	1973 I a 1976 IV	1967 I a 1976 IV
	- En pesos de 1963 por hora -			- Por ciento por trimestre -		
Total	52,73	48,00	50,84	- 0,62	- 2,53	- 1,38
<u>Alimentación y tabaco</u>	45,08	44,29	44,76	- 0,52	- 1,59	- 0,95
Alimentos	47,35	45,13	46,46	- 0,87	- 1,82	- 1,25
Carne	41,75	43,08	42,28	- 0,27	- 1,20	- 0,64
Vino	45,20	45,87	45,28	- 0,08	- 1,38	- 0,60
Leche	51,66	44,87	48,94	- 1,11	- 2,72	- 1,75
Tabaco	48,26	44,86	46,90	- 0,78	- 2,23	- 1,36
<u>Indumentaria</u>	47,36	44,30	46,14	- 0,46	- 2,39	- 1,23
Algodón	48,10	44,47	46,65	- 0,44	- 2,68	- 1,33
Textiles	50,30	45,11	48,22	- 0,52	- 2,85	- 1,45
Calzado	41,11	43,91	42,23	- 0,51	- 1,65	- 0,97
Indumentaria	44,92	42,99	44,15	- 0,39	- 1,63	- 0,89
<u>Madera, papel, etc.</u>	49,69	45,95	48,19	- 0,55	- 1,25	- 0,83
Madera	50,34	44,22	47,89	- 0,51	- 2,94	- 1,48
Papel	54,76	52,06	53,68	- 1,15	- 1,95	- 0,09
Gráfica	46,11	42,61	44,71	- 0,07	- 2,48	- 1,04
Cuero	53,21	47,96	51,11	- 0,44	- 1,32	- 0,79
Caucho	48,47	46,31	47,60	- 0,91	- 0,86	- 0,89
<u>Productos químicos</u>	66,77	47,79	59,26	- 1,10	- 4,47	- 2,45
Productos químicos	66,77	47,79	59,26	- 1,10	- 4,47	- 2,45
<u>Cerámicas, mosaicos, etc.</u>	49,31	44,76	47,49	- 0,75	- 2,83	- 1,58
Cerámicas	47,77	47,65	47,72	- 0,93	- 1,22	- 1,05
Mosaicos	49,26	48,70	49,03	- 0,54	- 1,89	- 1,08
Piedra	50,11	40,60	46,30	- 0,79	- 4,29	- 2,19
<u>Metales</u>	53,28	48,99	51,57	- 0,75	- 3,28	- 1,76
Metales	53,28	48,99	51,57	- 0,75	- 3,28	- 1,76
<u>Equipo de transporte</u>	60,61	54,57	58,20	- 0,61	- 3,01	- 1,57
Equipo de transporte	60,61	54,57	58,20	- 0,61	- 3,01	- 1,57

CUADRO A. II.

Simulación de salarios reales con diferentes supuestos de déficit gubernamental y de distorsiones de precios (1)

(Promedios del período)

	1967 I a 1972 IV			1973 I a 1976 IV			1967 I a 1976 IV		
	HE	PE	PC	HE	PE	PC	HE	PE	PC
	- Salarios horarios en pesos de 1963 -								
Total	60,82	67,76	73,55	54,93	90,59	71,52	58,47	76,89	72,74
<u>Alimentación y tabaco</u>	48,75	53,37	56,75	44,81	62,67	51,63	47,17	57,09	54,70
Alimentación	52,46	57,78	61,86	47,98	68,20	57,56	50,67	61,95	60,14
Carne	44,79	48,52	51,03	40,25	55,99	44,97	42,98	51,51	48,60
Vino	45,65	50,44	54,12	47,23	61,33	50,85	46,28	54,80	52,81
Leche	57,76	63,75	68,22	45,16	71,80	58,44	52,72	66,97	64,31
Tabaco	54,29	59,26	62,95	56,82	74,91	62,93	55,30	65,52	62,94
<u>Indumentaria</u>	54,76	62,66	69,21	50,82	91,23	70,84	53,18	74,09	69,86
Algodón	59,57	68,87	76,72	56,90	108,63	83,17	58,50	84,77	79,30
Textiles	62,35	72,23	80,58	58,11	113,01	86,30	60,65	88,54	82,87
Calzado	38,95	42,61	45,29	32,97	42,77	36,27	36,56	42,68	41,68
Indumentaria	43,86	48,73	52,50	39,41	55,91	45,92	42,08	51,60	49,87
<u>Madera, papel, etc.</u>	55,65	57,12	61,30	56,14	68,17	56,61	55,85	61,54	59,43
Madera	55,70	61,88	66,60	50,52	79,16	63,44	53,63	68,79	65,33
Papel	62,18	68,71	73,78	84,22	82,34	69,12	70,99	74,16	71,91
Gráfica	54,80	48,67	52,85	45,23	59,53	49,53	50,97	53,02	51,52
Cuero	54,76	58,37	60,59	54,72	67,29	55,40	54,74	61,94	58,52
Caucho	49,53	54,14	57,53	50,00	56,02	48,27	49,72	54,89	53,83
<u>Productos químicos</u>	89,20	103,43	115,02	65,71	154,34	113,18	79,80	123,79	114,28
Productos químicos	89,20	103,43	115,02	65,71	154,34	113,18	79,80	123,79	114,28
<u>Cerámicas, mosaicos, etc.</u>	55,16	62,83	69,07	51,48	80,15	62,36	53,69	69,76	66,39
Cerámicas	53,79	59,81	64,34	44,63	68,55	54,25	50,13	63,31	60,30
Mosaicos	53,02	60,14	65,96	63,00	76,78	61,42	57,01	66,80	64,14
Piedra	57,31	66,20	73,57	46,99	88,28	67,08	53,19	75,03	70,97
<u>Metales</u>	61,22	69,07	75,27	46,61	87,60	68,48	55,37	76,48	72,55
Metales	61,22	69,07	75,27	46,61	87,60	68,48	55,37	76,48	72,55
<u>Equipo de transporte</u>	70,49	78,56	84,78	68,21	110,05	87,46	69,58	91,16	85,85
Equipo de transporte	70,49	78,56	84,78	68,21	110,05	87,46	69,58	91,16	85,85

(1) Medias simuladas en el período de salarios por hora en pesos de 1963. Las columnas "HE", "PE" y "PC" indica, respectivamente, las simulaciones basadas en la serie histórica de las variables exógenas, la suposición de un presupuesto gubernamental equilibrado y una pérdida total computada igual a cero de los sectores público y privado del sistema macroeconómico.

CUADRO A. III.

Simulación de tasas de variación de los salarios reales con diferentes supuestos de déficit gubernamental y distorsiones de precios (1)

(Promedios del período)

	1967 I a 1972 IV			1973 I a 1976 IV			1967 I a 1976 IV		
	HE	PE	PC	HE	PE	PC	HE	PE	PC
	- Por ciento por trimestre -								
Total	0,61	1,22	1,34	- 3,56	1,54	- 1,18	- 1,06	1,35	0,34
Alimentación y tabaco	0,17	0,58	0,58	- 2,35	0,17	- 0,56	- 0,83	0,81	0,12
Alimentación	0,12	0,48	0,55	- 2,31	1,27	- 0,33	- 0,85	0,80	0,20
Carne	0,19	0,60	0,52	- 2,16	1,05	- 0,70	- 0,75	0,78	0,03
Vino	0,26	0,70	0,78	- 2,14	1,35	- 0,55	- 0,70	0,96	0,25
Leche	- 0,09	0,40	0,45	- 4,47	0,90	- 1,20	- 1,84	0,60	- 0,21
Tabaco	0,55	0,86	0,86	- 1,40	1,63	0,22	- 0,23	1,17	0,61
Indumentaria	0,78	1,60	- 1,83	- 3,90	1,80	- 1,55	- 1,09	1,68	0,48
Algodón	1,32	2,31	2,62	- 4,71	2,31	- 1,71	- 1,09	2,31	0,89
Textiles	1,27	2,28	2,60	- 4,90	2,25	- 1,86	- 1,20	2,27	0,81
Calzado	- 0,62	- 0,33	- 0,31	- 2,27	0,49	- 0,85	- 1,28	0,00	- 0,52
Indumentaria	- 0,07	0,44	0,55	- 1,94	1,00	- 1,17	- 0,82	0,66	- 0,14
Madera, papel, etc.	0,52	0,58	0,66	- 1,58	1,24	- 0,63	- 0,32	0,84	0,14
Madera	0,51	1,09	1,18	- 3,09	1,48	- 0,97	- 0,93	1,25	0,32
Papel	0,17	0,58	0,66	- 3,08	1,31	- 0,44	- 1,34	0,87	0,22
Gráfica	1,26	0,70	0,86	- 4,25	1,34	- 0,85	- 0,94	0,96	0,17
Cuero	0,30	0,52	0,35	- 1,10	1,18	0,17	- 0,26	0,78	0,28
Caucho	- 0,47	- 0,24	- 0,22	- 0,46	0,70	- 0,41	- 0,47	0,14	- 0,29
Productos químicos	1,07	2,22	2,51	- 7,10	1,86	- 2,81	- 2,20	2,08	0,38
Productos químicos	1,07	2,22	2,51	- 7,10	1,86	- 2,81	- 2,20	2,08	0,38
Cerámicas, mosaicos, etc.	0,30	1,15	1,37	- 3,75	1,26	- 2,21	- 1,32	1,20	- 0,06
Cerámicas	- 0,05	0,59	0,68	- 2,88	0,86	- 1,80	- 1,18	0,70	- 0,31
Mosaicos	0,33	1,06	1,28	- 0,97	1,39	- 1,66	- 1,93	1,19	0,11
Piedra	0,46	1,49	1,79	- 6,09	1,38	- 2,81	- 2,16	1,45	- 0,05
Metales	0,36	1,14	1,30	- 5,74	1,30	- 1,90	- 2,08	1,20	0,02
Metales	0,36	1,14	1,30	- 5,74	1,30	- 1,90	- 2,08	1,20	0,02
Equipo de transporte	0,95	1,59	1,68	- 3,06	1,92	- 0,70	- 6,50	1,72	0,73
Equipo de transporte	0,95	1,59	1,68	- 3,06	1,92	- 0,70	- 6,50	1,72	0,73

(1) Véase la nota al pie del Cuadro A.II.

1/ Mallon y Sourrouille (1975) pág. 31.

2/ Esa causalidad en un sentido único puede justificarse, como en Wachter (1970) y Hamermesh (1970), por la relativamente reducida dimensión de las industrias en cuestión.

3/ Cabe destacar que en este estudio no probamos esquemas de anticipación alternativos. Se mantiene el esquema de adaptación de expectativas. La aplicación del esquema de expectativas racionales podría revelar interesantes resultados; sin embargo, escapa a los alcances del presente trabajo.

4/ Resulta informativo examinar el significado de la ecuación básica en un marco de "steady state". Supongamos que empezamos con la siguiente ecuación para una industria:

$$\omega_{tj}^* = f_j(u_t) + \gamma_{1j} \pi_t^E \quad (3.1)'$$

en la que u_t denota la tasa de desocupación mientras que $f_j(u_t)$ representa el impacto del exceso de demanda. Si mantenemos el supuesto de ajuste total, si la economía inflacionaria mantiene la tasa de desempleo en la tasa natural, y si las tasas de inflación real y anticipada son las mismas en situación de "steady state", podemos escribir la ecuación -prescindiendo del término de error- como

$$\omega_{tj} = \gamma_{0j} + \gamma_{1j} \pi_t \quad (3.1)''$$

en la que γ_{1j} debería ser la unidad si no existe ilusión monetaria a largo plazo. El significado de γ_{0j} en estos supuestos es claro: es la tasa de variación de "steady state" en la productividad de la mano de obra de la industria j -ésima.

5/ La tasa de variación estandarizada en el salario real para la industria j -ésima se computa mediante

$$\tau_{\omega_{tj}} = \frac{\gamma_{\omega_{tj}} - \mu_{\omega_{tj}}}{\sigma_{\omega_{tj}}}$$

en la que $\mu_{\omega_{tj}}$ y $\sigma_{\omega_{tj}}$ son la media y desviación estándar muestrales de la tasa de variación del salario real $\gamma_{\omega_{tj}}$ correspondiente al período. Esta variable binaria capta los efectos de diversos factores: (1) Como ya se explicó, el gobierno por su propia iniciativa podría ocasionalmente tratar de controlar o elevar las tasas de salarios reales de algunas industrias. (2) El gobierno podría verse obligado a intervenir en las negociaciones de salarios debido a la presión de los sindicatos para compensar los aumentos del costo de vida por una inflación "pasada". (3) También podrían verificarse tasas de aumento en las tasas del salario real desusadamente elevadas o bajas debido a una errónea anticipación de la inflación. A causa de las dificultades encontradas para cuantificar con exactitud el impacto de estos factores en el proceso de determinación de salarios, decidimos asignar valores que no fuesen cero a la variable binaria sólo para los trimestres durante los cuales las tasas de variación en las tasas del salario real eran desusadamente elevadas o bajas.

6/ Véase, por ejemplo, Tobin (1947) que presenta una explicación de las diversas razones de la rigidez descendente de los salarios. Tal resistencia podría asimismo ser provocada por los trabajadores, en la creencia de que una declinación en la tasa de inflación era sólo una caída momentánea por debajo de lo que consideraban la tasa "normal". Tales expectativas regresivas harían que vacilaran en aceptar una tasa menor de incremento salarial, ya que los contratos sólo pueden renegociarse periódicamente, mientras que la inflación podría ascender de inmediato; igualmente un aumento de la tasa de inflación esperada podría considerarse como presagio de futuras tasas aún más elevadas antes de renegociarse los contratos.

7/ El término que corresponde a la variable binaria de asimetría también puede agregarse a la ecuación original como en

$$\omega_{tj}^* = \gamma_{0j} + \gamma_{1j} \pi_t^E + \gamma_{3j} \pi_t^E ad_t \quad (3.1)'''$$

en cuyo caso $c_{4j} = \phi_j \gamma_{3j}$. Si $\phi_j = 1$, la ecuación (3.7) se convertirá en (4.7) en la Sección IV.

8/ Véase Chu y Feltenstein (1978), donde se presenta una descripción detallada del modelo.

9/ El parámetro de ajuste ϕ_j no es importante y significativo en ninguna industria y, por lo tanto, se descarta.

10/ Véase Cuadro A.I en el Apéndice.

11/ Esto no es incompatible con la atenuación de los controles de precios en los años mencionados en la Sección II; aunque el mecanismo de control era menos estricto, el efecto acumulativo de los controles anteriores significaba que la atenuación de los controles no era suficiente para que las pérdidas fueran menores que en 1973.

12/ Véase (3.1)" en la Sección III.

13/ Se llegó a la conclusión de que el déficit gubernamental fue la variable exógena más importante que influyó sobre la tasa inflacionaria. En lo referente a la bondad de ajuste de la simulación histórica, el lector interesado deberá consultar Chu y Feltenstein (1978).

14/ Los coeficientes de correlación entre los salarios reales efectivos y simulados de las 20 industrias oscilan entre 0,62 y 0,84. Son especialmente notables las rápidas declinaciones observadas en los salarios reales de las industrias en 1975-1976, que fueron correctamente simuladas por el modelo. Para una industria, la del papel, el coeficiente de correlación fue de 0,09, pero se trata al parecer de una anomalía.

15/ Este, naturalmente, es el tipo de resultado que puede observarse examinando la ecuación de Slutsky.

Referencias Bibliográficas

Chu, Ke-young, and Andrew Feltenstein, 1978, "Relative Price Distortions and Inflation: The Case of Argentina, 1963-1976", IMF Staff Papers, vol. 25, N° 3, September 1978.

Eckstein, O., and T.A. Wilson, 1962, "The Determination of Money Wages in American Industry", Quarterly Journal of Economics 76, 379-414.

Hamermesh, D.S., 1970, "Wage Bargaining, Threshold Effects, and the Phillips Curve", The Quarterly Journal of Economics, Vo. LXXXIV, No. 3.

International Financial Statistics, various issues.

Lucas, Robert E., Jr., and Rapping, Leonard A., 1969, "Price Expectations and the Phillips Curve", American Economic Review, 59 (3), 342-50.

Mallon, R.D., and J.V. Sourrouille, 1975, Economic Policy Making in a Conflict Society: the Argentine Case, Cambridge.

McGuire, T.W., and L.A. Rapping, 1968, "The Role of Market Variables and Key Bargains in Manufacturing Wage Determination Process", Journal of Political Economy 76, 1015-1036.

Pheips, et al., 1970, eds., Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory, W.W. Norton and Company.

Phelps, E.S., 1968, "Money Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium", Journal of Political Economy 76, 679-711.

Sargan, J.D., 1971, "A Study of Wages and Prices in the U.K. 1949-1968", H.G. Johnson and A.R. Nobay, eds., The Current Inflation, Macmillan, 1971.

Tobin, J., 1947, "Money Wage Rates and Employment", M.F. Mueller, ed., Readings in Macroeconomics, Holt, Rinehart and Winston, Inc., 1966.

Turnovsky, Stephen J., 1972, "The Expectations Hypothesis and the Aggregate Wage Equation: Some Empirical Evidence for Canada", Economica, 39 (153), 1-17.

Vanderkamp, John, 1972, "Wage Adjustment, Productivity and Price Change Expectations", Review of Economic Studies, 39 (1), 61-72.

Wachter, M.L., 1970, "Relative Wage Equations for the United States Manufacturing Industries, 1947-1967", The Review of Economics and Statistics.

EL COMPORTAMIENTO DEL CONSUMO AGREGADO EN LA ARGENTINA (°)

por Alfredo M. Leone*

I. INTRODUCCION

El objeto principal de este trabajo es desarrollar y constatar empíricamente un modelo explicativo del comportamiento del consumo agregado en la Argentina.

El estudio de la función consumo resulta de especial importancia en la elaboración de modelos macroeconómicos y de previsiones sobre oferta y demanda global, pues esa magnitud representa la mayor parte de la demanda agregada en cualquier economía. Los datos trimestrales disponibles correspondientes al período 1968-1978, que son empleados en las pruebas empíricas presentadas en este trabajo, indican que en la Argentina el consumo agregado representó en promedio alrededor del 70% de la demanda global.

En principio, tres aspectos merecen ser aclarados antes de entrar en el desarrollo teórico del modelo 1/. Ta

(*) Este trabajo fue publicado en las Series de Estudios Técnicos Nº 40. (*) Centro de Estudios Monetarios y Bancarios.

les aspectos están contenidos en las siguientes preguntas: 1) ¿Por qué se estima una función de consumo agregado cuando tanto la teoría económica como la teoría económica justifican funciones desagregadas de consumo distinguiendo entre bienes (durables, no durables) y distintas unidades económicas (familias, gobierno)?; 2) ¿Cómo se calcula el consumo agregado dentro del sistema de cuentas nacionales y cuál es la importancia relativa de sus distintos componentes? y 3) ¿Cómo pueden verse afectadas las propiedades estadísticas de las estimaciones correspondientes a la función consumo agregado?

El motivo por el cual se estima una función agregada de consumo, en lugar de estimar funciones desagregadas para bienes de distinta durabilidad y para distintas unidades económicas, es la inexistencia de la información estadística necesaria para la totalidad del período considerado.

En el caso del sistema de Cuentas del Producto e Ingreso de la Argentina, el consumo surge como diferencia entre el producto bruto interno y la suma del valor de la inversión bruta interna y el saldo neto de la balanza comercial $2/$. Formalmente:

$C = PBI - I + (X - M)$

I: Inversión bruta interna

X: Exportaciones

M: Importaciones

El agregado flujo obtenido en la forma indicada incluye el gasto en bienes durables y no durables de las unidades familiares, del gobierno y de instituciones pri

vadas sin fines de lucro, juntamente con una proporción de variaciones de existencias no captadas en el cálculo directo. La teoría económica indica que los determinantes del consumo de bienes durables son diferentes de los del consumo de bienes no durables. Por otra parte, se reconoce que el consumo del gobierno responde a factores distintos de los del consumo de las familias, pues estas unidades tienen generalmente objetivos diferentes. En consecuencia, parece difícil a priori formular un modelo de comportamiento que resulte útil para explicar el consumo agregado.

Sin embargo, si la participación relativa de alguno de los componentes del consumo agregado fuera notablemente mayor que la de cualquiera de los otros, se podrían efectuar algunos supuestos simplificadores y adoptar un modelo que respondiera al comportamiento de ese componente particular.

Tal como se señalara anteriormente se carece, hasta ahora, de información acerca de la estructura del consumo agregado para la totalidad del período 1968-1978. No obstante, para el período 1950-1973 existe una estimación a nivel anual de los gastos del gobierno, efectuada por cálculo directo, que forma parte del estudio sobre Cuentas Nacionales de la Argentina realizado por el Banco Central 3/. En ese estudio se consideran gastos de consumo del gobierno los efectuados por entes gubernamentales para atender las remuneraciones de su personal y las adquisiciones de mercaderías y servicios no personales, realizados con el fin de cumplir con la prestación de sus servicios 4/. De la citada estimación surge que el consumo del gobierno representó cerca del 10% del consumo agregado como promedio para esos 24 años.

Asimismo, un estudio efectuado por CEPAL sobre el consumo de bienes durables en la Argentina permite concluir que el consumo de esos bienes representó en promedio poco más del 9% durante el período 1968-1976 5/. En ese estudio se incluye, en la definición de bienes durables, a los automóviles.

Por tanto, teniendo en cuenta los datos presentados en los dos párrafos anteriores y suponiendo que aquellas proporciones prevalecieron durante el período 1968-1978 y que las variaciones de existencias no captadas son de menor importancia, se puede afirmar que el consumo de bienes no durables por las unidades familiares y las instituciones privadas sin fines de lucro representa alrededor del 80% del consumo agregado. Esta conclusión, como se verá más adelante, facilita la formulación del modelo que tendrá en cuenta las pautas de comportamiento de las unidades familiares para el consumo de bienes no durables.

Queda ahora por responder a la pregunta 3 antes planteada, que se refiere a las propiedades de los estimadores cuando se prueban empíricamente funciones como la que constituye el objeto del presente estudio. Dada la función a estimar y el método empleado en la estimación, que es el de mínimos cuadrados ordinarios y, además, suponiendo que se cumplen los supuestos del citado método, las propiedades convenientes de los estimadores ^{6/} pueden ser afectadas por tres motivos principales: a) por errores de medición de las variables empleadas; b) por la utilización de un procedimiento de estimación que es propio de modelos uniecuacionales cuando la función consumo forma parte de un modelo multiecuacional, y c) por el empleo de variables con el máximo grado de agregación.

En cuanto al problema derivado de la existencia de errores de medición en las variables empleadas, altamente probable en el caso de la función consumo agregado dadas las limitaciones estadísticas existentes ya mencionadas la teoría econométrica permite afirmar que las propiedades de los estimadores pueden no ser afectadas mayormente. En realidad, se demuestra que los estimadores de las regresiones por mínimos cuadrados ordinarios son sesgados e inconsistentes cuando existen errores de medición de las variables independientes, pero que la existencia de tales errores en la variable dependiente no afecta las propiedades de esos estimadores. Asimismo, en casos en los

cuales los agentes económicos reaccionan ante cambios en los valores conocidos de las variables, es decir en los valores medidos, más bien que ante cambios en los valores reales, se reconoce que los errores de medición en las variables independientes son irrelevantes y las estimaciones obtenidas por el método de mínimos cuadrados ordinarios son válidas 7/.

Por otra parte, la teoría econométrica afirma que de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de ecuaciones individuales que forman parte de un modelo de ecuaciones simultáneas pueden resultar estimadores sesgados e inconsistentes de los parámetros. Específicamente, la estimación por el método mencionado de una función consumo agregado que forma parte de un modelo simple de determinación del ingreso nacional conduce a una sobreestimación de la propensión marginal a consumir 8/. Este punto no se desconoce y, una vez estudiado el comportamiento individual de la función consumo, ésta debería ser reestimada en futuros trabajos como parte de un modelo macroeconómico más complejo mediante alguna de las técnicas econométricas existentes (mínimos cuadrados bivariados, trivariados, etc.), como ya se efectuara en anteriores investigaciones 9/.

Finalmente, la estimación de funciones empleando variables económicas con alto grado de agregación puede afectar también las propiedades de los estimadores obtenidos por el método de mínimos cuadrados ordinarios. Los estudios efectuados en este sentido concluyen que los efectos de la agregación se traducen en una mayor varianza de los errores y en una subestimación del verdadero valor de los errores estándar de los coeficientes. El primer efecto afecta la eficiencia de los estimadores, en tanto que la subestimación de los errores estándar verdaderos tiende a sobreestimar el valor del estadístico "t" y, por tanto, a facilitar la aceptación, como significativas en la explicación del comportamiento del consumo, de algunas variables que tal vez no lo sean 10/. En otros términos, si se emplearan variables con menor grado de agregación pa-

ra la estimación de la función consumo, considerando por ejemplo la durabilidad de los bienes y las diferencias en el comportamiento de distintas unidades consumidoras, se mejoraría la precisión de los estimadores y se incrementarían las posibilidades de detectar errores de especificación y de elegir correctamente entre formulaciones alternativas. De todas formas, las limitaciones estadísticas existentes hacen que, en alguna medida, errores del tipo indicado subsistan en las estimaciones aquí efectuadas.

La sección siguiente se ocupa de describir los fundamentos teóricos que dan origen a las distintas formulaciones de la función consumo que se utilizan en el trabajo. La sección III resume los resultados empíricos de las pruebas realizadas. Finalmente, la sección IV presenta algunas conclusiones extraídas de las experiencias efectuadas. Se incluyen, además, tres anexos: el primero describe el desarrollo matemático del modelo teórico que sirve de base a la función consumo empleada en las pruebas empíricas; el segundo presenta la metodología de construcción de las variables empleadas en el trabajo, mientras en el tercero aparecen las series estadísticas a partir de las cuales se construyeron aquellas variables.

II. FUNDAMENTOS TEORICOS DE DISTINTAS ESPECIFICACIONES DE LA FUNCION CONSUMO

En la presente sección se exponen algunos aspectos teóricos relacionados con la función consumo. En particular, se fundamentan las distintas especificaciones que aquí se plantean para la función consumo agregado y que luego se prueban empíricamente. Una buena parte de las hipótesis existentes acerca de la función consumo se apoyan en la teoría pura del comportamiento del consumidor 11/. En términos generales, tales enfoques derivan funciones de consumo agregado a partir de funciones para las unidades familiares individuales, supo

niendo que esas unidades basan sus decisiones y planes de consumo en ciertas reglas de comportamiento sujetas a determinadas restricciones con las que se enfrentan. El postulado básico de la teoría del comportamiento del consumidor es que cada unidad consumidora racional asignará sus limitados recursos en forma de maximizar la utilidad que recibe del consumo presente y futuro.

La base teórica de las funciones planteadas en este trabajo es, esencialmente, similar a la de los enfoques indicados anteriormente. De tal forma, el punto de partida consiste en plantear la función de utilidad de una unidad consumidora y la respectiva restricción presupuestaria.

La función de utilidad para un individuo, en determinado momento del tiempo, suponiendo que él recibe utilidad del consumo presente y futuro, puede expresarse como sigue:

$$U_t^i = (C_t^i, C_{t+1}^i, \dots, C_{t+s}^i) \quad (1)$$

donde,

U_t^i : índice de utilidad total del consumidor i en el período t .

C_{t+s}^i : consumo real de la unidad i en el período $t+s$ con s variando entre 0 y S .

Para obtener una forma más específica de la función anterior se supone adicionalmente que la utilidad del consumidor, tal como éste ve la situación en un determinado momento, es la suma descontada de las utilidades generadas por lo consumido en cada período durante su horizonte de planeamiento. Formalmente,

$$U_t^i = \sum_{s=0}^S u(C_{t+s}^i) (1 + \delta^i)^{-s} \quad (2) \underline{12/}$$

donde,

δ^i : es una tasa subjetiva de preferencia en el tiempo.

La unidad de consumo podrá maximizar la función de utilidad (2) sujeta a la restricción de presupuesto, la cual impone que el valor presente de los recursos que recibirá a lo largo de su horizonte de planeamiento debe igualarse al valor presente del consumo que realizará durante dicho período. El total de recursos disponibles para la unidad consumidora, en determinado momento, es igual a la suma de sus ingresos corrientes, el valor actual de sus ingresos futuros y su acervo neto de riqueza. Consecuentemente, la restricción presupuestaria puede expresarse de la siguiente forma:

$$Y_t^i + \sum_{s=1}^S \frac{Y_{t+s}^i}{(1+r)^s} + W_{t-1}^i = C_t^i + \sum_{s=1}^S \frac{C_{t+s}^i}{(1+r)^s} \quad (3) \underline{13/}$$

donde,

Y_{t+s}^i : ingreso real del consumidor i en el período $t+s$, con s variando de 0 a S .

W_{t-1}^i : acervo neto de riqueza en términos reales correspondiente al individuo i .

r : tasa de interés real.

De aquí en más, se trabajará suponiendo que el horizonte del planeamiento del consumidor es sólo de dos períodos. Este supuesto favorece la claridad expositiva sin alterar las conclusiones a que conduce el modelo y permite resumir los elementos significativos de la función de utilidad en un sistema bidimensional de curvas de indife

rencia que cuentan con sus cuatro propiedades características: (a) tienen pendiente negativa; (b) no se intersecan; (c) por cada punto de ese espacio bidimensional pasa una curva y (d) son convexas con respecto al origen. En particular, la propiedad (a) refleja el hecho de que el consumo presente puede ser sustituido por consumo futuro en forma que el consumidor conserve el mismo nivel de utilidad, y la convexidad de las curvas de indiferencia implica que la tasa marginal de sustitución de consumo presente por consumo futuro disminuye a medida que el consumo presente se hace mayor.

Si bien la teoría de comportamiento del consumidor brinda suficientes elementos para obtener una función consumo, es necesario imponer una restricción adicional sobre la función de utilidad para alcanzar mayor precisión acerca de la forma de aquella función: se debe suponer que la función de utilidad es homogénea de cualquier grado positivo respecto del consumo en diferentes puntos del tiempo ($C_t, C_{t+1}, \dots, C_{t+1}$). En el caso que aquí se plantea, esta restricción implica, entre otras cosas, que la relación en la que el individuo está dispuesto a sustituir consumo presente por consumo futuro sólo depende de la proporción entre el consumo presente y el consumo futuro y no del nivel absoluto de consumo 14/.

Teniendo en cuenta las ecuaciones (1), (2) y (3), las consideraciones efectuadas acerca de las características de las curvas de indiferencia y las funciones de utilidad, se puede plantear un sencillo ejercicio de maximización de la utilidad, sujeta a la restricción presupuestaria, del cual es posible derivar los determinantes principales del consumo de la unidad consumidora individual. En el supuesto antes indicado de que el horizonte de planeamiento de la unidad consumidora es de dos períodos, la ecuación (2) adopta la siguiente forma:

$$U_t^i = u(C_t^i) + u(C_{t+1}^i) \cdot (1 + \delta^i)^{-1} \quad (4)$$

Por otra parte, una forma específica de la función de utilidad, que cumple con las restricciones señaladas anteriormente, puede expresarse como sigue:

$$u(C_t^i) = (C_t^i)^{\alpha^i} \quad 0 < \alpha^i < 1 \quad (5)$$

La función (5) tiene dos implicaciones que resulta interesante recalcar: la primera se refiere a la tasa marginal de sustitución entre el consumo de cada uno de los períodos y la segunda a la elasticidad del cociente entre los niveles de consumo presente y futuro respecto a la tasa de interés. En cuanto a lo primero, si diferenciamos totalmente la función de utilidad (4), mantenemos el nivel de utilidad constante y reemplazamos la utilidad marginal del consumo de cada período por su valor de acuerdo a la expresión (5) resulta:

$$\frac{d(C_{t+1}^i)}{d(C_t^i)} = - \left(\frac{C_t^i}{C_{t+1}^i} \right)^{\alpha^i - 1} (1 + \delta^i) \quad (6) \underline{15/}$$

Mediante la expresión (6) se comprueba que la función de utilidad adoptada tiene como implicación que la tasa marginal de sustitución, entre consumo presente y futuro (pendiente de la curva de indiferencia) depende del cociente entre esos valores, de la tasa de preferencia en el tiempo y de la elasticidad de la utilidad marginal con respecto al nivel de consumo $(\alpha^i - 1)$ 16/. Para comprobar la segunda implicación se debe resolver el ejercicio de maximización planteado, que constituye un caso de extremos de Lagrange.

De la solución del sistema de ecuaciones correspondientes a las condiciones necesarias y suficientes para la obtención del máximo condicionado surge la siguiente relación: 17/

$$\frac{C_{t+1}^i}{C_t^i} = \left(\frac{1 + \delta^i}{1 + r} \right)^{\frac{1}{\alpha^i - 1}} \quad (7)$$

La relación (7) implica que la elasticidad del cociente entre consumo futuro y consumo presente respecto de la tasa de interés (más precisamente respecto de $(1+r)$) es igual a $-\frac{1}{\alpha^i - 1}$, es decir, es constante y mayor que la unidad, dado que $0 < \alpha^i < 1$. Esto significa que ante cambios porcentuales en $(1+r)$ la relación entre consumo futuro y consumo presente variará más que proporcionalmente en la misma dirección. En particular, aumentos en $(1+r)$ modificarán la relación entre consumo futuro y consumo presente en favor del primero 18/.

Finalmente, también se obtiene de aquel sistema de ecuaciones la siguiente expresión:

$$C_t^i = \left[\frac{(1+r)^{\gamma^i}}{(1+r)^{\gamma^i} + (1+\delta^i)^{\gamma^i/\alpha^i}} \right] W_t^i \quad (8)$$

donde, $\gamma^i = \frac{\alpha^i}{\alpha^i - 1}$

$$y \quad W_t^i = Y_t^i + \frac{Y_{t+1}^i}{1+r} + W_{t-1}^i$$

La expresión (8) presenta el consumo de una unidad familiar como una proporción de su riqueza. Tal proporción depende, especialmente, de la tasa de interés y de la tasa de preferencia en el tiempo 19/. En otros térmi-

nos, la proporción de los recursos totales que un individuo planea dedicar al consumo en cualquier período dado está tan solo determinada por sus gustos (es decir, la forma específica de la función de utilidad) y por el tipo de interés, pero es independiente de los recursos totales. Con el fin de obtener una función consumo agregado debe procederse a agregar la expresión (8), para lo cual conviene presentarla como sigue:

$$C_t^i = \Omega^i W_t^i \quad (9)$$

$$\text{donde, } \Omega^i = \left[\frac{(1+r)^{\gamma^i}}{(1+r)^{\gamma^i} + (1+\delta^i)^{\gamma^i/\alpha^i}} \right]$$

Agregando, la expresión (9) se transforma en:

$$C_t = \Omega_t W_t \quad (10) \underline{20/}$$

$$\text{donde, } \Omega_t = \sum_{i=1}^N \Omega^i \frac{W_t^i}{W_t}$$

donde,

N: la población total, y

W_t : es la riqueza neta corriente agregada.

La agregación del consumo de las unidades familiares individuales, reflejada en la expresión (10), no presenta dificultad sólo en dos casos: a) cuando la relación consumo-riqueza es igual para todos los individuos durante todo el sendero de planeamiento y b) si, aun cuando esa relación difiera entre individuos, la distribución de la

riqueza permanece constante en el tiempo. En tales situaciones, el consumo agregado es una función de los mismos elementos que explican el consumo de cada uno de los individuos, es decir, del tipo de interés, de la tasa de preferencia en el tiempo, y de la riqueza.

No obstante, no existe ninguna razón para suponer que la relación consumo-riqueza es idéntica para todos los individuos. Esa proporción depende no sólo de la tasa de interés y de la tasa de preferencia en el tiempo sino también de factores que determinan la forma de la curva de indiferencia (o factores de utilidad), tales como la edad, el tamaño de la familia, la educación y la variabilidad de los ingresos y, consecuentemente, puede ser diferente para distintos individuos 21/. En particular, se ha enfatizado la importancia de la variabilidad del ingreso sobre la conducta de los individuos en el sentido de que aquellos con ingresos relativamente más variables tenderán en promedio, ceteris paribus, a presentar una menor proporción consumo-riqueza que los individuos con ingresos menos variables esencialmente por un motivo precaución 22/. Por otra parte, tampoco existe razón para suponer que la participación de la riqueza de los individuos en la riqueza total permanezca constante en el tiempo.

Las consideraciones precedentes permiten concluir que el consumo agregado será función de las variables que afectan a la razón consumo-riqueza de los individuos, de la distribución de la riqueza y de la riqueza total. Cualquier cambio en la distribución de la riqueza en favor de aquellos individuos con mayor valor de su coeficiente consumo-riqueza, ceteris paribus, incrementará el valor del consumo agregado. De tal forma, la función consumo agregado puede expresarse como sigue:

$$C_t = g \left(r, \delta^i, \alpha^i, \frac{W_t^i}{W_t}, W_t \right) \quad (11)$$

donde, δ^i y α^i son vectores

En realidad, la función consumo agregado derivada del modelo teórico desarrollado adopta la siguiente forma:

$$C_t = \Omega_t \sum_{s=0}^S \frac{Y_{t+s}}{(1+r)^s} + \Omega_t W_{t-1} \quad (12)$$

Asimismo, en la parte introductoria a este trabajo, se señaló que la estimación por el método de mínimos cuadrados ordinarios de ecuaciones individuales que forman parte de un modelo de ecuaciones simultáneas puede producir estimadores sesgados e inconsistentes. El problema de sesgo de simultaneidad, que es consecuencia de la simultánea determinación del consumo agregado y el ingreso agregado, puede reducirse en magnitud estimando una función para la propensión media a consumir en lugar de la especificada para el nivel de consumo agregado 23/. De esa forma, se elimina también la tendencia común que presentan el ingreso corriente y las restantes variables empleadas. En nuestro caso, la función a estimar es una transformación de la expresión (12) y adopta la siguiente forma:

$$\frac{C_t}{Y_t} = \Omega_t \sum_{s=0}^S \frac{Y_{t+s}}{Y_t (1+r)^s} + \Omega_t \frac{W_{t-1}}{Y_t} \quad (13)$$

III. ESTIMACION EMPIRICA DE LA FUNCION CONSUMO 24/

La prueba empírica de las funciones (12) y (13) presenta algunos inconvenientes derivados de la complejidad de esas relaciones y de la falta de información estadística sobre las variables que forman parte de las mismas. En el presente trabajo se efectúan ciertos supuestos simplificadores y se utilizan variables, elaboradas con la información disponible, que son sustitutivas de las que realmente intervienen en aquellas funciones para que las hipótesis planteadas sean susceptibles, al menos, de verificación indirecta.

En primer lugar, las expresiones (12) y (13) implican relaciones no lineales entre el consumo agregado o la propensión media a consumir y sus respectivas variables explicativas. Aquí se supondrá que tales relaciones son lineales, lo cual constituye sólo una aproximación a las verdaderas formas funcionales.

Por otra parte, no existe información estadística sobre el acervo neto de riqueza agregada ni de su distribución entre los individuos; no obstante, se ha considerado que las tenencias de activos líquidos en poder del público constituyen una variable sustitutiva satisfactoria del acervo de riqueza, para los fines de la estimación, ya que se reconoce que la riqueza financiera es el componente de dicho acervo que presenta mayor variabilidad. Asimismo, se empleará la distribución del ingreso corriente como variable sustitutiva de la distribución de la riqueza. En realidad, en el corto plazo la distribución del ingreso es una función de la distribución de la riqueza. Por lo tanto, y dado que el ingreso corriente es sólo una parte de la riqueza total, tal vez la de menor importancia (si se tiene en cuenta la definición de riqueza aquí adoptada) parece improbable que un cambio en la distribución del ingreso corriente implique necesariamente cambios en la distribución de la riqueza. Solo si aquel cambio se hace permanente puede tener efecto sobre la distribución de la riqueza, es decir, en el largo plazo la distribución de la riqueza es función de la distribución del ingreso. De todas formas, no se encontró una alternativa que pareciera a priori superior para reemplazar a la distribución de la riqueza en las pruebas empíricas.

Asimismo, se debe aclarar cómo se ha resuelto el problema de medición de los ingresos futuros o esperados que, naturalmente, no son directamente observables. El supuesto implícito en este punto es que el ingreso esperado es una función del ingreso corriente.

Finalmente, dada la imposibilidad de obtener una medida de la tasa de preferencia en el tiempo y de los factores de utilidad, que determinan la pendiente y la forma de la curva de indiferencia de cada consumidor, se supondrá que son constantes para el agregado. Esto implica que, dado que esos factores difieren entre individuos, el efecto de los cambios en esas variables sobre las funciones de utilidad individuales se compensa en el agregado.

En definitiva, se postularon las siguientes funciones a los efectos de la estimación:

$$C_t = a_0 + a_1 r_t + a_2 DY_t + a_3 Y_t + a_4 m_{t-1} + v_t \quad (14)$$

y

$$\left(\frac{C}{Y}\right)_t = b_0 + b_1 r_t + b_2 DY_t + b_3 \frac{m_{t-1}}{Y_t} + u_t \quad (15)$$

donde,

C_t : Consumo real agregado.

Y_t : Ingreso real.

r_t : Tasa de interés real.

DY_t : Índice de distribución del ingreso (más precisamente, índice de participación de los salarios en el ingreso).

m_{t-1} : Saldos monetarios reales en el período t-1.

v_t, u_t : Errores aleatorios.

El anexo II presenta la metodología seguida para construir cada una de las variables citadas anteriormente, como también las fuentes de información estadística básica. En particular, se supone que la tasa de interés relevante para las decisiones de consumo es la correspondiente a los depósitos a interés o a las aceptaciones ban

carias según cuál haya resultado mayor en cada período. En cuanto a las tenencias de activos monetarios por los particulares (que reemplaza al acervo de riqueza neta), se ha considerado que la utilización del agregado monetario disponible más amplio resultaría lo más aconsejable desde el punto de vista del modelo teórico desarrollado. En ese sentido, se ha empleado en las estimaciones el acervo de activos financieros conocido habitualmente como M4, que incluye billetes y monedas en poder del público, los depósitos en cuenta corriente y a interés, las aceptaciones bancarias y las tenencias de los títulos públicos principales 25/.

Por otra parte, el índice de participación de los salarios en el ingreso es el cociente entre un índice del monto de salarios -en términos reales- pagados en un grupo de industrias y un índice de evolución del producto bruto interno en términos constantes. El monto de salarios reales pagados resulta, a su vez, del cociente entre el monto de salarios nominales pagados en ese grupo de industrias y el índice del costo de la vida. Al emplear esta variable se está suponiendo, consecuentemente, que los salarios reales y el nivel de ocupación se mueven, respecto de toda la economía, de la misma forma que en el grupo de industrias considerado.

Finalmente, antes de entrar en el análisis de los test empíricos, conviene hacer referencia a los signos esperados para los coeficientes de las distintas variables independientes, teniendo en cuenta el esquema teórico desarrollado en la sección anterior. En ese sentido, se espera que tanto el nivel de consumo como la propensión media a consumir estén relacionados negativamente con la tasa de interés y positivamente con el índice de participación de los salarios en el ingreso, con el ingreso corriente y con los saldos monetarios reales.

En particular, cambios en la tasa de interés afectan las decisiones sobre el consumo presente y el consumo futuro y provocan cambios de signo contrario sobre el

nivel de consumo presente y sobre la propensión media a consumir. Por el contrario, un cambio en el índice de distribución del ingreso empleado, que refleja la participación de los salarios en el ingreso total, teniendo en cuenta que los perceptores de salarios consumen una proporción mayor de su riqueza que la media de la población, generará un cambio en igual dirección del nivel de consumo y de la propensión media a consumir. Asimismo, los cambios en el ingreso corriente y en los saldos monetarios reales, que en nuestro caso representan un cambio de los recursos totales de los consumidores, provocarán, ceteris paribus, cambios en el mismo sentido en el nivel de consumo presente. No obstante, solo si el cambio en los recursos totales implica un cambio en la relación acervo de riqueza neta-ingreso corriente se producirán cambios en la misma dirección en la propensión media a consumir.

Cabe aclarar que, bajo los supuestos del modelo teórico empleado, un aumento de los recursos totales conduce a un incremento proporcional del consumo presente y del consumo futuro, pues la pendiente de la curva de indiferencia depende, en este caso, solo de la razón entre los niveles de consumo presente y futuro y no de sus niveles absolutos.

Las primeras experiencias empíricas denunciaron la presencia de autocorrelación serial positiva de los residuos, por lo cual se hizo necesaria la utilización de la técnica correctiva de Cochrane-Orcutt 26/. Los resultados obtenidos en las pruebas efectuadas para la función consumo agregado y para la función propensión media a consumir (que cubren el período 1968 I - 1978 II) se resumen en los Cuadros 1 y 2, respectivamente. En particular, las regresiones N^o 1 y 4, que presentan a las variables dependientes en función de todas las variables explicativas consideradas, se vieron afectadas por problemas de multicolinealidad originados en el alto grado de correlación existente entre el índice de participación de los salarios en el ingreso y el acervo de acti-

vos monetarios 27/. Dado que el objeto principal de estimar funciones de consumo es predecir y explicar los movimientos de la variable dependiente, se procedió a excluir alternativamente a cada una de las variables correlacionadas, estimándose nuevas regresiones. Este procedimiento no perjudica la explicación de los movimientos en la variable dependiente ni tampoco la estimación de los coeeficientes de las restantes variables, aunque impide aislar la influencia que cada una de las variables correlacionadas ejerce sobre la variable dependiente 28/.

Las nuevas regresiones corridas aparecen con los números 2, 3, 5 y 6; para la función consumo y para la propropensión media a consumir, respectivamente 29/.

En todos los casos los signos de los coeficientes de las distintas variables independientes coinciden con los esperados. En especial, en el caso de la función consumo, resultan altamente significativos en términos del estadístico "t" los correspondientes al ingreso corriente y a la distribución del ingreso y, en menor medida, el correspondiente al acervo de activos financieros. Por otra parte, el coeficiente de la tasa de interés real resulta significativo sólo en la regresión que incluye al acervo de activos financieros entre las variables independientes. En el caso de las regresiones corridas para la función propensión media a consumir, resultan altamente significativos a un nivel del 1% los coeficientes del índice de participación de los salarios en el ingreso y del cociente acervo de activos financieros-ingreso corriente. El coeficiente correspondiente a la tasa real de interés resulta significativo a un nivel del 1% cuando se incluye como variable independiente al cociente acervo de activos financieros-ingreso corriente, mientras que en el otro caso (regresión N^o 5) sólo alcanza a ser significativo a un nivel del 10%. Puede apreciarse también que el término constante resulta altamente significativo, en términos del estadístico "t", en las regresiones correspondientes a la función propensión media a consumir, mientras que no alcanza significatividad ni siquiera a un ni

vel del 10% en las que corresponden a la función consumo. En cierta forma, esto confirma algunas implicaciones del modelo teórico, desarrollado en la sección anterior, ya que, como puede observarse en la expresión (13), el término constante no aparece en la función consumo agregado. Por el contrario, teniendo en cuenta la expresión (13) de aquella sección y considerando a los ingresos esperados como una función del ingreso corriente, puede demostrarse que la función propensión media a consumir cuenta con tal término. Asimismo, las variables correctivas incluidas en las regresiones confirman la existencia de factores estacionales que afectan tanto al nivel de consumo agregado como a la propensión media a consumir. Finalmente, el cociente entre el error típico de estimación y la media de la variable dependiente registra, en cualquier caso, valores de alrededor del 3,3%.

Por otro lado, con el objeto de analizar la estabilidad de las relaciones postuladas se efectuaron varias pruebas adicionales que consistieron en dejar caer observaciones sucesivas, a partir de las regresiones N^o 2 y 3 correspondientes a la función de consumo agregado y N^o 5 y 6 relativas a la propensión media a consumir, hasta cubrir el período 1968 I - 1977 I. Las distintas regresiones obtenidas de esa forma se emplearon para realizar predicciones a un paso, lo cual permitió evaluar, posteriormente, el grado de precisión de las mismas en términos del error de predicción. En lo que respecta a la estabilidad de las relaciones planteadas se utilizó el Test de Chow 30/ a fin de probar la igualdad entre dos regresiones, mientras que como medida de la precisión de la serie de predicciones efectuadas se empleó la raíz cuadrada del valor promedio de la suma de errores de predicción al cuadrado. Esa medida conocida como RMS se expresa formalmente como sigue: 31/.

$$\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_i - A_i)^2}$$

donde;

n : Número de predicciones.

P_i : Valor estimado de la variable dependiente.

A_i : Valor observado de la variable dependiente.

Los resultados de estas pruebas aparecen en los Cuadros III a VI. En particular, para el caso de la función consumo agregado, conviene señalar los siguientes aspectos: 32/

- a) Los resultados alcanzados en el Test de Chow no permitieron aceptar la hipótesis nula de que los parámetros de la función consumo para el período 1968 I - 1977 I son iguales a aquellos correspondientes al período 1968 I - 1978 II en ninguna de las dos alternativas consideradas. En el caso de las regresiones que incluyen como variable independiente al índice de distribución del ingreso el valor del estadístico "F" estimado fue de 2,88, mientras que en el caso en que se incluye al acervo de activos financieros tal estadístico alcanzó un valor de 4,71. En ambos casos los valores del estadístico "F" estimado resultaron mayores que el valor teórico tabulado para (5,30) grados de libertad, que es de 2,53 a un nivel de significación del 5%.
- b) El valor del RMS resultó similar para las dos alternativas planteadas. Por otra parte, el cociente entre esa medida y la media del valor observado de la variable dependiente para los años comprendidos en las pruebas de predicción alcanzó valores de alrededor de 5,3%.
- c) En general, los comentarios efectuados para las regresiones correspondientes al período 1968 I - 1978 II sobre la significatividad y signo de los coeficien-

tes pueden extenderse a la serie de regresiones presentadas en los Cuadros III y IV. En particular, el coeficiente de la tasa real de interés sólo alcanza a ser significativo en términos de estadístico "t" a niveles comprendidos entre el 1% y el 5% en las regresiones que incluyen como variable independiente el acervo de activos financieros.

Por el lado de la función propensión media a consumir se hacen notables las siguientes particularidades:33/

- a) El Test de Chow, efectuado como en el caso de la función consumo sobre la base de las regresiones que comprenden los períodos 1968 I - 1977 I y 1968 I - 1978 II, permite aceptar la hipótesis nula sobre no existencia de cambio estructural en el valor de los parámetros de la función propensión media a consumir cuando ésta incluye como variable independiente al índice de distribución del ingreso. Tal conclusión surge de comparar el estadístico "F" estimado, que alcanzó un valor de 1,85, con el valor teórico tabulado para (5,31) grados de libertad, que es de 2,52 para un nivel de significación del 5%. Por el contrario, para el caso en que se incluye como variable independiente el acervo de activos financieros, el Test de Chow no permite aceptar la hipótesis nula planteada, dado que el valor estimado del estadístico "F" es de 2,99 comparado con el valor teórico antes indicado.
- b) El valor del RMS correspondiente a la serie de predicciones del nivel de consumo a partir de las funciones de propensión media a consumir resultó algo menor que el correspondiente a las efectuadas a partir de las funciones de consumo agregado.
- c) Como en el caso de las regresiones que comprenden el período 1968 I - 1978 II, el coeficiente de la tasa real de interés alcanza mayor significatividad en las regresiones que incluyen como variable independiente al cociente acervo de activos financieros-ingreso co-

riente. Esta observación, unida a la efectuada bajo referencia "c" en el caso de los resultados de las estimaciones del nivel de consumo agregado, parecen indicar la necesidad de continuar la investigación acerca de la influencia de la tasa de interés real sobre el consumo y la propensión media a consumir. Es posible que la tasa de interés empleada en las pruebas empíricas no haya constituido el indicador más relevante en materia de decisiones sobre los niveles de consumo presente y futuro o acerca de la apropiada propensión media a consumir, al menos para la totalidad del período considerado. En ese sentido, sería interesante verificar la hipótesis de que la tasa de interés aquí empleada resulte relevante en las decisiones de consumo en períodos de mayor liberalidad del mercado financiero pero no en aquellos otros en los cuales las tasas de interés estuvieran controladas por las autoridades y resultaran generalmente negativas en términos reales.

IV. CONCLUSIONES

El presente trabajo se ha orientado a analizar distintos aspectos ligados a la función consumo agregado. En primer lugar, se han señalado algunos inconvenientes que puede presentar la estimación de dicha función. Luego se ha derivado una función explicativa del consumo agregado a partir de un modelo de comportamiento del consumidor individual. Finalmente, se efectuaron una serie de pruebas empíricas y se analizaron sus resultados.

En cuanto a lo primero, tal como se ha discutido en la sección introductoria, los problemas de mayor importancia que complican la estimación de la función consumo agregado derivan de las dificultades estadísticas en el cálculo del consumo, del alto grado de agregación de las variables empleadas y de trabajar con funciones individuales cuando la función consumo es una parte de un modelo macroeconómico más complejo. En ese sentido, se hace aconsejable mejorar la base de información estadísti-

ca disponible para obtener series desagregadas de consumo por tipo de bien (durables, no durables) y por tipo de unidad consumidora (gobierno, familias) y, por otra parte, trabajar con los métodos de estimación apropiados para sistemas de ecuaciones simultáneas.

La función consumo agregado, derivada en la sección II, expresa en su forma final el nivel de consumo como una proporción de la riqueza total agregada. Tal proporción depende de los factores que determinan la forma y pendiente de las curvas de indiferencia individuales, de la tasa real de interés y de la distribución de la riqueza, pero es independiente de la riqueza total. De acuerdo con el modelo descrito y suponiendo que los factores de utilidad y la tasa de preferencia en el tiempo puedan considerarse constantes a nivel agregado, el nivel de consumo agregado está relacionado positivamente con la riqueza total y con la distribución de la riqueza (si este indicador representa la participación en la riqueza total de los individuos con una mayor proporción consumo-riqueza) y negativamente con la tasa de interés real.

El último paso de la investigación consistió en una prueba empírica de la función consumo que resultara del análisis teórico previo. En rigor de verdad, las funciones estimadas son solo aproximaciones a la verdadera forma funcional, ya que se expresan en forma lineal cuando aquella indica una relación no lineal entre el nivel de consumo y sus variables explicativas. Asimismo, debido a la falta de información estadística acerca del stock de riqueza neta corriente y de su distribución fue necesario emplear como variables sustitutivas al acervo de activos financieros ($M4/P$) y la distribución del ingreso, respectivamente. Consecuentemente, una posible línea de trabajo para el futuro estaría dada por la incorporación de las verdaderas variables (cuando se disponga de la información necesaria) y de la estimación de formas funcionales más complejas.

Las pruebas realizadas, dadas las limitaciones seña

ladas precedentemente, solo se han orientado a verificar en forma indirecta las hipótesis planteadas acerca del efecto de cada una de las variables explicativas sobre el nivel de consumo. Adicionalmente, se analizó la estabilidad de las regresiones obtenidas en las distintas pruebas y la precisión de las funciones planteadas en materia de predicción. Las estimaciones se efectuaron tanto para el nivel de consumo agregado como para la propensión media a consumir, y los resultados alcanzados confirman lo esperado, de acuerdo con el desarrollo teórico, en cuanto al signo de los distintos coeficientes. En particular, resultan estadísticamente significativos los coeficientes correspondientes a los componentes de la riqueza (ingreso corriente y acervo de activos financieros) o al cociente entre el segundo de esos componentes y el ingreso corriente (según se trate de la función consumo o de la función propensión media a consumir) y a la distribución del ingreso en todas las pruebas realizadas. El coeficiente de la tasa real de interés alcanza mayor significatividad cuando las regresiones incluyen como variables independientes al acervo de activos financieros o al cociente entre dicho acervo y el ingreso corriente, según se trate de la función consumo o de la función propensión media a consumir, respectivamente. De tal forma, se hace aconsejable continuar la investigación en lo referente a la influencia de la tasa de interés sobre las decisiones de consumo, dado que tal vez la tasa empleada en las pruebas empíricas no sea la más relevante para la totalidad del período considerado.

Adicionalmente, se analizó la estabilidad de las relaciones econométricas planteadas mediante el Test de Chow. Los resultados obtenidos sobre la base de las regresiones que comprenden los períodos 1968 I - 1977 I y 1968 I - 1978 II indican en general la existencia de cambio estructural en los parámetros de la función consumo y de la función propensión media a consumir. La única excepción la constituye la relación planteada para la propensión media a consumir, que incluye como variable independiente a la distribución del ingreso, caso en el cual el

Test de Chow permite aceptar la hipótesis de que los parámetros de dicha función para el período 1968 I - 1977 I son iguales a los que corresponden al período 1968 I - 1978 II.

Finalmente, en cuanto a la precisión de las distintas relaciones planteadas para predecir, no se observan diferencias notables. En general, el cociente entre la raíz cuadrada del valor promedio de la suma de errores de predicción al cuadrado (RMS) y el valor observado del nivel de consumo en el período comprendido por las pruebas de predicción alcanzó valores algo superiores al 5%.

APENDICE MATEMATICO

Se presenta en este anexo la solución del problema de maximización de la función de utilidad sujeta a la restricción presupuestaria que se planteó en el texto 34/. Partiendo de la función de utilidad,

$$U_t^i = u(C_t^i) + u(C_{t+1}^i) (1 + \delta^i)^{-1} \quad (1)$$

donde,

U_t^i : índice de utilidad total del consumidor i en el período t .

C_t^i, C_{t+1}^i : niveles de consumo real del individuo i en los períodos t y $t+1$, respectivamente.

δ^i : tasa de preferencia en el tiempo.

haciendo

$$u(C_t^i) = (C_t^i)^{\alpha^i}; \quad u(C_{t+1}^i) = \frac{(C_{t+1}^i)^{\alpha^i}}{1 + \delta^i} \quad \text{con } 0 < \alpha^i < 1 \quad (2)$$

y teniendo en cuenta la siguiente restricción de presupuesto:

$$Y_t^i + \frac{Y_{t+1}^i}{1+r} + W_{t-1}^i = C_t^i + \frac{C_{t+1}^i}{1+r} \quad (3)$$

donde:

Y_t^i, Y_{t+1}^i : niveles de ingreso presente y esperado por el individuo i .

W_{t-1}^i : nivel de riqueza neta corriente del consumidor i .

r : tasa de interés.

Se formula la siguiente función de Lagrange:

$$L = (C_t^i)^{\alpha^i} + (C_{t+1}^i)^{\alpha^i} (1 + \delta)^{-1} + \lambda \left[Y_t^i + \frac{Y_{t+1}^i}{1+r} + W_{t-1}^i - C_t^i - \frac{C_{t+1}^i}{1+r} \right] \quad (4)$$

Las condiciones de primer orden para la obtención de un máximo, que en el caso aquí planteado resultan necesarias y suficientes, exigen que: 35/

$$\frac{\partial L}{\partial (C_t^i)} = \alpha^i (C_t^i)^{\alpha^i - 1} - \lambda = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial L}{\partial (C_{t+1}^i)} = \frac{\alpha^i (C_{t+1}^i)^{\alpha^i - 1}}{1 + \delta^i} - \frac{\lambda}{1+r} = 0 \quad (6)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = Y_t^i + \frac{Y_{t+1}^i}{1+r} + W_{t-1}^i - C_t^i - \frac{C_{t+1}^i}{1+r} = 0 \quad (7)$$

El paso siguiente consiste en resolver el sistema de ecuaciones (5-6-7). De (5) se tiene:

$$C_t^i = \left(\frac{\lambda}{\alpha^i} \right)^{\frac{1}{\alpha^i - 1}}$$

de (6) resulta:

$$C_{t+1}^i = \left[\frac{\lambda (1 + \delta^i)}{\alpha^i (1+r)} \right]^{\frac{1}{\alpha^i - 1}}$$

Consecuentemente,

$$C_{t+1}^i = C_t^i \left(\frac{1 + \delta}{1 + r} \right)^{\frac{1}{\alpha^i - 1}}$$

Reemplazando en (7) se obtiene:

$$C_t^i = Y_t^i + \frac{Y_{t+1}^i}{1+r} + W_{t-1}^i - \frac{C_t^i}{1+r} \left(\frac{1 + \delta^i}{1 + r} \right)^{\frac{1}{\alpha^i - 1}}$$

$$C_t^i \left[1 + \frac{1}{1+r} \left(\frac{1 + \delta^i}{1 + r} \right)^{\frac{1}{\alpha^i - 1}} \right] = Y_t^i + \frac{Y_{t+1}^i}{1+r} + W_{t-1}^i$$

$$C_t^i \left[1 + \frac{\frac{1}{(1 + \delta)^{\alpha^i - 1}}}{\frac{\alpha^i}{(1 + r)^{\alpha^i - 1}}} \right] = Y_t^i + \frac{Y_{t+1}^i}{1+r} + W_{t-1}^i$$

$$C_t^i \left[\frac{\frac{\alpha^i}{(1 + r)^{\alpha^i - 1}} + \frac{1}{(1 + \delta^i)^{\alpha^i - 1}}}{\frac{\alpha^i}{(1 + r)^{\alpha^i - 1}}} \right] = Y_t^i + \frac{Y_{t+1}^i}{1+r} + W_{t-1}^i$$

$$C_t^i = \frac{\frac{\alpha^i}{(1 + r)^{\alpha^i - 1}}}{\frac{\alpha^i}{(1 + r)^{\alpha^i - 1}} + \frac{1}{(1 + \delta^i)^{\alpha^i - 1}}} W_t^i$$

donde,

$$W_t^i = Y_t^i + \frac{Y_{t+1}^i}{1+r} + W_{t-1}^i$$

APENDICE METODOLOGICO

En el presente anexo se detalla la metodología seguida para la elaboración de cada una de las variables empleadas en las pruebas empíricas y se indica la fuente de la información estadística básica.

1. Consumo Agregado:

Se emplearon los datos correspondientes al consumo total (Consumo Privado más Consumo del Gobierno) que forman parte del Sistema de Cuentas Nacionales elaborado por el Banco Central de la República Argentina (Gerencia de Investigaciones y Estadísticas Económicas).

2. Ingreso Corriente:

La información básica sobre el Producto Bruto Interno a precios de mercado y a pesos constantes tiene como fuente la misma que para el caso del Consumo Agregado.

3. Tasa de interés real:

Las observaciones trimestrales correspondientes a la tasa de interés real utilizadas en la función consumo surgieron de la siguiente expresión:

$$r_t = \frac{\sqrt[3]{(1 + i_j)(1 + i_{j+1})(1 + i_{j+2})}}{\sqrt{(1 + p_j)(1 + p_{j+1})(1 + p_{j+2})}} - 1$$

donde,

r_t : promedio mensual de la tasa real de interés durante el trimestre t .

i_j : tasa de interés nominal de los depósitos a interés

o de las aceptaciones bancarias (tasa pasiva) según cuál resulte mayor, en el primer mes de cada trimestre (Fuente: Banco Central de la República Argentina, Centro de Estudios Monetarios y Bancarios).

P_j : tasa de inflación (tasa de variación en el índice general de precios mayoristas) en el primer mes de cada trimestre (Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Censos).

4. Acervo de activos financieros:

Las observaciones correspondientes a la serie representativa del acervo de activos monetarios resultan de la siguiente expresión:

$$\left(\frac{M4}{P}\right)_t = \frac{\sqrt[3]{\sqrt{(M4)_{j-1}} (M4)_j (M4)_{j+1} \sqrt{(M4)_{j+2}}}}{\sqrt[3]{P_j \cdot P_{j+1} \cdot P_{j+2}}}$$

donde,

$\left(\frac{M4}{P}\right)_t$: acervo promedio del activo financiero M4 en términos reales durante el trimestre t.

$M4_j$: saldo a fin del primer mes de cada trimestre del activo financiero M4 expresado en términos nominales (Fuente: Banco Central de la República Argentina, Centro de Estudios Monetarios y Bancarios).

P_j : nivel general de precios mayoristas correspondientes al primer mes de cada trimestre (Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Censos).

5. Índice de distribución del ingreso: (más precisamente, índice de participación de los salarios en el ingreso).

Esta variable resulta del cociente entre un índice del monto de sueldos y salarios pagados trimestralmente, en términos reales, en un grupo de industrias y un índice de evolución del producto bruto interno. Asimismo, el deflador empleado para calcular el valor real de los sueldos y salarios totales pagados es el índice general del costo de la vida. El monto total de sueldos y salarios pagados en algunas ramas industriales es publicado por el Instituto Nacional de Estadística y Censos en su Boletín Estadístico Trimestral. El índice del costo de la vida también es elaborado por el citado organismo.

APENDICE ESTADISTICO

C U A D R O I

FUNCION CONSUMO AGREGADO

(1968 I - 1978 II) (1) (2)

Nº Ecuac.	Ingreso real	Tasa de interés real	$(M_t/P_t)_{t-1}$	Distrib. del ingreso	D ₁	D ₂	D ₃	K	R ² (3)	DW	Error T.E. Media Var. Dep.
1	0,7104 (11,69) ***	- 4,087,91 (- 1,82) *	0,1765 (1,13)	1,412,47 (1,40)	- 557,05 (- 2,41) ***	- 617,77 (- 3,02) ***	- 361,99 (- 1,78) *	- 704,90 (- 0,47)	0,867	1,919 p = 0,2546	0,0335
2	0,7466 (14,44) ***	- 3,381,24 (- 1,61)		2,297,19 (3,24) ***	- 439,31 (- 2,07) **	- 552,42 (- 2,78) ***	- 273,82 (- 1,41)	- 1,640,33 (- 1,25)	0,878	1,881 p = 0,2070	0,0336
3	0,6493 (10,03) ***	- 4,551,48 (- 2,33) **	0,3046 (2,19) **		- 722,66 (- 3,92) ***	- 688,29 (- 3,85) ***	- 484,90 (- 3,01) ***	1,370,57 (1,22)	0,824	2,064 p = 0,4378	0,0332

C U A D R O II

FUNCION, PROPENSION MEDIA A CONSUMIR

(1968 I - 1978 II)

Nº Ecuac.	Tasa de interés real	$(M_t/P_t)_{t-1}/Y_t$	Distrib. del ingreso	D ₁	D ₂	D ₃	K	R ²	DW	Error T.E. Media Var. Dep.
4	- 0,2291 (- 1,92) *	0,1367 (0,90)	0,0925 (1,67) *	- 0,0329 (- 2,62) ***	- 0,0372 (- 3,14) ***	- 0,0220 (- 1,85) *	0,6683 (15,94) ***	0,575	1,952 p = 0,1703	0,0325
5	- 0,1871 (- 1,79) *		0,1325 (3,65) ***	- 0,0274 (- 2,48) **	- 0,0340 (- 3,00) ***	- 0,0178 (- 1,59)	0,6543 (16,84) ***	0,543	1,923 p = 0,1286	0,0325
6	- 0,2842 (- 2,67) ***	0,3139 (2,52) **		- 0,0427 (- 4,20) ***	- 0,0434 (- 4,04) ***	- 0,0309 (- 3,14) ***	0,7293 (27,25) ***	0,704	2,102 p = 0,3364	0,0329

(1) Entre paréntesis, debajo de cada coeficiente de regresión, aparece el valor del estadístico "t".

(2) Nivel de significación de los coeficientes:

*** 1% ** 5%

*** 2% * 10%

(3) El coeficiente de determinación múltiple es el correspondiente a las regresiones que incluyen el proceso iterativo de Cochrane-Orcutt, en los dos casos.

C U A D R O III

FUNCION CONSUMO AGREGADO

- Se excluye a la variable independiente acervo de activos monetarios -

Nº Ecuac.	Período	Ingreso real	Tasa de interés real	Distrib. del ingreso	D ₁	D ₂	D ₃	K	R ²	DW	Error T. E. Media Var. Dep.
7	68 I/78 I	0,7371 (14,58) ****	- 3,140,15 (- 1,54)	2,120,13 (3,02) ****	- 434,33 (- 2,14) **	- 481,99 (- 2,50) ***	- 259,93 (- 1,47)	- 1,632,54 (- 1,25)	0,882	2,001 p = 0,2461	0,0323
8	68 I/77IV	0,7579 (14,52) ****	- 3,162,39 (- 1,53)	2,140,71 (2,98) ****	- 431,89 (- 2,07) **	- 481,19 (- 2,45) ***	- 268,68 (- 1,43)	- 1,667,26 (- 1,26)	0,879	1,866 p = 0,2333	0,0327
9	68 I/77III	0,7669 (15,13) ****	- 3,178,30 (- 1,56)	2,154,87 (3,08) ****	- 454,66 (- 2,14) **	- 522,74 (- 2,57) ***	- 310,73 (- 1,58)	- 1,792,94 (- 1,40)	0,891	1,952 p = 0,1926	0,0328
10	68 I/77II	0,7834 (16,44) ****	- 3,335,53 (- 1,71) *	2,093,72 (3,10) ****	- 451,42 (- 2,09) **	- 541,55 (- 2,64) ****	- 276,02 (- 1,35)	- 2,000,38 (- 1,70) *	0,913	1,855 p = 0,0994	0,0329
11	68 I/77 I	0,8135 (19,27) ****	- 2,942,28 (- 1,68) *	1,848,18 (3,08) ****	- 420,24 (- 2,04) **	- 441,56 (- 2,26) **	- 257,74 (- 1,36)	- 2,252,39 (- 2,22) **	0,942	1,844	0,0308

Regresión	P r e d i c c i o n e s		Error predicción
	Consumo (t+1) estimado	Consumo (t+1) observado	
1968 I/1977 I	14,597,43	13,491,2	8,2
1968 I/1977II	14,764,07	14,223,8	3,8
1968 I/1977 III	14,530,68	14,094,1	3,1
1968 I/1977IV	11,805,89	11,797,5	0,07
1968 I/1978 I	13,888,05	12,995,9	6,86

- % -

RMS: 707,42

RMS
Media Consumo Observada = 0,0531

C U A D R O IV

FUNCION CONSUMO AGREGADO

- Se excluye a la variable independiente distribución del ingreso -

Nº Ecuac.	Período	Ingreso real	Tasa de interés real	$\frac{M_t}{P_t} t-1$	D ₁	D ₂	D ₃	K	R ²	DW	Error T.E. Media Var. Dep.
12	68 I/78 I	0,6723 (10,54) ****	- 4,370,49 (- 2,32) **	0,2931 (2,18) **	- 700,86 (- 3,94) ****	- 625,75 (- 3,56) ****	- 463,19 (- 2,98) ****	1,032,03 (0,94)	0,840	2,220 p = 0,4400	0,0320
13	68 I/77 IV	0,6751 (10,77) ****	- 4,501,19 (- 2,35) ***	0,2950 (2,22) **	- 693,69 (- 3,72) ****	- 625,63 (- 3,46) ****	- 464,59 (- 2,90) ****	977,77 (0,90)	0,832	2,167 p = 0,4135	0,0324
14	68 I/77 III	0,6887 (11,80) ****	- 4,843,20 (- 2,53) ***	0,2988 (2,42) ***	- 709,94 (- 3,69) ****	- 666,31 (- 3,50) ****	- 506,85 (- 2,94) ****	769,01 (0,76)	0,851	2,082 p = 0,3401	0,0328
15	68 I/77 II	0,7194 (13,90) ****	- 5,375,14 (- 2,92) ****	0,2966 (2,83) ****	- 704,60 (- 3,53) ****	- 703,17 (- 3,58) ****	- 474,67 (- 2,53) ***	273,22 (0,31)	0,895	1,935 p = 0,1842	0,0328
16	68 I/77 I	0,7597 (16,18) ****	- 4,830,36 (- 2,83) ****	0,2567 (2,81) ****	- 644,98 (- 3,34) ****	- 590,24 (- 3,09) ****	- 439,80 (- 2,41) ***	- 272,16 (- 0,35)	0,928	2,027 p = 0,0928	0,0306

P r e d i c c i o n e s		
Regresión	Consumo (t-1) estimado	Consumo (t-1) observado
1968 I/1977 I	14,583,48	13,491,2
1968 I/1977 II	14,898,25	14,223,8
1968 I/1977 III	14,467,92	14,094,1
1968 I/1977 IV	11,879,54	11,797,5
1968 I/1978 I	13,840,34	12,995,9

RMS: 708,17

RMS

Media Consumo Observado = 0,0532

Error Predicción
- x -

8,1
4,74
2,65
0,70
6,50

C U A D R O V

FUNCION PROPENSION MEDIA A CONSUMIR

- Se excluye a la variable independiente $\left(\frac{M_t}{P_t}\right)_{t-1}/Y_t$ -

Nº Ecuac.	Periodo	Tasa de interés real	Distrib. del ingreso	ρ_1	ρ_2	ρ_3	K	R ²	DW	Error T. E. Media Var. Dep.
17	68 I/78 I	-0,2052 (-2,17) **	0,1326 (4,11) ***	-0,0276 (-2,46) **	-0,0299 (-2,66) ***	-0,0174 (-1,53) #	0,6540 (18,87) ***	0,485	1,751 p = 0	0,0316
18	68 I/77 IV	-0,1873 (-1,82) *	0,1227 (3,33) ***	-0,0276 (-2,49) **	-0,0303 (-2,68) ***	-0,0180 (-1,65) #	0,6647 (16,89) ***	0,530	1,971 p = 0,1374	0,0317
19	68 I/77 III	-0,2067 (-2,17) **	0,1240 (3,69) ***	-0,0305 (-2,57) **	-0,0335 (-2,86) ***	-0,0212 (-1,78) #	0,6661 (18,20) ***	0,474	1,765 p = 0	0,0318
20	68 I/77 II	-0,2138 (-2,24) **	0,1128 (3,18) ***	-0,0314 (-2,63) **	-0,0342 (-2,92) ***	-0,0195 (-1,62) #	0,6780 (17,62) ***	0,447	1,777 p = 0	0,0317
21	68 I/77 I	-0,2113 (-2,29) **	0,0955 (2,69) ***	-0,0323 (-2,81) **	-0,0303 (-2,63) ***	-0,0205 (-1,77) #	0,6964 (18,13) ***	0,399	1,858 p = 0	0,0305

Regresión	P r e d i c i o n e s				Error Predicción
	C/Y (t+1) estimada	C/Y (t+1) observada	Consumo (t+1) estimado	Consumo (t+1) observado	
1968 I/1977 I	0,7421	0,6940	14,426,30	13,691,2	6,92
1968 I/1977 II	0,7448	0,7175	14,764,54	14,223,8	3,80
1968 I/1977 III	0,7772	0,7361	14,681,93	14,094,1	4,17
1968 I/1977 IV	0,7347	0,7303	11,868,34	11,797,5	0,60
1968 I/1978 I	0,7430	0,6963	13,866,61	12,995,9	6,70

RMS: 674,63

Media Cons. Obs. = 0,0506

C U A D R O VI

FUNCION PROFESION MEDIA A CONSUMIR.

- Se excluye a la variable independiente distribución del ingreso -

Nº Ecuac.	Período	Tasa de interés real	$\frac{M_t}{P_t - 1} / Y_t$	D ₁	D ₂	D ₃	K	R ²	DW	Error T. E. Media Var. Dep.
22	68 I/78 I	- 0,2802 (- 2,71) ****	0,2949 (2,43) ***	- 0,0426 (- 4,34) ****	- 0,0394 (- 3,71) ****	- 0,0298 (- 3,12) ****	0,7336 (28,13) ****	0,717	2,216 p = 0,3384	0,0317
23	68 I/77 IV	- 0,2865 (- 2,74) ****	0,2936 (2,45) ***	- 0,0420 (- 4,02) ****	- 0,0392 (- 3,60) ****	- 0,0298 (- 3,04) ****	0,7338 (28,50) ****	0,690	2,142 p = 0,3100	0,0321
24	68 I/77 III	- 0,2993 (- 2,92) ****	0,2841 (2,51) ***	- 0,0441 (- 4,10) ****	- 0,0420 (- 3,73) ****	- 0,0328 (- 3,17) ****	0,7385 (29,77) ****	0,651	2,090 p = 0,2552	0,0320
25	68 I/77 II	- 0,3193 (- 3,24) ****	0,2663 (2,56) ***	- 0,0449 (- 4,07) ****	- 0,0430 (- 3,78) ****	- 0,0305 (- 2,80) ****	0,7428 (32,12) ****	0,558	1,998 p = 0,1673	0,0319
26	68 I/77 I	- 0,3058 (- 3,25) ****	0,2254 (2,27) **	- 0,0438 (- 4,06) ****	- 0,0379 (- 3,33) ****	- 0,0294 (- 2,74) ****	0,7513 (34,04) ****	0,494	2,052 p = 0,1283	0,0306

Regrésión	P r e d i c c i o n e s				Error Predicción
	C/Y (t+1) estimada	C/Y (t+1) observada	Consumo (t+1) estimado	Consumo (t+1) observado	
1968 I/1977 I	0,7425	0,6940	14.433,98	13.491,2	6,99
1968 I/1977 II	0,7511	0,7175	14.889,73	14.223,8	4,68
1968 I/1977 III	0,7751	0,7461	14.642,26	14.094,1	3,89
1968 I/1977 IV	0,7374	0,7303	11.911,96	11.797,5	0,97
1968 I/1978 I	0,7437	0,6963	13.879,67	12.995,9	6,80

RMS: 696,70

RNS = 0,0523

Media Cons. Obs.

DATOS UTILIZADOS

	1968				1969			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV
Sueldos y salarios pagados en ra mas industriales	247,6	277,0	262,2	292,9	288,6	331,0	321,1	372,8
Indice de distribución del ingre so	1,0034	1,0436	0,9768	1,0102	1,0002	1,0685	1,0107	1,1068
Tasa de interés real. 68/ 77 y dep. a interés 78	0,02151	0,00771	0,01061	0,01436	0,01406	-0,00431	0,00077	0,02504
PBI total precios de mercado ..	12687,1	13692,4	13738,9	13968,3	13839,6	14888,0	15021,4	15091,9
Consumo total	9851,0	10635,9	10652,3	11369,8	10255,3	11247,8	11425,5	12369,5
Saldos monetarios reales M4 / PMNGT-1	2913,31	3086,64	3249,30	3452,27	3733,05	3795,79	3779,65	3853,24

DATOS UTILIZADOS

	1970				1971			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV
Sueldos y salarios pagados en ramas industriales	370,9	396,6	381,9	443,3	411,8	555,5	570,0	664,6
Indice de distribución del ingreso	1,1146	1,0710	1,0077	1,0788	0,9382	1,0984	1,0185	1,0887
Tasa interés real acept. 68/77 y dep. a interés 78	0,01160	-0,00494	-0,01016	-0,00937	-0,00068	-0,02602	-0,02266	-0,01153
PBI total precios de merca do	14704,2	15911,2	15742,9	15388,1	15037,2	16428,1	16603,2	16689,8
Consumo total	10839,3	11778,6	11730,2	12561,3	11289,6	12240,2	12483,4	13772,1
Saldos monetarios reales M4/PMNGT-1	3981,86	3917,67	3900,22	3734,64	3676,47	3591,46	3403,53	3416,16

DATOS UTILIZADOS

	1972				1973			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV
Sueldos y salarios pagados en ramas industriales	661,6	849,8	816,8	1004,5	1147,9	1414,7	1552,8	1855,0
Indice de distribución del ingreso	0,9619	1,0337	0,8913	0,9624	0,9257	0,9357	1,0374	1,1407
Tasa interés real acept. 68/77 y dep. a interés 78 ...	-0,05332	-0,02761	-0,01393	-0,00565	-0,03677	-0,00471	0,01816	0,01869
PBI total precios de mercado	15855,0	16883,0	17092,4	17192,4	16823,7	17942,0	17792,3	18322,2
Consumo total	11936,1	12805,2	12972,9	13417,0	12650,6	13794,9	13888,1	14418,2
Saldos monetarios reales M4/PMNGT-1	3220,52	3046,18	2986,82	3042,60	3072,70	3154,37	3707,94	4344,00

DATOS UTILIZADOS

	1974				1975			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV
Sueldos y salarios pagados en ramas industriales . . .	1632,4	2194,7	2275,4	2875,8	2939,4	3885,2	7351,9	10741,3
Indice de distribución del ingreso	1,0393	1,1772	1,1367	1,2258	1,1342	1,0783	1,1734	1,1809
Tasa interés real acep. 68/77 y dep. a interés 78 . . .	0,01573	-0,01610	-0,01181	-0,01567	-0,05772	-0,11825	-0,13775	-0,04503
PBI total precios de mercado	17540,7	19293,3	19089,6	19573,8	18120,9	19568,1	18472,5	18343,4
Consumo total	13885,0	15304,1	15563,7	15446,0	15254,2	16075,9	15144,9	14813,6
Saldos monetarios reales M4/PNNGT-1	4971,31	5194,93	5347,07	5295,52	4894,22	4073,40	2606,62	2727,17

DATOS UTILIZADOS

	1976				1977				1978	
	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II
	Sueldo y salarios pagados en ramas industriales	16018,1	21045,0	24292,5	32057,4	41220,2	57345,5	68766,7	106617,7	108585,3
Indice de distribución del ingreso	1,1659	0,7634	0,7614	0,7657	0,7851	0,8090	0,7479	0,9132	0,8290	0,8845
Tasa interés real acept. 68/77 y dep. a interés 78 ...	-0,20460	-0,03709	-0,01613	0,01321	-0,00238	0,00582	-0,00940	0,01009	0,00048	-0,00828
PBI total precios de mercado	17325,0	18544,6	18162,2	18310,7	17576,2	19439,7	19823,9	18890,8	16154,0	18663,0
Consumo total	13878,7	14266,6	14069,5	13638,6	12657,5	13491,2	14223,8	14094,1	11797,5	12995,9
Saldos monetarios reales M4/PMMGT-1	2228,13	2051,46	2500,29	2841,50	2933,92	3216,47	3262,84	3121,75	3362,09	3464,64

1/ Ver: J.A. Uriarte, "Determinantes del Consumo", Banco Central de la República Argentina, Centro de Estudios Monetarios y Bancarios, Serie de Estudios Técnicos N° 5 (Octubre 1975).

2/ Banco Central de la República Argentina. Gerencia de Investigaciones Económicas. Sistema de Cuentas del Producto e Ingreso de la República Argentina. Vol. II (1975).

3/ Banco Central de la República Argentina. Op. cit. Vol. II.

4/ Banco Central de la República Argentina. Op. cit. Vol. IV.

5/ CEPAL. "Producción de principales bienes duraderos de consumo" (1977).

6/ Ver: Ya-Lun Chou, "Análisis Estadístico", Nueva Editorial Interamericana, México (1977).

7/ Ver: J. Johnston, "Econometric Methods", McGraw-Hill Book Company, New York (1972).

8/ Ver: R.S. Pindyck y D.L. Rubinfeld, "Econometrics Models and Economic Forecasts", McGraw-Hill Book Company, New York (1976).

9/ Banco Central de la República Argentina, Centro de Estudios Monetarios y Bancarios, "Análisis Macroeconómico de Corto Plazo (Estimación Econométrica del Mercado de Bienes y de Dinero)", Serie de Estudios Técnicos N° 27 (1977).

10/ Ver: J. Johnston, op. cit. y G.H. Orcutt, H.W. Watts y J.B. Edwards, "Data Aggregation and Information Loss", The American Economic Review (Setiembre 1968).

11/ Los trabajos más conocidos en la dirección señalada son:

- a) F. Modigliani y R. Brumberg, "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross Section Data" en K. Kurihara (ed.), Post-Keynesian Economics, New Brunswick: Rutgers University Press (1954).
- b) J. Duesenberry, "Income, Saving and The Theory of Consumer Behaviour", Harvard University Press (1957).
- c) M. Friedman, "A Theory of Consumption Function", Princeton University Press (1957).
- d) F. Modigliani y A. Ando, "The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests", The American Economic Review (Marzo 1963).
- e) J. Tobin y W. Dolde, "Wealth, Liquidity and Consumption", en Consumer Spending and Monetary Policy: The Linkages, Proceedings of a Monetary Conference, The Federal Reserve Bank of Boston, Monetary Conference Series N° 5 (Junio 1971).

12/ Ver: J. Tobin y W. Dolde, op. cit.

13/ Los supuestos implícitos en la restricción presupuestaria planteada son:

- a) Cada individuo dedica la totalidad de sus recursos al consumo. Una formulación más compleja podría comprender el caso en que los individuos dediquen sus recursos no solo a consumir sino también a incrementar su acervo de riqueza.
- b) Cada individuo espera que la tasa de inflación no varíe a lo largo de su horizonte de planeamiento, o, de otra forma, en el momento de efectuar sus decisiones sobre consumo presente y futuro cada individuo trabaja con una tasa promedio de inflación.
- c) Cada individuo espera que la tasa de interés nominal no varíe en el tiempo.
- d) Tanto la estructura de la canasta de bienes que constituye el consumo de cada individuo como la estructura de precios relativos correspondiente a dicha canasta permanecen constantes a lo largo del horizonte de planeamiento.
- e) El deflador empleado para llevar el valor del consumo a términos reales es el mismo que el utilizado para obtener el valor real de los recursos.

14/ Ver: M. Friedman y F. Modigliani y A. Ando, op. cit.

15/ Los pasos que se omiten en el texto son los siguientes:

$$du_t^i = \frac{\partial u(C_t^i)}{\partial C_t^i} d(C_t^i) + \frac{\partial u(C_{t+1}^i)}{\partial C_{t+1}^i} d(C_{t+1}^i) (1 + \delta^i)^{-1}$$

Haciendo $du_t^i = 0$, es decir, manteniendo la utilidad constante y reemplazando la utilidad marginal del consumo en cada período por su valor resulta:

$$0 = \alpha^i (C_t^i)^{\alpha^i - 1} d(C_t^i) + \alpha^i (C_{t+1}^i)^{\alpha^i - 1} d(C_{t+1}^i) (1 + \delta^i)^{-1}$$

luego,

$$\frac{d(C_{t+1}^i)}{d(C_t^i)} = - \left(\frac{C_t^i}{C_{t+1}^i} \right)^{\alpha^i - 1} (1 + \delta^i)$$

16/ En particular, si C_t^i y C_{t+1}^i fueran iguales y si hubiera ausencia de preferencia en el tiempo ($\alpha^i = 0$), la tasa marginal de sustitución sería -1, es decir se estaría sobre el punto en que la curva de indiferencia es cortada por la recta de 45° en un esquema bidimensional de preferencias.

17/ El desarrollo completo de la solución al caso de máximo condicionado, aquí planteado, aparece en el anexo I.

18/ Asimismo, se comprueba que la elasticidad del consumo presente respecto a $(1+r)$ es negativa, (menor que -1) y además que un cambio en $(1+r)$ produce un cambio de signo contrario en el nivel de consumo presente, cuya magnitud depende del nivel de la tasa de interés y del nivel de consumo. Formalmente,

$$\frac{\partial \log C_t^i}{\partial \log (1+r)} = \frac{1}{\alpha^i - 1} < 0$$

$$\frac{\partial C_t^i}{\partial (1+r)} = \frac{C_t^i}{(\alpha^i - 1)(1+r)} < 0$$

La última expresión muestra que el efecto de un cambio en $(1+r)$ sobre el nivel de consumo presente será menor cuanto mayor el nivel de la tasa de interés y mayor cuanto mayor sea el nivel de consumo.

19/ Obsérvese que en el caso en que la tasa de interés fuera nula y existiera ausencia de preferencia en el tiempo, la expresión (8) indica que el consumidor dedicaría al consumo presente la mitad de su riqueza y la misma proporción al consumo futuro (ver expresión (7)), suponiendo un horizonte de planeamiento de dos períodos y que el consumidor agota su riqueza en ese tiempo.

20/ La expresión (10) tal como está definida implica que todos los individuos tienen un horizonte de planeamiento de dos períodos. Sin embargo, una expresión similar puede reflejar el caso en que los horizontes difieran entre individuos aunque en esa situación los coeficientes η^i correspondientes a los individuos con horizontes de planeamiento mayores a 2 períodos adoptarían expresiones más complejas y, además, la riqueza agregada (W_t) incluiría los ingresos futuros descontados correspondientes a períodos posteriores a $t+1$.

21/ Los factores de utilidad están representados en nuestro caso por el coeficiente α^i .

22/ M. Friedman, op. cit.

23/ M.K. Evans, "Macroeconomic Activity: Theory, Forecasting and Control", Harper & Row Publishers, New York (1969).

24/ Estimaciones empíricas a nivel anual para la función consumo privado en la Argentina aparecen en los siguientes trabajos:

a) J.A. Uriarte, op. cit.

b) J.A. Uriarte, "Los Rezagos en el Consumo y la Teoría del Ingreso Permanente", Banco Central de la República Argentina, Centro de Estudios Monetarios y Bancarios, Serie de Estudios Técnicos N° 10 (diciembre 1975).

25/ En pruebas empíricas cuyos resultados no se presentan en este trabajo se comprobó que empleando agregados monetarios menos amplios como variables sustitutivas del acervo de riqueza se desmejora la calidad de las regresiones en términos econométricos. En esas pruebas se utilizaron alternativamente los acervos de activos financieros conocidos como M3, M2 e incluso los depósitos a interés.

26/ Ver: J. Johnston, op. cit.

27/ El coeficiente de correlación simple entre el índice de participación de los salarios en el ingreso y el acervo de activos financieros alcanzó un valor de 0,64 en la regresión correspondiente al nivel de consumo agregado. Por su parte, en la regresión correspondiente a la propensión media a consumir el coeficiente de correlación simple entre el mismo índice de participación y el cociente entre el acervo de activos monetarios y el nivel de ingreso registró un valor de 0,65.

28/ Ver: P. Rao y R. Miller, "Applied Econometrics", Wadsworth Publishing Company, Inc., Belmont, California (1971).

29/ Al correr la regresión excluyendo al acervo de activos monetarios $(\frac{M_1}{P})_{t-1}$, se está suponiendo que el ingreso corriente es una función del acervo neto de riqueza. De tal forma, partiendo de la expresión (14) y haciendo:

$$Y_t = \beta m_{t-1}$$

se tiene

$$C_t = a_0 + a_1 r_t + a_2 DY + a_3 Y_t + \frac{a_4}{\beta} Y_t + q_t$$

luego

$$C_t = a_0 + a_1 r_t + a_2 DY + (a_3 + \frac{a_4}{\beta}) Y_t + q_t$$

Por otra parte, se está suponiendo que la distribución de la riqueza es constante en el tiempo si se excluye esta variable de la función. Los mismos supuestos se mantienen en la estimación de la propensión media a consumir.

30/ Ver: J. Johnston, op. cit.

31/ Ver: H. Theil, "Applied Economic Forecasting", North-Holland Publishing Company (1975).

32/ Ver Cuadro III para la función consumo agregado, donde se excluye como variable independiente el acervo de activos financieros por las razones de multicolinealidad antes indicadas y Cuadro IV para la función donde se excluye, por el mismo motivo, la variable distribución del ingreso.

33/ Ver Cuadro V para el caso en que se excluye la variable $(\frac{M_1}{P})_{t-1}/Y_t$ y Cuadro VI cuando la variable excluida es la distribución del ingreso. Como se explicara, la exclusión alternativa de esas variables independientes se hace como consecuencia del alto grado de correlación entre ellas.

34/ Como ya se explicó, se trabaja suponiendo un horizonte de planeamiento de dos períodos.

35/ Las condiciones de primer orden son necesarias y suficientes, pues al suponer que la utilidad marginal es decreciente (consecuencia de la función de utilidad adoptada) la matriz hessiana queda negativamente definida, es decir:

$$\begin{vmatrix} \frac{\partial^2 L}{\partial (C_t^i)^2} & \frac{\partial^2 L}{\partial (C_t^i) \partial (C_{t+1}^i)} \\ \frac{\partial^2 L}{\partial (C_{t+1}^i) \partial (C_t^i)} & \frac{\partial^2 L}{\partial (C_{t+1}^i)^2} \end{vmatrix} > 0 \text{ y, en particular, } \frac{\partial^2 L}{\partial (C_t^i)^2} < 0$$

Sobre el particular, ver M.D. Intriligator, "Mathematical Optimization and Economic Theory", Prentice-Hall, Inc. Englewood, N.J. (1971).

TITULOS INCORPORADOS A LA BIBLIOTECA

Administración pública

HARTMAN, Robert W. (Ed.) - The rewards of public service; compensating top federal officials, edited by Robert W. Hartman and Arnold R. Weber. Washington, The Brookings Institution, 1980. 249 p. (DERECHO 2231)

Asociación Latinoamericana de Libre Comercio

PEÑA, Félix - La Argentina y el proceso de reestructuración de la Asociación Latinoamericana de Libre Comercio (ALALC), por el Grupo de Trabajo integrado por Félix Peña, Roberto T. Alemann, Carlos C. Helbling y Jorge Wehbe. Buenos Aires, Consejo Argentino para las Relaciones Internacionales, 1979. 175 p. (ECONOMIA 16047)

Bancos

ASOCIACION LATINOAMERICANA DE INSTITUCIONES FINANCIERAS DE DESARROLLO - La cooperación horizontal en la banca de fomento de la región: resultados y perspectivas. Resumen de la octava Reunión Ordinaria de la Asamblea General de ALIDE. Buenos Aires, Asociación Latinoamericana de Instituciones Financieras de Desarrollo, 1978, 595 p. (BANCOS 4121)

Cambios internacionales

ALIBER, Robert Zelwin - Exchange risk and corporate international finance. London, The Macmillan Press Ltd., 1980. 173 p. (BANCOS 4119)

BLACK, Stanley Warren - Floating exchange rates and national economic policy. New Haven, Yale University Press, 1979. 204 p. (BANCOS 4110)

Comercio internacional

RODRIGUEZ, Louis - OECD (Organisation for Economic Cooperation and Development) and Latin America: trade trends and prospects by Louis A. Rodríguez, Enrique H. Bargioni, Richard D. Carney, Beatriz Warner and Lilian Romero. Washington, Inter-American Development Bank, Economic and Social Development, 1978. 79 p. (ECONOMIA 09090)

Computación

THURSLAND, Arthur L. - Work measurement; a guidebook to word processing management. 2. ed. Willow Grove, International Word Processing Association, 1980. 274 p. (ECONOMIA 16062)

Contabilidad

NEWTON, Enrique Fowler - Contabilidad con inflación. Buenos Aires, Ediciones Contabilidad Moderna S.A.I.C., 1980. 869 p. (CONTABILIDAD 451)

Cuentas nacionales

CALVAR, José C. - Enfoque de la participación del sector público en la demanda de bienes y servicios disponibles, a precios constantes (período 1970/78), por José C. Calvar, Norberto P. Sallaberry, Ernesto H. Monteverde, Héctor O. Briola y Alicia Petecci. Buenos Aires, Banco Central de la República Argentina, 1980. 50 p. (Serie de Trabajos Metodológicos y Sectoriales. 7) (ECONOMIA 09085)

Derecho

ARGENTINA, CODIGOS PENALES - Código Penal Económico. Buenos Aires, Abeledo Perrotto, 1980. 503 p. (DERECHO 2230)

ESPINAR VICENTE, José María - La regulación jurídica de los contratos internacionales de contenido económico. Madrid, Editoriales de Derecho Reunidas, 1979. 152 p. (DERECHO 2228)

GALGANO, Francesco (Dir.) - Trattato di diritto commercia

le e di diritto pubblico dell'economia. Padova, Casa Editrice Dott. Antonio Milani, 1977-79. 3v. (DERECHO 2210)

GOMEZ LEO, Osvaldo - Procedimiento de cancelación cambiaria. Buenos Aires, Editorial Astrea de Alfredo y Ricardo Depalma, 1980. 127 p. (DERECHO 2232)

HEREDERO, José Luis - Los delitos financieros en la jurisprudencia español. Barcelona, Bosch, Casa Editorial, 1969. 141 p. (DERECHO 2207)

MATTES, Heinz - Problemas de derecho penal administrativo, por Heinz Mattes y Herta Mattes. Madrid, Editoriales de Derecho Reunidas, 1979. Vol. I. (DERECHO 2208)

Desarrollo económico

GOODMAN, Stephen H. (Ed.) - Financing and risk in developing countries. New York, Praeger Publishers, 1978. 103 p. (ECONOMIA 16038)

RODRIGUEZ, Octavio - La teoría del subdesarrollo de la CEPAL (Comisión Económica para América Latina). México, Siglo Veintiuno Editores, 1980. 378 p. (ECONOMIA 16058)

Econometría

INTRILIGATOR, Michael D. - Econometric models; techniques, and applications. Amsterdam, North-Holland Publishing Company, 1978. 638 p. (ESTADISTICA 679)

NERLOVE, Marc - Analysis of economic time series; a synthesis, by Marc Nerlove, David M. Grother and José L. Carvalho. New York, Academic Press, 1979. 487 p. (ESTADISTICA 684)

STURM, A. Bryan (Ed.) - Proceedings of the Third Pacific Basin Central Bank Conference on Econometric Modelling. Edited by A. Bryan Sturm and Penny Joseph. New Zealand, Reserve Bank, 1978. Vol. I, 212 p. (ESTADISTICA 681)

Economía agropecuaria

SANDERSON, Fred Hugo - Food trends and prospects in India, by Fred H. Sanderson and Shyamal Rey. Washington, The Brookings Institution, 1979. 162 p. (ECONOMIA 16048)

Estadística

DAVID, H. A. (Ed.) - Contribution to survey sampling and applied statistics. Papers in honor of H.O. Hartley. New York, Academic Press, 1978. 318 p. (ESTADISTICA 680)

Historia económica

ARGENTINA. UNIVERSIDAD NACIONAL DE TUCUMÁN. FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS - Primeras Jornadas de Historia por Centros de Investigación de Nivel Universitario; San Miguel de Tucumán, 20-22 de septiembre de 1979 (trabajos presentados). San Miguel de Tucumán, Universidad Nacional de Tucumán, Facultad de Ciencias Económicas, Cátedra Historia Económica, 1980. 130 p. (ECONOMIA 16050)

STIGLER, George J. - Historia del pensamiento económico. Buenos Aires, Librería El Ateneo, Editorial, 1979. 230 p. (ECONOMIA 16051)

Impuestos

PECHMAN, Joseph A. (Ed.) - What should be taxed: income or expenditure? A report of a conference sponsored by the Fund for Public Policy Research and the Brookings Institution. Washington, The Brookings Institution, 1980. 332 p. (FINANZAS 1529)

Industria

TOURON, Alicia L. Pombar de - Cemento portland; estudio sectorial. Buenos Aires, Banco Nacional de Desarrollo, Departamento de Estudios Económicos Sectoriales, 1979. 67 p. (ECONOMIA 09088)

Inflación

ARGENTATO, Nicolás - La inflación en la Argentina. 3. ed. Buenos Aires, Asociación de Economistas Argentinos, 1980. 237 p. (BANCOS 4120)

Medio ambiente

BUENOS AIRES (PROV.) SECRETARIA DE PLANEAMIENTO Y DESARRO

LLO - CONTECBAIRES 2000; Conferencia técnica sobre el Bai
res 2000. Mar del Plata, 12 al 15 de diciembre de 1979.
La Plata, Secretaría de Planeamiento y Desarrollo, 1979.
79 p. (ECONOMIA 09082)

Modelos económicos

MANTEL, Rolf R. - Simulación de modelos económicos. Bue
nos Aires, Instituto Torcuato Di Tella, Centro de Inves-
tigaciones Económicas, 1980. 21 p. (ECONOMIA 09087)

Moneda

COHEN, Benjamin Jerry - Organizing the world's money; the
political economy of international monetary relations.
London, The Macmillan Press Ltd., 1978. 310 p. (BANÇOS
4102)

DORRANCE, Graeme S. - National monetary and financial
analysis. London, The Macmillan Press Ltd., 1978. 190 p.
(BANCOS 4103)

MARTIRENA-MANTEL, Ana María - Devaluación, restricción
presupuestaria y el enfoque monetario neokeynesiano. Bue
nos Aires, Instituto Torcuato Di Tella, 1979. 43 p. (BAN
COS 06768)

RODRIGUEZ ROSSI, Víctor Ernesto - El ordenamiento moneta
rio internacional, el oro y los DEG (Derechos Especiales
de Giro). Buenos Aires, Abeledo-Perrot, 1979. 73 p. (BAN
COS 06765)

VILLANUEVA, Javier - Oferta monetaria y cambios en la es
tructura de precios internos en una economía abierta; el
aporte de R. Cantillón. Buenos Aires, Instituto Torcuato
Di Tella, Centro de Investigaciones Económicas, 1980.
31 p. (BANCOS 06769)

WHITE, William R. - The demand for money in Canada and the
control of monetary aggregates: evidence from the monthly
data. Ottawa, Bank of Canada, Staff Research Studies,
1976. 168 p. (BANCOS 4114)

Política económica

BRUNNER, Karl (Ed.) - Policies for employment, prices and exchange rates. Edited by Karl Brunner and Allan H. Meltzer. Amsterdam, North-Holland Publishing Company, 1979. 252 p. (ECONOMIA 16049)

DESTLER, I.M. - Making foreign economic policy. Washington, The Brookings Institution, 1980. 244 p. (ECONOMIA 16046)

LANUSSE, Carlos E. - La nueva política. Buenos Aires, Compañía Impresora Argentina S.A., 1980. 253 p. (ECONOMIA 16059)

STREETEN, Paul P. - The new international economic order. Karachi, State Bank of Pakistan, 1979. 37 p. (ECONOMIA 09081)

Política monetaria

DAVID, Jacques Henry - La política monetaria. México, Fondo de Cultura Económica, 1978. 198 p. (BANCOS 4118)

TAMARI, Meir - Corporate finance under conditions of government intervention; the Israeli case, 1950-1972. Jerusalem, Bank of Israel, Research Department, 1979. 268 p. (BANCOS 4112)

Sistema monetario internacional

TREZISE, Philip H. (Ed.) - The European Monetary System: its promise and prospects. Papers prepared for a conference held at the Brookings Institution in April 1979. Washington, The Brookings Institution, 1979. 96 p. (BANCOS 4113)

Teoría económica

ROBINSON, Joan - Contribuciones a la teoría económica moderna. México, Siglo Veintiuno Editores, 1979. 320 p. (ECONOMIA 16057)

ROUSSEAS, Stephen - Capitalism and catastrophe; a critical appraisal of the limits to capitalism. Cambridge, University Press, 1979. 152 p. (ECONOMIA 16065)

TURNOVSKY, Stephen J. - Macroeconomic analysis and stabilization policies. Cambridge, Cambridge University Press, 1977. 404 p. (ECONOMIA 16061)

Trabajo

DIEGUEZ, Héctor L. - Distribución de ingresos en el Gran Buenos Aires, por Héctor L. Diéguez y Alberto Petrecolla. Buenos Aires, Instituto Torcuato Di Tella, 1979. 146 p. (ECONOMIA 16053)

NACIONES UNIDAS. COMISION ECONOMICA PARA AMERICA LATINA - La medición del empleo y de los ingresos en áreas urbanas a través de encuestas de hogares: informe final. Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina, 1979. 109 p. (ECONOMIA 16055)

WAINERMAN, Catalina H. - El trabajo de la mujer en la Argentina; un análisis preliminar de las ideas dominantes en las primeras décadas del siglo XX, por Catalina H. Wainerman y Marysa Navarro. Buenos Aires, Centro de Estudios de Población, 1979. 49 p. (ECONOMIA 09086)

Transportes

ARGENTINA. PODER EJECUTIVO - Plan Nacional de Transporte. Plan de Corto Plazo. Programa del Sector Transporte, 1979. Buenos Aires, Subsecretaría de Transporte, 1979. 303 p. (ECONOMIA 16054)

ECONOMICA

LA PLATA

REPUBLICA ARGENTINA

AÑO XXV

Enero - abril 1979

Nros.: 1, 2 y 3

Artículos

- DIAZ, Aldo : Una formulación compacta de la teoría de los números índices.
- ELIAS, Víctor : Un estudio comparativo del desarrollo económico de Argentina, Brasil y Estados Unidos en el período 1940-1973.
- FIORENTINO, Raúl: Consideraciones sobre la factibilidad económica de proyectos ganaderos en la Argentina pampeana.
- MONTUSCHI, Luisa: Migraciones internacionales y criterios de bienestar. Equilibrio.
- MANTEL, Roff E. : Equilibrio y potencialidad en economía de intercambio lineales.

Comunicaciones

- PORTO, Alberto : Sobre la relación salario real-ocupación: algunas consideraciones adicionales.
- de PABLO, J.C. y
ROBALLOS, R. : Más sobre la equivalencia estática entre las teorías sobre las tasas de interés.

Dirección y Redacción: Instituto de Investigaciones Económicas, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata. Calle 48 N° 555 -5° Piso- Gabinete 524.

Tarifa 1980:

	Suscripción anual (3 números)		Por número	
	Vía superf.	Vía aérea	Vía superf.	Vía aérea
Argentina	\$ 25.000.-		\$ 10.000.-	
Países limítrofes	U\$S 20.-	U\$S 24.-	U\$S 8.-	U\$S 10.-
Resto de América	" 23.-	" 28.-	" 9.-	" 11.-
Europa, Asia, África y Oceanía	" 23.-	" 29.-	" 10.-	" 12.-

Enviar cheque a la orden de: Facultad de Ciencias Económicas de La Plata.

DESARROLLO ECONOMICO

REVISTA DE CIENCIAS SOCIALES

Volumen 19

Enero - Marzo 1980

Nº 76

Artículos

D.C.M. PLATT: Objeciones de un historiador a la teoría de la dependencia en América Latina en el siglo XIX.

ADOLFO CANITROT: La disciplina como objetivo de la política económica. Un ensayo sobre el programa económico del gobierno argentino desde 1976.

ROQUE FERNANDEZ: Hacia una reforma del sistema argentino de previsión social.

FLOREAL FORNI Y MARIA ISABEL TORT: La tecnología y el empleo en un nuevo enfoque del desarrollo agropecuario. El caso argentino.

Documentos

El Informe Worthington (Condiciones y perspectivas del comercio británico en algunos países sudamericanos. Tercer informe: La República Argentina, 1898).

Notas y Comentarios

MIGUEL TEUBAL: Acerca de la importancia del "excedente financiero" del sector agropecuario argentino. Respuesta a un comentario y nueva reflexión.

Crítica de libros - Reseñas Bibliográficas - Informaciones

DESARROLLO ECONOMICO -Revista de Ciencias Sociales- es una publicación trimestral editada por el Instituto de Desarrollo Económico y Social (IDES).
Suscripción anual: R. Argentina: \$ 100.000; Países limítrofes: US\$ 36; Resto de América: US\$ 40; Europa, Asia, Africa y Oceanía: US\$ 44. Ejemplar simple: US\$ 12. (Recargos por envíos vía aérea). Pedidos, correspondencia, etc., a:

INSTITUTO DE DESARROLLO ECONOMICO Y SOCIAL

Güemes 3950 - 1425 Buenos Aires, Argentina

INTEGRACION LATINOAMERICANA

REVISTA MENSUAL DEL INTAL

Año 5, Nº 43

Enero-febrero 1980

EDITORIAL

COOPERACION E INTEGRACION EN EL SECTOR AGRICOLA

ESTUDIOS ECONOMICOS

COOPERACION E INTEGRACION AGRICOLAS: LA EXPERIENCIA LATINOAMERICANA, por Carlos A. Wirth

DERECHO DE LA INTEGRACION - ESTUDIOS

ASPECTOS INSTITUCIONALES DE LA INTEGRACION. CONSIDERACIONES TEORICAS, por Isaac Cohen O.

INFORMACION LEGAL

ANTE LA II CONVENCION DE LOME

TRANSPORTE TERRESTRE: REUNION ARGENTINO-BRASILEÑA

noticias - resúmenes - información latinoamericana - información internacional - documentación y estadísticas - actividades del intal - bibliografía - suplemento BIEL (Boletín sobre inversiones y empresas latinoamericanas).

Año 5, Nº 44

Marzo 1980

EDITORIAL

LA COMUNIDAD DEL CARIBE

ESTUDIOS ECONOMICOS

INTEGRACION ECONOMICA EN EL CARIBE, por Murray Ross. CAMBIOS EN LA DIVISION INTERNACIONAL DEL TRABAJO EN PRODUCTOS MANUFACTURADOS, por Bela Balassa. DISTORSIONES DEL MERCADO Y TEORIA DE LAS UNIONES ADUANERAS, por Ricardo French-Davis.

DERECHOS DE LA INTEGRACION - ESTUDIOS

ENSAYOS ACERCA DEL DERECHO Y LA PRACTICA DE LA CARICOM (INCLUYENDO EL MERCADO COMUN), por C.W. Dundas. LAS ACCIONES PARCIALES DE INTEGRACION Y SU COMPATIBILIZACION CON EL PROCESO DE ALALC, por Francisco Orrego Vicuña.

noticias - notas y comentarios - integración latinoamericana - información internacional - documentación y estadísticas - bibliografía - suplemento BIEL (Boletín sobre inversiones y empresas latinoamericanas).

EL TRIMESTRE ECONOMICO

COMITE EDITORIAL HONORARIO: Emilio Alanís Patiño, Emigdio Martínez Adame, Raúl Ortiz Mana, Felipe Pazos, Raúl Prebisch y Raúl Salinas Lozano.

COMITE EDITORIAL: MEXICO: Gerardo Bueno, Edmundo Flores, José A. de Creyza, Leopoldo Solís M., Carlos Tello, Manuel Uribe Castañeda y Fernando Fajnzylber W. BRASIL: Celso Furtado y Francisco Oliveira. COLOMBIA: Constantino V. Vaitsos. CHILE: Jacques Chonchol, Alejandro Foxley y Osvaldo Sunkel.

DIRECTOR: Oscar Soberón M.

Vol. XLVII (3)

México, julio - setiembre de 1980

Nº 187

SUMARIO

Artículos

- Aníbal Pinto : La "apertura al exterior" en América Latina
- Antonio Chumacero : Los planes del sector público mexicano. Metas y magnitudes macroeconómicas.
- Simón Teitel : Productividad, mecanización y calificaciones. Una prueba de la hipótesis de Hirschman para la industria latinoamericana.
- Pascal Arnaud : La evolución económica de México, de la colonia a 1850.
- Albert O. Hirschman : La matriz social y política de la inflación: elaboración sobre la experiencia latinoamericana.
- John C.H. Fei, Gustav Ranis y Shirley W. Kuo: El crecimiento y la distribución familiar del ingreso por factores componentes.

DOCUMENTOS - NOTAS BIBLIOGRAFICAS

REVISTA DE REVISTAS - PUBLICACIONES RECIBIDAS

Fondo de Cultura Económica - Av. de la Universidad
975 Apartado Postal 44975

IMPRESO EN LA IMPRENTA DEL CONGRESO DE LA NACION



BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA