

EL COLEGIO DE MEXICO
CENTRO DE ESTUDIOS ECONOMICOS

TRABAJO DE INVESTIGACION PARA OBTENER EL GRADO DE
MAESTRIA EN ECONOMIA

UN MODELO DE DESEQUILIBRIO PARA LA
ECONOMIA MEXICANA

Daniel Guillermo Garcés Díaz

Promoción 1987-1989

Octubre, 1989

ASESOR: Lic. Rodolfo de la Torre
REVISOR: Prof. Oscar Fernández

RESUMEN

Esta investigación analiza y lleva a la práctica la posibilidad de construir modelos de desequilibrio empíricos para México. A partir de la revisión de algunos conceptos fundamentales, emanados de la literatura sobre los equilibrios no walrasianos y los distintos enfoques econométricos al respecto, propone un modelo teórico para la economía mexicana basado ampliamente en el aplicado por Sneesens a Bélgica que posteriormente es modificado para permitir su estimación por mínima distancia mediante la separación a priori de la muestra (datos trimestrales de 1980 a 1987), aplicando un procedimiento, sugerido por Goodwin, que evita el uso de máxima verosimilitud y produce, no obstante, estimaciones consistentes aunque de carácter preliminar a causa de las limitaciones que se señalan en varias partes del trabajo y, principalmente, en su parte final.

INDICE

INTRODUCCION.....	(1)
CAPITULO I. MODELACION Y ECONOMETRIA DEL DESEQUILIBRIO...	(7)
I.1 LA TEORIA DEL DESEQUILIBRIO <i>EX POST</i> EN LOS MERCADOS (RACIONAMIENTO DE CANTIDADES).....	(8)
I.2 LA ECONOMETRIA DEL DESEQUILIBRIO.....	(16)
A. EL MODELO CANONICO DE MADDALA Y NELSON.....	(19)
B. EL ENFOQUE DE GINSBURGH-TISHLER-ZANG.....	(23)
C. UN MODELO SIN LA CONDICION DEL MINIMO. AJUSTE PARCIAL COMO DESEQUILIBRIO.....	(25)
CAPITULO II. UN MODELO DE RACIONAMIENTO PARA LA ECONOMIA MEXICANA.....	(27)
II.1 SUPUESTOS.....	(27)
A. SECTOR PRODUCTIVO.....	(27)
B. FAMILIAS.....	(33)
C. EL GOBIERNO.....	(34)
D. COMERCIO INTERNACIONAL.....	(35)
E. EXPECTATIVAS DE LOS PRODUCTORES DEL SECTOR FORMAL Y RIGIDECES EN EL MERCADO DE TRABAJO.....	(37)
F. SEPARACION DE LOS REGIMENES DE DESEQUILIBRIO.....	(39)
II.2 LAS ECUACIONES DEL MODELO ESTATICO.....	(40)
II.3 UNA FORMULACION DE DESEQUILIBRIO CON ASPECTOS DE AJUSTE PARCIAL.....	(42)
CAPITULO III. FORMULACION EMPIRICA DEL MODELO.....	(49)
III.1 COMENTARIOS PRELIMINARES.....	(49)
III.2 ESPECIFICACION FINAL DEL MODELO.....	(52)

CAPITULO IV. ESTIMACION DEL MODELO E INTERPRETACION	
DE RESULTADOS.....	(61)
IV.1 ESTIMACION DEL MODELO.....	(61)
IV.2 INTERPRETACION DE LOS COEFICIENTES DE AJUSTE	
(γ_i), DE DESEQUILIBRIO (θ_i) Y DE CONTAGIO (α_i).	
IDENTIFICACION DE LOS REGIMENES.....	(86)
APENDICE DEL CAPITULO IV. DESCRICION DE LAS VARIABLES	
Y FUENTES DE OBTENCION DE DATOS.....	(94)
CAPITULO V. COMENTARIOS FINALES Y CONCLUSIONES.....	(97)
ANEXOS. LISTADOS DE COMPUTADORA.	

INTRODUCCION

La década de los setentas representó para la profesión de los macroeconomistas, dada de la naturaleza de los fenómenos económicos que la caracterizaron, el más importante reto empírico que un paradigma dominante había enfrentado desde la época de Keynes. Fenómenos como el de la estanflación eran explicados de manera muy tortuosa por los modelos tipo IS-LM. Este clima mostró ser muy propicio para el surgimiento y consolidación de modelos con un alto grado de refinamiento en sus bases microeconómicas¹. Dos nuevas escuelas, que habían sido esbozadas en los sesentas, se manifestaron aunque, en el terreno de las recomendaciones de política económica, sus respectivos mensajes sólo reavivaban el viejo debate reglas versus discreción. Ambas corrientes de pensamiento retomaron el irresuelto debate entre los viejos keynesianos y monetaristas y hay quien piensa que su valor agregado tiene más que ver con la elegancia formal que con la novedad de resultados. Una de estas escuelas, a la que sólo nos referiremos brevemente, es la de los nuevos clásicos, cuyos logros principales fueron haber introducido una teoría de los ciclos económicos en la teoría del equilibrio y haber demostrado, aunque bajo la hipótesis de

¹Comenta D. Gale (1983) "La macroeconomía está en una encrucijada de su desarrollo y no es aún distinguible cuál es la dirección que tomará. Podría volverse indistinguible de la microeconomía; o podría reincidir en los más viejos esquemas de pensamiento. Solamente el tiempo revelará el resultado pero parece improbable que el anómalo estado de cosas presente continuará...El asunto lo constituyen las reglas del juego macroeconomico. ¿Tiene la macroeconomía sus propias reglas o son ellas las mismas de la microeconomía y de la teoría del equilibrio general walrasiano? p. 1.

perfecta flexibilidad de precios². la supuesta superioridad de las reglas sobre la discreción a partir del teorema de ineffectividad, dando así microfundamentación a la vieja postura monetarista. Un interesante aspecto es la introducción de la hipótesis de expectativas racionales pero se sospecha que sus resultados dependen más crucialmente del supuesto de perfecta flexibilidad de precios y salarios. La otra escuela de pensamiento a la que nos referimos es la del equilibrio no walrasiano, o de los nuevos keynesianos entre muchas denominaciones que tiene. Esta escuela parte de la idea, a menudo observable empíricamente, de que los precios y salarios no se ajustan más rápidamente que las cantidades. Aceptan el postulado de agentes maximizadores e incluso un contexto competitivo pero consideran que aquéllos pueden encontrarse racionados en algún mercado con lo que, al incorporar esta restricción cuantitativa a su programa de optimización, el equilibrio resultante (la palabra *equilibrio* se usa en el sentido de que no existen fuerzas inherentes al sistema para cambiar la situación) no podrá ser el walrasiano (o *nocional*). Un aspecto esperanzador de esta teoría es que al introducir expectativas racionales se demuestra que la efectividad de la política no es nula, como en el caso de flexibilidad completa de precios y salarios, sino que se refuerza³.

Nos referiremos a dos críticas observaciones que se han

²Ver, por ejemplo, el imprescindible artículo de Sargent y Wallace (1976).

³Ver, por ejemplo, el famoso artículo de Neary y Stiglitz (1983).

hecho a esta teoría. La primera de ellas es el supuesto de exogeneidad de precios. R. Barro⁴, precursor del enfoque, ha señalado que el permitir que los agentes se relacionen en una situación no óptima en el sentido paretiano sin proporcionar una explicación consistente de por qué lo hacen, lo descalifica automáticamente. Ciertamente éste ha sido el talón de Aquiles de la teoría pero en la década de los ochentas ha habido importantes intentos para explicar la racionalidad microeconómica de la rigidez de precios. El segundo defecto, a mi parecer el más importante, es el relativo a la factibilidad de llevar a la práctica la idea de construir modelos macroeconómicos de desequilibrio. La razón se encuentra en la dificultad que entraña el trabajar con más de dos mercados fuera del equilibrio walrasiano simultáneamente. No obstante, algunos avances se han llevado a efecto. Sneesens ha sugerido una metodología de estimación basada en métodos de información incompleta que con mayor práctica, podría producir los esperados modelos. Además se han desarrollado procedimientos de estimación para esta clase de modelos distintos de los de máxima verosimilitud como por ejemplo el de mínima distancia que proporciona estimadores consistentes de información completa. En este trabajo hacemos una aplicación de tales técnicas aunque el tamaño del modelo es más bien reducido.

Muchas personas se preguntarían que interés tiene aplicar una teoría como la no walrasiana que postula precios exógenos en una economía con inflación galopante

⁴Ver su comentario al artículo de Muellbauer y Winter (1980) en el mismo volumen.

como México. La justificación es que la rigidez que se postula sobre precios y salarios en este enfoque se refiere a magnitudes *relativas* no absolutas, es decir, cuando se habla, en esta teoría, de inflexibilidad de precios no se sugiere que estos no cambien sino que su estructura relativa permanece fija al momento en la cual los agentes toman sus decisiones. De este modo es posible general modelos de inflación bajo el supuesto de rigidez de *precios relativos*. El asunto comienza a mostrar mayor interés al considerar que, dada una distribución inicial de la riqueza social, los precios relativos determinan la distribución del ingreso en un marco de equilibrio walrasiano (i.e. de óptimo paretiano, donde nadie puede mejorar si no es a costa de otro). Pero fuera de un óptimo de Pareto información adicional es requerida para señalar las tendencias de la distribución (por ejemplo, las funciones de reacción de los participantes de un mercado, que determinan el grado de monopolio) y donde, al identificar el tipo de desequilibrio (término impreciso, según veremos, que debería ser sustituido por el de *racionamiento de cantidades*) en que se encuentra la economía, se pueden lograr acuerdos entre los individuos donde todos mejoren⁵.

Otra razón para no abandonar las aplicaciones empíricas de este enfoque la constituye el hecho de que para la guía de las acciones de política económica es indispensable tener estimaciones sobre las funciones de oferta y demanda en los

⁵ Ver el interesante artículo de Ize (1983), donde, a partir de un modelo de precios rígidos, genera distintos tipos de equilibrio y construye una economía política de la distribución.

distintos mercados. Si se aplican métodos de estimación a mercados donde, por alguna razón, estamos convencidos de que no existe un equilibrio walrasiano, los resultados pueden ser engañosos. No sugerimos que todos los mercados deban pasar por un test de desequilibrio pero si considerar la posibilidad de que, en algunos casos, las estimaciones sobre elasticidades de oferta y demanda basadas en los procedimientos tradicionales pudieran ser dudosas. Así, por ejemplo, el mayor auge de los modelos econométricos de desequilibrio se ha dado no a nivel macroeconómico sino a nivel de mercados particulares (la vivienda, el crédito, la carne, etc.). Personalmente creo que en el corto plazo esta es la tendencia que prevalecerá en el corto plazo con todo y que el intento de aplicación que nos propusimos realizar fue macroeconómico. Me parece que lo anterior da una justificación sensata al tema sobre el que gira este trabajo y no me extenderé más sobre el asunto.

El trabajo está organizado como sigue. En el Capítulo I hacemos una breve exposición de las bases teóricas del enfoque no walrasiano haciendo énfasis en los llamados *efectos de contagio* (*spill over effects*) que de manera fundamental determinan la posibilidad de estimar empíricamente modelos econométricos de desequilibrio multimercado. En lo que resta de ese capítulo nos proponemos hacer un recuento de los enfoques econométricos desarrollados para mercados en desequilibrio. Sin querer servir como sucedáneo para manuales que sirven específicamente para ese fin (no conozco muchos, únicamente

dos, ambos excelentes: Bowdwen 1979 y Quandt 1988) da un panorama razonable del estado actual de la econometría en este campo. En el Capítulo II construimos un modelo teórico de desequilibrio que incorpora aspectos de economía dual y de dependencia con el exterior. Desarrollamos un modelo que, sin las restricciones impuestas por la disponibilidad de datos, debería ser estimable. En el Capítulo III modificamos el modelo propuesto en el capítulo anterior (que se basa fuertemente en el de Sneesens 1981) para tener la posibilidad de estimarlo por métodos consistentes a partir de la introducción de información a priori (estimación por mínima distancia). En el Capítulo IV mostramos la versión definitiva del modelo empírico y procedemos a su estimación y validación. Hacemos una interpretación más o menos detallada de los parámetros críticos del modelo (los coeficientes de ajuste, de desequilibrio y de contagio). Finalmente, en el Capítulo V, hacemos una serie de comentarios generales y ofrecemos algunas conclusiones.

CAPITULO I. MODELACION Y ECONOMETRIA DEL DESEQUILIBRIO.

Ha sido parte del saber de los economistas que la asignación óptima de recursos de la economía depende de la perfecta flexibilidad de precios bajo las condiciones acostumbradas de existencia y estabilidad de un equilibrio walrasiano. Los teoremas del bienestar establecen una relación bien precisa entre los equilibrios walrasianos y los óptimos paretianos. Una buena parte de la historia de la ciencia económica en este siglo se ha escrito en base al análisis de modelos que relajan alguno de los exigentes supuestos que requieren los resultados del equilibrio neowalrasiano (o de Arrow-Debreu). En particular son interesantes son los modelos que surgen al abandonar el supuesto de perfecta información (cuya expresión más acabada se encuentra en los modelos de expectativas racionales) o los que consideran una estructura de precios relativos rígida. Sobre esta clase de modelos gira la presente exposición. En la primera parte de este capítulo hacemos una breve síntesis del enfoque de precios rígidos (*fix prices*) también llamado de racionamiento de cantidades (*rationing quantity*) o, menos precisamente, de desequilibrio. En la parte siguiente exponemos, a manera de síntesis, algunas de las alternativas econométricas que se han empleado para tratar con mercados en régimen no walrasiano.

I.1 LA TEORIA DEL DESEQUILIBRIO *EX POST* EN LOS MERCADOS (RACIONAMIENTO DE CANTIDADES).

En la década de los 50's apareció uno de los libros más importantes de la historia económica contemporánea : nos referimos a *Dinero, Interés y Precios* de Don Patinkin. En ese libro se hizo clara una inconsistencia en la forma en que se habían relacionado la teoría del equilibrio general y la teoría monetaria. Hasta entonces se mantenía que el incorporar una ecuación más (por ejemplo la ecuación cuantitativa de Fisher) al conjunto de ecuaciones del equilibrio walrasiano cerraba el sistema y que se podrían expresar, por este procedimiento, tanto los precios relativos como los monetarios. Patinkin señaló que las funciones de exceso de demanda perdían la homogeneidad de grado cero cuando se introducía el dinero como simple numerario. Para resolver el problema desarrolló toda una teoría de las funciones de demanda donde los saldos monetarios reales se introducían directamente en las funciones de demanda y así, en la función de utilidad. Con esta reformulación de las ecuaciones del equilibrio monetario, Patinkin mostró que *excepto* en el equilibrio las leyes de Say y de Walras no pueden cumplirse simultáneamente. Más tarde Robert Clower (1965), ásperamente señalaba que si el aporte de Keynes se resumía en considerar fijos los salarios monetarios (como la síntesis neoclásica parecía sugerir), entonces no había nada fundamental en la revolución keynesiana. No era así en su opinión y procedió a una reinterpretación de la obra de Keynes, bastante distinta

a la predominante síntesis neoclásica. Para evaluar el alcance de sus proposiciones recordemos brevemente el contenido del sistema de equilibrio clásico en una economía monetaria.

Supondremos que existen n consumidores $i = 1, \dots, n$ y $m + 1$ mercancías, $j = 1, \dots, m$ "consumibles" y la $m + 1$ es el numerario "dinero". La dotación inicial de cada individuo está representada por los pares (\bar{x}^i, \bar{m}^i) , donde el $\bar{x}^i \in \mathbb{R}^n$ es el vector de mercancías "consumibles" y $\bar{m}^i \in \mathbb{R}$ es la cantidad no negativa de dinero inicial. Las preferencias se representan con una función de utilidad $U^i = U^i(x^i, m^i, p)$ donde x^i y m^i son las cantidades demandadas de mercancías y de dinero, respectivamente y $p \in \mathbb{R}^n$ es el vector de precios de las n mercancías. Los precios aparecen como argumentos porque la utilidad del dinero proviene de su monto real (la propiedad de homogeneidad de grado cero de las funciones de demanda se mantiene para la cantidad de dinero nominal y los precios, a diferencia de lo que acontece en una economía de trueque). Cada consumidor soluciona el siguiente problema :

$$\text{Max}_{x^i, m^i} U^i(x^i, m^i, p)$$

$$\text{s. a } px^i + m^i \leq p\bar{x}^i + \bar{m}^i$$

bajo el supuesto habitual de que U^i es continua y estrictamente cuasiconcava en (x^i, m^i) , este problema tiene una solución única (con $p \geq 0$). Ahora llamemos funciones de exceso de demanda individuales $g^i(p)$ para $p > 0$ a la diferencia entre la demanda de una mercancía y la dotación individual :

$$g^i(p) = x^i - \bar{x}^i$$

y funciones de exceso de demanda de dinero $h^i(p)$ a :

$$h^i(p) = m^i - \bar{m}^i$$

Un equilibrio walrasiano es definido como un vector de precios p^* al cual todos los mercados se vacían, esto es, donde la suma de los excesos demanda individuales de mercancías y dinero suman cero :

$$\sum_{i=1}^n g^i(p) = \sum_{i=1}^n h^i(p) = 0$$

Pero, en opinión de Clower, el ataque de Keynes contra del sistema clásico no se dirigía a la definición de equilibrio sino a las implicaciones provenientes de la conducta supuesta de los agentes fuera de él. Desde luego que Keynes no toca el punto en la Teoría General sino que es el propio Clower quien lo desarrolla. Para ello discute la validez de la *Ley de Walras*, que en nuestro ejemplo se expresaría como :

$$p g(p) + h(p) = 0$$

donde las funciones sin superíndice indican que hemos agregado sobre todos los consumidores. Esto es, la Ley de Walras afirma que en todo momento el valor de los excesos de demanda de todos los mercados suman cero. Esto es fácilmente deducible del supuesto de no saciedad de los consumidores (que hace que cumplan su restricción con estricta igualdad). La prueba es bastante conocida y no la expondremos. El cumplimiento de la Ley de Walras es fundamental para toda la argumentación clásica acerca de la existencia y la

estabilidad del equilibrio. Por ejemplo, si existe un exceso de oferta en el mercado de bienes, la *Ley* sugiere que debe haber un exceso de demanda en el mercado de trabajo, en donde los salarios deberían a comenzar a subir y, en el mercado de bienes, los precios deberían comenzar a bajar y así el equilibrio pronto se reestablecería. Hay sin embargo una falacia en toda esta argumentación y ésta es que el cumplimiento de la ley de Walras supone que la conducta de los agentes fuera del equilibrio es básicamente la misma que dentro de él. No es esto así, según Clower, si un agente sufre de una restricción cuantitativa en algún mercado, ésta debe incorporarse a su programa de optimización con lo que su *demanda efectiva* no necesariamente permitirá que cumpla con su restricción presupuestaria y, así, podría no cumplirse la *Ley*. Este es el punto de partida para la teoría del equilibrio general no walrasiano. Las funciones de demanda (o de oferta, según el caso) que se derivan del programa de optimización sin la restricción cuantitativa son llamadas *nocionales* mientras que las derivadas al introducirla son llamadas *efectivas*. El primer postulado de importancia para la teoría del desequilibrio es la *hipótesis de la decisión dual*. Esta básicamente sostiene que el proceso de decisión de un agente se lleva a efecto en dos etapas. En la primera un consumidor que se encuentra restringido en el mercado de trabajo, por ejemplo, formula su plan de consumo tomando únicamente las señales de precios y formula su *demanda notional*. Pero, en la segunda, toma en cuenta la restricción cuantitativa y forma su plan

efectivos. Volveremos sobre este t3pico m3s adelante.

La historia de la teor3a del desequilibrio sigui3 su curso con los trabajos de Barro-Grossman, Benassy, Malinvaud y Dr3ze, entre otros. No queremos alargar demasiado esta secci3n y remitimos a las excelentes revisiones de Benassy (1986) y Lambert (1988). M3s importante para la compresi3n del modelo econom3trico que aplicamos es ampliar los conceptos sobre *demandas efectivas* y los efectos que un mercado en desequilibrio provoca en otro (*spill over effects*).

Existen dos formas de demandas efectivas. La primera tiene la forma descrita m3s arriba: el agente toma en cuenta la restricci3n cuantitativa en todos los mercados excepto en el que act3a (por ejemplo, un consumidor que se encuentre racionado en el mercado de trabajo, considerar3 3nicamente esta restricci3n cuantitativa y no la del mercado de bienes -de existir alguna-⁶). Estas demandas efectivas son llamadas de *tipo Clower*. Hay otra forma de funciones de demanda efectiva, donde se consideran todas las restricciones cuantitativas *incluida* la del propio mercado. Estas son llamadas *tipo Dreze*. M3s formalmente y generalizando la noci3n de demanda (u oferta, que es una demanda negativa), tenemos que si U es alguna variable objetivo como un 3ndice de utilidad o de beneficios, tenemos que las demandas *Dreze* se derivan del siguiente programa de optimizaci3n :

⁶En palabras de Malinvaud (1977): " Al formar su demanda para un bien en particular, un individuo desempleado recuerda que 3l est3 desempleado ".

$$\text{Max}_x \mathcal{F} = \mathcal{F}(x) \quad (j = 1, \dots, n)$$

$$\text{s.a.} \quad \text{i) } p \cdot x \geq 0$$

$$\text{ii) } x_j^s \leq x_j^o$$

$$\text{iii) } x_j^d \geq x_j^o$$

Donde x_j^s es la oferta efectiva en el j -ésimo mercado, x_j^d es la demanda efectiva en el j -ésimo mercado y x_j^o es la restricción cuantitativa en ese mercado. La condición i) es simplemente la restricción presupuestaria del consumidor. Las siguientes dos restricciones son todas las posibles restricciones que puede encontrar el agente en todos los demás mercados.

Al definir las demandas Clower en el programa anterior simplemente sustituimos las restricciones ii) y iii) por las siguientes:

$$\text{ii') } x_j^s \leq x_j^o \quad j \neq i$$

$$\text{iii') } x_j^d \geq x_j^o \quad j \neq i$$

Como se puede observar, las dos clases de demandas (ofertas) efectivas se distinguen únicamente en que las demandas Clower no incluyen la restricción cuantitativa en el mercado particular i . Ahora denotemos con x_i^c a las funciones Clower y con x_i^D a las funciones Dréze, la relación entre ambas es la siguiente :

$$x_j^D = \min (x_j^c , x_j^o) \quad \text{si el agente es oferente de } j$$

$$x_j^D = \max (x_j^c , x_j^o) \quad \text{si el agente es demandante de } j$$

Si no hay restricción cuantitativa en el j -ésimo mercado, ambas funciones coinciden. Si la restricción existe, las demandas Clower serán mayores pues tienen una

restricción menos.

El siguiente paso será expresar más concretamente cómo las restricciones cuantitativas de los distintos mercados influyen los intercambios en cada uno. Tomaremos el caso de dos mercados tal como se expone en Gorieroux et al. (1980). La interrelación entre dos mercados en desequilibrio ocurre a través de los llamados efectos de contagio (*spill over effects*). La más habitual expresión de ellos es la siguiente. consideremos un mercado de bienes Y y un mercado de trabajo L . Hay dos tipos de agentes: consumidores-trabajadores y vendedores-demandantes de trabajo. Esto provocará que los efectos de contagio sean simétricos en el sentido que los excesos de demanda de un mercado afectarán la oferta efectiva (las funciones son de tipo Clower) del otro y recíprocamente. Se asume habitualmente que los efectos de contagio son proporcionales a los excesos de oferta o demanda de los otros mercados. Por ejemplo, llamando D_w^Y a la demanda nacional o walrasiana de bienes, S_w^Y a la oferta nacional de bienes, D_w^L a la demanda nacional de trabajo, S_w^L a la oferta nacional de trabajo. Las funciones efectivas se representan igual que las nacionales cambiando la w por la e . Tenemos el siguiente esquema :

$$D_e^Y = D_w^Y + \alpha_1 (L - S_e^L)$$

$$S_e^Y = S_w^Y + \alpha_2 (L - D_e^L)$$

$$D_e^L = D_w^L + \alpha_3 (Y - S_e^Y)$$

$$S_e^L = S_w^L + \alpha_4 (Y - D_e^Y)$$

donde Y y L son las cantidades intercambiadas de bienes en cada mercado y $\alpha_i \geq 0$ son los coeficientes de contagio. Pero no hemos dicho como se determina la cantidad efectivamente intercambiada en cada mercado. Bajo los supuestos de comercio voluntario (ningún agente puede ser obligado a vender o comprar más de lo que él desea) y de eficiencia de los mercados (en el sentido de que sólo uno de los lados del mercado se encuentra racionado), la cantidad intercambiada será igual a la menor de las cantidades ofrecida y demandada. Para el sistema de dos mercados que exponíamos antes, se incluyen las siguientes dos condiciones (llamadas del mínimo) :

$$Y = \min (D_e^Y , S_e^Y)$$

$$L = \min (D_e^L , S_e^L)$$

La literatura del desequilibrio es muy extensa y no pretendemos hacer aquí un compendio de ella. Señalamos los aspectos que nos parecen indispensables para seguir el detalle de la construcción del modelo econométrico que exponemos en capítulos posteriores. La siguiente sección contribuye a este objetivo. Intenta presentar sintéticamente algunos de los enfoques que se han probado para la estimación de modelos en desequilibrio.

I.2 LA ECONOMETRIA DEL DESEQUILIBRIO.

En los textos básicos de econometría es frecuente la introducción a los problemas de la estimación de sistemas de ecuaciones simultáneas por medio de algún modelo simple de oferta y demanda. Nosotros también lo emplearemos aunque con un objetivo de índole distinta: los problemas de estimación en mercados en desequilibrio. Consideremos una especificación lineal determinística del mismo:

$$Q^d = \alpha_0 + \alpha_1 P \quad (1)$$

$$Q^s = \beta_0 + \beta_1 P \quad (2)$$

$$Q^d = Q^s \quad (3)$$

donde Q^d y Q^s son las cantidades demandada y ofrecida respectivamente y P es el precio. Tenemos un sistema de dos ecuaciones para hallar dos incógnitas: P y Q ($=Q^d = Q^s$), el precio y la cantidad intercambiada de equilibrio. El procedimiento para hallar esos valores es puramente algebraico. La intuición detrás de este modelo no estocástico es que el observador que ha logrado hallar las funciones (1) y (2) se encuentra en el extraordinario caso de que la condición *ceteris paribus* se cumple cabalmente, es decir, los demás factores que afectan a la oferta y a la demanda, distintos del precio, realmente permanecen constantes y, por lo tanto, los pares (P, Q^d) pueden ser distinguidos sin problemas de los pares (P, Q^s) . En este mundo no existe problema para *identificar* cualquiera de las dos funciones. Pero ahora variemos un poco el modelo introduciendo términos aleatorios en las ecuaciones de

demanda y oferta:

$$Q_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 P_t + u_t^d \quad (1')$$

$$Q_t^s = \beta_0 + \beta_1 P_t + u_t^s \quad (2')$$

donde u_t^i $i = d, s$, es un término de error aleatorio cuyas propiedades estadísticas no interesa discutir en estos momentos. La ecuación (3) sigue manteniéndose como condición de equilibrio. El modelo formado por (1'), (2') y (3) evidentemente ya no puede ser resuelto por medios algebraicos directos. La aparición de dos términos de error significa que no hay forma de asegurar que la condición ceteris paribus se cumple ni que una colección de observaciones, o pares (P, Q), sean parte de una misma curva de oferta o de demanda sin importar que todo problema relacionado con un adecuado manejo de los datos haya sido resuelto. En esta situación existe un problema de identificación. Para resolverlo podría intentarse la división de los pares (P, Q) por estratos de renta R, entonces estaríamos en posición de ubicar las observaciones (P, Q, R) en curvas de demanda que se alejan del origen conforme aumenta el valor de R. Lo que en realidad estamos haciendo con este artificio es definir una curva de oferta permitiendo desplazamientos en la curva de demanda⁷. Decimos en esta situación que la función de oferta estocástica (2') está identificada si modificamos la ecuación de demanda (1') de tal forma que:

$$Q_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 P_t + \alpha_2 R_t + u_t^d \quad (1'')$$

⁷ Hay algunas sutilezas en esta forma de proceder que no discutiremos aquí. Para tal efecto se puede ver Friedman (1976) *Teoría de los Precios*, pp. 43-49.

En el modelo formado por las ecuaciones (1''), (2') y (3), la ecuación de oferta está identificada pero no la de demanda. Para permitir la identificación de todo el modelo se tendría que introducir alguna variable de desplazamiento en la función de oferta, tal como se hizo con la ecuación de demanda. Resuelto el problema de la identificación queda el de hallar un método de estimación adecuado. Varias alternativas están disponibles y la elección de alguna de ellas dependerá de la ponderación que se otorgue a la eficiencia estimativa y al costo computacional⁸.

Pero todo lo anterior tiene sentido si creemos que en el mercado en cuestión las funciones de oferta y demanda relevantes son las neoclasicas o walrasianas y si ahí no existe algún mecanismo de racionamiento de cantidades o de administración de precios. Si tenemos confianza en la hipótesis de equilibrio, representada por la ecuación (3), nuestros problemas de estimación no pasarán de lo expuesto hasta el párrafo anterior. Pero ahora supongamos que nuestras observaciones, el conjunto de pares (P,Q) , provienen de algún mercado donde exista control de precios o algún tipo de racionamiento de cantidades, entonces todo la anterior discusión pierde relevancia. Sabemos que, en general, cualquier punto (P,Q) no provendrá de la

⁸Por ejemplo, si se privilegia la eficiencia sobre la carga de cómputo, se utilizaría algún método de información completa como cuadrados mínimos en tres etapas o máxima verosimilitud de información completa. Si fuese excesiva la tarea computacional en relación a la ganancia en eficiencia estimativa se podría optar por algún método de información limitada como cuadrados mínimos en dos etapas (en nuestro ejemplo sería equivalente a utilizar cuadrados mínimos indirectos pues el modelo está exactamente identificado, como es fácil comprobar).

intersección de las dos curvas. No bastará conocer los parámetros de desplazamiento de las funciones sino que se requerirá, además, conocer el esquema de racionamiento, o la trayectoria del precio administrado. En la discusión que sigue podrá constatarse la afirmación de que la relativamente escasa difusión (al menos a nivel empírico) de los modelos de racionamiento o de desequilibrio⁹ es debida a las notables dificultades econométricas que surgen cuando permitimos transacciones fuera del equilibrio walrasiano que imposibilitan, si no existe información *a priori*¹⁰, el empleo de métodos simples de cuadrados mínimos.

A. EL MODELO CANONICO DE MADDALA Y NELSON

Consideraremos primero el caso de desequilibrio en un solo mercado para el que no se dispone de información *a priori*. Un mercado en desequilibrio típico podría ser representado por el siguiente conjunto de ecuaciones:

$$Q_t^d = Q^d(x_t^d) + e^d \quad (4)$$

$$Q_t^s = Q^s(x_t^s) + e^s \quad (5)$$

$$Q_t = \min(Q_t^d, Q_t^s) \quad (6)$$

⁹Hay un problema con esta denominación pues el desequilibrio puede concebirse como la ubicación del sistema fuera del equilibrio walrasiano (que es lo que motiva la denominación para estos modelos) o como la tendencia de la economía o del mercado a permanecer en determinada situación, en cuyo caso no se justifica la denominación de desequilibrio.

¹⁰Por ejemplo, un control de precios en un mercado particular durante una época inflacionaria provoca que los productores restrinjan la oferta, lo que hace que invariablemente los pares (P, Q) estén sobre esa curva.

$$P_t = P(Q_t^d - Q_t^s) \quad (7)$$

Las ecuaciones (4) y (5) definen las funciones de demanda y oferta efectivas que dependen de los respectivos vectores de variables exógenas x^d y x^s (entre las que puede estar el precio, que aquí es una variable que no se determina dentro del modelo). La ecuación (6) es la condición del mínimo¹¹ y supone que el mercado funciona eficientemente en el sentido de que sólo uno de los lados del mercado será racionado (se aplica la regla del lado corto). La ecuación (7) es necesaria pues el precio no puede ser obtenido de la intersección de las curvas de oferta y demanda por lo que optamos, como es práctica común, por hacerlo función del exceso de demanda en ese mercado¹². El problema de estimación resulta más complejo que lo presentado en los primeros párrafos de esta sección. Como Q^d y Q^s son variables estocásticas no observables y por supuesto independientes con función de densidad conjunta $f(Q^d, Q^s)$, entonces la función de densidad de Q (la cantidad efectivamente intercambiada) será¹³:

¹¹ Como veremos más adelante, ésta no es la única manera de modelar el desequilibrio.

¹² El modelo estimado por Fair y Jafée (1972) en su clásico artículo consta de las siguientes relaciones:

$$Q^d = \alpha_1 P + \alpha_2 X^d + \varepsilon^d$$

$$Q^s = \beta_1 P + \beta_2 X^s + \varepsilon^s$$

$$Q = \min(Q^d, Q^s)$$

$$P = P_{-1} + \gamma(Q^d - Q^s) + \varepsilon^P$$

aunque fue estimado con $\varepsilon^P = 0$.

¹³ Ver Chow (1983).

$$\phi(Q) = f(Q|Q^d < Q^s)Pr(Q^d < Q^s) + f(Q|Q^d \geq Q^s)Pr(Q^d \geq Q^s) \quad (8)$$

donde $f(\cdot)$ y $Pr(\cdot)$ son las respectivas funciones de densidad condicionales y las probabilidades (que en este caso son obtenidas de las funciones de densidad marginales correspondientes). De acuerdo a la definición de función de densidad condicional¹⁴ tenemos que

$$f(Q|Q^d < Q^s) = \int_a^{\infty} f(Q, Q^s | Q^d < Q^s) dQ^s \quad (9)$$

$$= \int_a^{\infty} f(Q, Q^s) dQ^s / Pr(Q^d < Q^s) \quad (10)$$

y similarmente

$$f(Q|Q^d \geq Q^s) = \int_a^{\infty} f(Q, Q^s) dQ^s / Pr(Q^d \geq Q^s) \quad (11)$$

Sustituyendo (10) y (11) en (8) obtenemos

$$\phi(Q) = \int_a^{\infty} f(Q, Q^d) dQ^s + \int_a^{\infty} f(Q, Q^s) dQ^d \quad (12)$$

Esta es una ecuación muy importante que con más o menos modificaciones que dependen de la naturaleza del problema, caracterizará a los modelos econométricos de desequilibrio (salvo la excepción que discutiremos más adelante cuando hablemos de la especificación de Chow). En este momento, para seguir adelante, es necesario decir algo acerca de las propiedades de los términos de error aleatorios, esto es, de la distribución supuesta para Q^d y Q^s . La fuerza de la costumbre nos haría suponer que con la introducción de normalidad con media cero y varianza constante σ^2 (además, por el supuesto de independencia, covarianza cero) simplificaríamos nuestros problemas (como

¹⁴La función de densidad condicional $g(x)$ de una variable aleatoria x se define, para el caso bivariado, como el cociente de la función de densidad conjunta $f(x,y)$ y la función marginal de la otra variable y :

$$g(x|y) = f(x,y)/f(y).$$

suele acontecer en el caso de los más tradicionales modelos walrasianos). Sorprendentemente no es así¹⁵ pero no es claro que exista una alternativa mejor. Supondremos entonces que los errores de (4) y (5) se distribuyen normalmente con media cero y varianzas σ_d^2 y σ_s^2 respectivamente. Entonces

$$\int_a^{\infty} f(Q, Q^s) dQ^s = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_d} \int_a^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_s} \exp[-((Q-Q^d(x^d))^2/\sigma_d^2) - ((Q^s-Q^s(x^s))^2/\sigma_s^2)] dQ^s \quad (13)$$

Como Q^s es inobservable, esta expresión se puede reescribir como¹⁶

$$\int_a^{\infty} f(Q, Q^s) dQ^s = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_d} \exp[-((Q-Q^d(x^d))^2/\sigma_d^2)] [1-F(z)] \quad (14)$$

donde $F(z)$ es la función de distribución acumulativa de la normal estándar siendo $z^d = (Q-Q^d(x^d))/\sigma_s$ y

$$F(z^d) = \int_{-\infty}^z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp[-Q^{s2}/2] dQ^s$$

Se puede derivar una expresión análoga a (14) para

$$\int_a^{\infty} f(Q, Q^d) dQ^d$$

Ahora recordamos que la función de verosimilitud para (Q, θ) , siendo θ el vector de parámetros a estimar, se escribe como el producto $\prod_{t=1}^T f(Q_t, \theta)$ y sustituyendo en (12) a la (14) y su análoga, obtenemos la expresión:

$$L = \prod \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_d} \exp[-(Q-Q^s(x^s))^2/2\sigma_d^2] [1-F(z^d)] \right)$$

¹⁵De hecho Gorfeld y Quandt han sugerido que, para simplificar el problema de la estimación se debería "reemplazar la densidad normal con otra que (1) sea similar en forma y (2) permita el cálculo analítico exacto de sus integrales". (Citado en Sneesens 1981. Traducción mía).

¹⁶Ver Chow (1983) pp. 244-245 o Brunk (1979) pp. 205-208.

$$+ \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_s} \exp\left[-(Q-Q^d(x^d))^2/2\sigma_s^2\right][1-F(z^s)] \quad (15)$$

Esta es la más utilizada especificación de desequilibrio basada en la condición del mínimo¹⁷.

B. EL ENFOQUE DE GINSBURGH-TISHLER-ZANG

Un enfoque algo distinto fue propuesto por estos autores (1977, 1979 y 1980). En lugar de postular la normalidad de las densidades de Q^d y Q^s obteniendo, posteriormente, la densidad de Q , se supone directamente la normalidad de ésta. Un ejemplo de esta clase de modelos es el siguiente

$$Q_t^d = Q^d(x_t^d) \quad (4')$$

$$Q_t^s = Q^s(x_t^s) \quad (5')$$

$$Q_t = \min(Q_t^d, Q_t^s) + \varepsilon \quad (6')$$

$$P_t = P(Q_t^d - Q_t^s) \quad (7)$$

Obsérvese que las ecuaciones de oferta y demanda no incluyen término estocástico y si hay uno presente en la condición del mínimo. Dos interpretaciones son posibles: primera, las condiciones económicas generan las funciones no estocásticas de oferta y demanda y la cantidad observada es la mínima de ambas más un término aleatorio; segunda, interpretando a Q como la cantidad esperada de intercambio efectivo, añadimos un término de error para considerar efectos no predecibles a partir de las condiciones

¹⁷Ver, por ejemplo, tres recientes aplicaciones: Askari (1986), Mehdi Zaidi (1988) y Teh-Wei Huy Bong M. Yang (1988).

económicas. Omitiendo, por simplicidad, la ecuación de precio, el modelo anterior puede ser reescrito como:

$$Q = \delta [Q^d(x^d)] + (1-\delta) [Q^s(x^s)] + \delta e^d + (1-\delta)e^s \quad (16)$$

donde δ es una variable binaria a estimar que se define como: $\delta=1$ si $Q^s - Q^d > 0$ y $\delta=0$ si $Q^s - Q^d < 0$. El uso de esta clase de variables introduce discontinuidad que puede anular la eficacia de procedimientos numéricos de optimización que emplean primeras y segundas derivadas por lo que en lugar de la variable binaria se emplea alguna aproximación continua¹⁸. La función de verosimilitud toma la forma (en logaritmos):

$$\ln L = \sum_{i=1}^T \ln \left(\delta \exp[-(Q-Q^d(x^d))/2\sigma^2] / \sqrt{(2\pi)\sigma} \right. \\ \left. + (1-\delta) \exp[-(Q-Q^s(x^s))/2\sigma^2] / \sqrt{(2\pi)\sigma} \right) \quad (17)$$

donde $\delta = \delta(Q^s - Q^d)$ toma el valor de 1 si la expresión dentro del paréntesis es negativa y 0 si es positiva.

Como puede observarse hasta aquí, el problema de la estimación es bastante más complejo que en el caso de equilibrios walrasianos (llamo así a la situación donde $Q^d = Q^s$). Y es que el hecho de que los estimadores de cuadrados mínimos ordinarios no se pueden obtener por ser las cantidades ofrecida y demandada inobservables se ve agravado por la inconsistencia de estos mismos estimadores en situaciones donde se dispone de información a priori¹⁹. Sin

¹⁸ Ofrecemos en el apéndice una muestra del uso de estas variables en un modelo multimercado que no hemos podido estimar por falta de un adecuado paquete de estimación no lineal (éste es el verdadero problema de los modelos de desequilibrio empíricos en México, como he podido constatar).

¹⁹ Ver Quandt pp. 27 y 28.

embargo hay una forma alternativa de modelar el desequilibrio que no emplea la condición del mínimo y por ello permite el uso de procedimientos de estimación más rutinarios como son cuadrados mínimos en dos y/o tres etapas. Es lo que trataremos a continuación.

C. UN MODELO SIN LA CONDICION DEL MINIMO. AJUSTE PARCIAL COMO DESEQUILIBRIO.

Antes de la aparición del famoso artículo de Fair y Jaffee (1972) el desequilibrio era modelado como un proceso de ajuste parcial. La idea básica es la siguiente. Si a la variable en desequilibrio se le permite tender hacia su valor de equilibrio, entonces sería posible formalizar esa trayectoria. La idea no carece de lógica. Supongamos que existe un valor de equilibrio Y^* para una variable Y . Este podría ser identificado con su valor "walrasiano". Ahora consideremos una situación fuera de este equilibrio al que supondremos estable. Si además existen costos de ajuste, el movimiento hacia Y^* no será instantáneo sino que implicará que los valores actuales de Y influyan a los sucesivos y sean, a su vez, influenciados por los precedentes. Más generalmente consideremos a y como un vector de variables endógenas y a y^* como su valor óptimo que se determina por un conjunto de ecuaciones simultáneas:

$$B y^* + \Gamma x = \bar{\varepsilon} \quad (18)$$

donde x es un vector de variables exógenas y $\bar{\varepsilon}$ es un vector de términos estocásticos. B y Γ son matrices de parámetros estructurales. Se puede obtener la forma reducida para (18):

$$\mathbf{y}^* = -\mathbf{B}^{-1} \Gamma \mathbf{x} + \mathbf{B}^{-1} \bar{\varepsilon} = \Pi \mathbf{x} + \bar{v} \quad (19)$$

donde Π es la matriz de multiplicadores de impacto y \bar{v} es un vector de errores transformado por \mathbf{B}^{-1} . Como \mathbf{y}^* no es observable directamente, se supone el siguiente mecanismo de ajuste:

$$\mathbf{y} - \mathbf{y}_{-1} = \mathbf{A}(\mathbf{y}^* - \mathbf{y}_{-1}) \quad (20)$$

siendo \mathbf{A} una matriz diagonal de velocidades de ajuste. Sustituyendo en (19) el valor de \mathbf{y}^* en (20) y reacomodando términos obtenemos la siguiente expresión en términos de variables observables:

$$\mathbf{y} = -\mathbf{A} \mathbf{B}^{-1} \Gamma \mathbf{x} + (\mathbf{I} - \mathbf{A}) \mathbf{y}_{-1} + \mathbf{A} \mathbf{B}^{-1} \bar{\varepsilon} \quad (21)$$

o, en términos de multiplicadores de impacto:

$$\mathbf{y} = \mathbf{A} \Pi \mathbf{x} + (\mathbf{I} - \mathbf{A}) \mathbf{y}_{-1} + \mathbf{A} \mathbf{B}^{-1} \bar{\varepsilon} \quad (22)$$

Hay una forma alternativa de proceder a la estimación de modelos en desequilibrio donde es posible combinar los enfoques de ajuste parcial y de la condición del mínimo. Esta es la estimación por *mínima distancia* que aplicamos en nuestro modelo. Este método también evita el uso de la estimación por máxima verosimilitud pero lleva a modelos intrínsecamente no lineales proporcionando, a cambio, estimadores consistentes (cuadrados mínimos no lineales en dos y tres etapas). Aplazamos hasta el capítulo IV la exposición de un ejemplo de aplicación del enfoque de mínima distancia.

CAPITULO II. UN MODELO DE RACIONAMIENTO

II.1 SUPUESTOS.

Al iniciar este trabajo no teníamos plena conciencia de las dificultades que la estimación empírica de un modelo macroeconómico de desequilibrio ocasiona. Los problemas se derivan de la relativa complejidad de las técnicas de estimación y, sobre todo, de la disponibilidad de fuentes adecuadas de datos. Construimos el siguiente modelo antes de iniciar los trabajos de recopilación de datos y de estimación, así que es efectivamente más complejo que la versión más simplificada que se muestra en el siguiente capítulo y que es la que finalmente se estimó. Presentamos la versión completa por servir de marco teórico más amplio que la versión sencilla. Varios supuestos simplificadorios adicionales serán hechos en el siguiente capítulo donde, por ejemplo, no trataremos el problema de los insumos importados que se menciona en la sección A.

A. SECTOR PRODUCTIVO

Supondremos que la producción se lleva a cabo en dos sectores: el primero de ellos, que llamaremos "moderno", emplea una intensidad de capital mayor que la del otro sector, denominado "informal". Además, por la existencia de rigideces de algún tipo (por economías de escala, por ejemplo) los salarios son más altos en el sector moderno. La introducción del sector informal, aunque constituya una característica fundamental de las economías

latinoamericanas, tiene en este modelo un papel pasivo y simplemente es considerado como una especie de seguro de desempleo. No es de ningún modo nuestro objetivo hacer un estudio intensivo de él y su tratamiento explícito es motivado más por la necesidad de justificar el uso de algunas variables y métodos de estimación que por otorgar mayor realismo al modelo.

A.1 Sector Moderno.

Existe en este sector una tecnología de largo plazo tipo Cobb-Douglas:

$$Y = \exp(\alpha_0 + \alpha_1 t) [L^{\alpha_2} \hat{K}^{1-\alpha_2}]^{\nu} \quad (1)$$

donde Y es producción del sector; L es trabajo; \hat{K} es un factor de producción compuesto por un insumo que se produce internamente o se importa (K) y un insumo que únicamente se importa (K^M); t es una variable de tendencia que representa el cambio tecnológico; ν es el grado de homogeneidad de la función (tipo de rendimientos de escala) y las alfas son parámetros. El insumo compuesto podría ser representado, por ejemplo, como una CES²⁰ y la racionalidad de considerarlo es la elevada dependencia de las economías subdesarrolladas de los bienes de capital provenientes del exterior²¹. Esta es una manera de introducir la restricción externa como

²⁰Esto es algo que se hace muy a menudo en los modelos de equilibrio general aplicado, así podríamos especificar a este insumo como:

$$\hat{K} = Y [a K^p + (1-a) K^{Mp}]^{1/p}$$

²¹Conozco al menos otro modelo donde la misma idea es utilizada, aunque el insumo compuesto está formado por el trabajo y el insumo importado. Ver Doukas (1986).

causante del surgimiento de alguno de los regímenes de desequilibrio que consideraremos.

Las empresas (a las que consideramos idénticas para evitarnos el problema de discutir la agregación²²) se plantean la minimización de los costos totales sujeta a la restricción tecnológica y dados los precios de los factores: w salario y \hat{r} retribución al factor compuesto²³:

$$\begin{aligned} \min \quad & w L + \hat{r} \hat{K} \\ \text{s. a} \quad & Y = \exp(\alpha_0 + \alpha_2 v t) [L^{\alpha_1} \hat{K}^{1-\alpha_1}]^V \end{aligned}$$

cuyo lagrangeano es

$$\mathcal{L}(L, \hat{K}, \mu) = w L + \hat{r} \hat{K} - \mu (\exp(\alpha_0 + \alpha_2 v t) [L^{\alpha_1} \hat{K}^{1-\alpha_1}]^V)$$

siendo las condiciones de primer orden:

$$\begin{aligned} \partial \mathcal{L} / \partial L &= w - \mu \alpha_1 Y / L^* = 0 \\ \partial \mathcal{L} / \partial \hat{K} &= \hat{r} - \mu (1-\alpha_1) Y / \hat{K}^* = 0 \end{aligned}$$

obteniendo la relación óptima de insumos k^* :

$$k^* = \hat{K}^* / L^* = \frac{\alpha_1}{1-\alpha_1} w / \hat{r}$$

Esta sería la relación de insumos óptima de largo plazo o, equivalentemente, de una tecnología arcilla-arcilla (*putty-putty*) y donde, además, no hay fricciones en el mercado de trabajo (nos ocuparemos de ellas más adelante).

²²Un ejemplo donde explícitamente se consideran los problemas agregativos es Sneesens y Dréze (1986), donde, como resultado de ese procedimiento, la condición del mínimo se suplanta por una CES de cantidades ofrecidas y demandadas. Ver también Ginsburgh, Tishler y Zang (1980) y Quandt (1988) cap. 4, pp. 120-130.

²³Si \hat{K} es representado por una CES, entonces se puede demostrar por dualidad que

$$\hat{r} = Y [a r^{-1/\rho} + (1-a) r_m^{-1/\rho}]^{1/\rho}$$

donde r y r_m son los precios de los insumos nacional e importado, respectivamente.

Sin embargo, parece más realista considerar que en el corto plazo prevalece una tecnología tipo barro-arcilla (putty-clay) o barro-barro (clay-clay), donde los costos de ajuste imposibilitan la libre sustituibilidad entre factores. Por esta razón la tecnología de corto plazo se asemejará a una Leontief aunque se sigue permitiendo la sustituibilidad en el largo plazo, manteniendo la función Coob-Douglas. Lo anterior tiene varias ventajas desde el punto de vista de la estimación entre las cuales, con mucho la más importante, se encuentra el hecho de que, bajo algunos supuestos adicionales, podrán emplearse métodos de estimación por etapas evitándose, de este modo, el uso de la estimación de máxima verosimilitud con información completa²⁴ que acompañaría al uso de un modelo barro-barro puro. Entonces, para el corto plazo, la razón de insumos será una constante \bar{k} por lo que la función de producción podemos reescribirla como:

$$Y = \exp(\alpha_0 + \alpha_2 v t) [\bar{k}^{1-\alpha_1} L]^v \quad (2)$$

de donde se deriva la demanda de trabajo de corto plazo:

$$D^L = [A^{-1} Y^e]^{1/v} \quad (3)$$

donde

$$A = \exp(\alpha_0 + \alpha_2 v t) \bar{k}^{1-\alpha_1} \quad y$$

$$Y^e \leq Y^p$$

significando Y^e la demanda efectiva esperada por los empresarios y Y^p el producto potencial (es decir, cuando

²⁴No es trivial la aplicación de la técnica de MVIC a un modelo de desequilibrio multimercado (ver p. ej. a Sneesens y Dréze (1986)). Aún el método de máxima verosimilitud con información incompleta resulta de difícil uso por la carencia de un adecuado paquete de optimización no lineal como será visto más adelante.

$k^* = \bar{k}$). Entonces podemos resumir la actividad en este sector con el siguiente conjunto de ecuaciones:

$$Y = A L^{\nu} \quad (2')$$

$$L = \min (L^k, L^p, L^s) \quad (3')$$

donde

$$L^k = [A^{-1} Y^k]^{\frac{1}{\nu}} = D^L \quad (3'')$$

$$L^p = [A^{-1} Y^p]^{\frac{1}{\nu}} \quad (3''')$$

$$L^s = \exp(\eta_0) \ell \quad (3''')$$

donde, para simplificar, estamos suponiendo que la oferta de trabajo a la que se enfrenta el sector es una porción más o menos constante de la fuerza de trabajo total ℓ .

A.2 Sector Informal.

Supondremos que la tecnología es de tipo putty-putty (supuesto plausible a causa de la baja intensidad de capital) y que hay rendimientos decrecientes a escala. Lo anterior, junto con la no existencia de rigideces en el sector, permite que éste pueda desempeñar sin problemas el papel de "seguro contra el desempleo". No hace falta exponer en detalle la forma específica de su tecnología pues el empleo se determina automáticamente una vez que son conocidas la cantidad total de mano de obra y el empleo en el sector moderno. Tenemos que quienes no se emplean en el sector moderno (donde por supuesto el pago neto esperado por unidad de trabajo ofrecido es mayor) pasan a "subemplearse en el sector informal". Si introducimos costos de búsqueda de empleo tendremos la posibilidad de desempleo friccional. Se ha señalado que entre ambos sectores se establece un

intercambio. La demanda de productos del sector informal se deriva principalmente de los ingresos de los trabajadores del sector formal. Se puede plantear la siguiente secuencia: los empresarios del sector formal se forman una expectativa de ventas y contratan trabajo al nivel correspondiente (aplicando la ecuación (3)) si la fuerza de trabajo existente L^T y la capacidad instalada ($= k^* D^I$) alcanzan. El remanente de trabajo se va al otro sector o decide permanecer desempleado. Una porción de los ingresos generados en el sector formal constituye el principal componente de la demanda efectiva del sector informal, por lo que ésta no entra en los cálculos de los empresarios de aquél.

A.3 Inversión.

Aunque hay en la literatura de racionamiento varios ejemplos de cómo incorporar el problema de la inversión en el modelo teórico²⁵, en el trabajo empírico no se ha hecho y por eso prefiero declararla exógena para evitar una especificación ad-hoc o errónea, como prudentemente aconseja Sneesens²⁶. Es que, como se verá en la

²⁵Ver principalmente Malinvaud (1980) y Picard (1983). Para estos autores la inversión es una función dependiente de la producción esperada Y^e , el acervo de capital K y los costos variables w y r :

$$I = I(Y^e, K, w, r)$$

con las siguientes propiedades: $\partial I / \partial Y^e > 0$, $\partial I / \partial K < 0$, $\partial I / \partial w < 0$ y $\partial I / \partial r < 0$. Además se supone que $I(\cdot)$ es homogénea de grado 1 en Y^e y K y es positiva sólo si la productividad del trabajo es mayor que el salario, lo que permitiría beneficios positivos.

²⁶Este autor es, para mi conocimiento, el único que ha abordado el reto de formular modelos macroeconómicos empíricos de racionamiento y es en quien principalmente está basado este trabajo. Sobre el asunto de la inversión él

discusión de los problemas de *coherencia*, no es tan trivial el asunto de decidir qué ecuaciones entran a un modelo de racionamiento multimercado como sería en un modelo econométrico de corte keynesiano típico donde sólo se tiene que lidiar con el problema de la identificación que es más bien simple.

B. FAMILIAS.

Una familia típica dentro en este modelo tiene una función de utilidad del tipo siguiente:

$$U = U (C, C^M, 1-\bar{l}, M^{\$}/p) \quad (4)$$

donde C y C^M son bienes de consumo producidos nacionalmente e importados respectivamente; \bar{l} es la cantidad de trabajo que ofrece inelásticamente y ; $M^{\$}/p$ son saldos reales²⁷. Para ser congruentes con lo expuesto en la sección A, supondremos que la oferta de trabajo de las familias es inelástica por lo que sólo tienen el problema de asignarla a cualquiera de los dos sectores. Por el supuesto de que los pagos netos en el sector formal son mayores, las familias intentarán

dice: "Lo que es una aceptable especificación para la inversión y las exportaciones es una cuestión no clara aún. Porque la inversión y las exportaciones son probablemente una función del exceso de demanda observado, problemas adicionales de solubilidad [*coherencia*] quizá fuesen introducidos. Parece más sabio al presente estado de cosas proceder paso por paso y mantener estos componentes como exógenos más bien que adoptar especificaciones ad-hoc o erróneas". Sneesens (1983) p. 203 con traducción mía.

²⁷Cuya inclusión en la función de utilidad puede ser justificada considerando a los saldos monetarios como demanda derivada de consumo futuro o como un medio para disminuir los costos de las transacciones. La función de utilidad tiene características mezcladas de utilidad indirecta (i.e., que depende de dinero y el precio).

asignar todo el trabajo que les sea posible en este sector y el trabajo restante lo desempeñarán en actividades informales. En cada período las familias maximizan (4) sujeta a su restricción presupuestaria y a que la cantidad de trabajo que ellas ofrecen al sector formal estará limitada por la demanda de trabajo ahí D^L :

$$pC + p^M C^M + M^* - M_{-1}^* = w L^S + \tilde{w} (\bar{l} - L^S) \quad (5)$$

$$L^S \leq D^L \quad (6)$$

$$w \geq \tilde{w} \quad (7)$$

donde p^M es el precio de los bienes importados; L^S es la cantidad de trabajo que se logra colocar en el sector formal y \tilde{w} es el "salario" prevaleciente en el sector informal (la condición (7) es necesaria por el supuesto de que el sector informal puede absorber toda cantidad ofrecida de mano de obra resultando entonces que $L^S = 0$ si el signo es el opuesto). Por la restricción cuantitativa (6)²⁹, la demanda de los bienes de consumo tendrá al ingreso disponible y a los precios relativos entre sus argumentos. La forma específica de esta función será mantenida al nivel más simple, optándose por una formulación keynesiana tradicional.

C. EL GOBIERNO.

Para seguir manteniendo la mayor sencillez en la formulación del modelo, presentamos una contabilidad muy

²⁹Esta restricción cuantitativa es de índole un poco distinta a la considerada en los modelos más ortodoxos de racionamiento pues las familias podrían asignar el tiempo de trabajo restante al sector informal por lo que los regímenes de desequilibrio se darán, más bien, en el sector formal y no en la economía como un todo.

simple del sector público. El comportamiento de este sector se puede modelar en una forma mucho más compleja que lo que se hará aquí pero esto sería a costa de complicar los problemas de la estimación. El gobierno obtiene sus ingresos de los impuestos T y de las utilidades de las empresas públicas B^G ²⁹. El total de sus gastos lo consolidamos en la variable G . El déficit de este sector es financiado por la emisión de dinero $M^{\$}$:

$$M^{\$}_t - M^{\$}_{t-1} = G - T - B^G \quad (8)$$

donde el lado izquierdo representa el incremento en la cantidad de dinero en el período corriente.

D. COMERCIO INTERNACIONAL.

Aunque existe una rica literatura sobre modelos de desequilibrio para economías abiertas³⁰, nosotros mantendremos el más sencillo conjunto de supuestos. El único componente de la demanda final que consideraremos endógeno será el consumo privado. La razón es la siguiente: la determinación del consumo dentro del modelo permite endogeneizar el efecto de contagio del racionamiento en el mercado de trabajo aún con la más simple formulación de la función consumo. Entonces la demanda interna sobre bienes

²⁹Para el caso de México es costumbre la separación de los ingresos debidos a PEMEX e incluso esta forma de llevar la contabilidad gubernamental se ha aplicado a modelos de desequilibrio que, sin embargo, no son estimables económicamente. Ver sobre el tema Wijnberger (1984) y Téllez (1986).

³⁰Recopilaciones muy importantes sobre el tema son los capítulos 7 y 8 de Benassy (1986) y el libro de Cuddington et al. (1983). Un intento de aplicación a una economía con las características de México, es Téllez (1986).

domésticos DF^d será una función (la que supondremos loglineal) de los precios relativos p/p^M y del monto de la demanda final total DF:

$$DF^d = DF^d(p/p^M, DF) \quad (9)$$

$$\ln DF^d = \gamma_0 + \gamma_1 \ln DF + \gamma_2 \ln (p/p^M) \quad (10)$$

y la demanda final total viene dada por

$$DF = EXO + CP \quad (11)$$

$$= EXO + \beta_0 + \beta_1 YD \quad (12)$$

donde EXO son todos los componentes exógenos del gasto y

$$CP = \beta_0 + \beta_1 YD$$

es el consumo privado como función del ingreso disponible³¹ YD. Como esta es una economía abierta, parte de la demanda final recaerá sobre bienes importados, por lo que la demanda estructural por importaciones vendrá dada por la identidad:

$$\tilde{M} = DF - DF^d \quad (13)$$

Cuando la capacidad productiva interna es completamente utilizada o cuando la demanda de trabajo es mayor que la oferta (cosa que difícilmente se ha observado en países de bajo desarrollo), los correspondientes desabastos de producción doméstica serán paliados por un incremento del nivel de importaciones por encima de su nivel normal. Lo anterior sugiere que las importaciones totales M pueden ser divididas en sus componentes estructural \tilde{M} y cíclico M^c :

$$M = \tilde{M} + M^c \quad (14)$$

Bajo el supuesto de que los bienes importados son perfectos

³¹El ingreso disponible en este modelo es igual a

$$YD = wL + \tilde{w}(\ell - L) + OINL \quad (D)$$

donde OINL representa otros ingresos no laborales como transferencias y otras aportaciones. La dificultad de obtener estos datos nos lleva a utilizar una variable proxy.

sustitutos de los bienes nacionales, el desabasto de productos nacionales será exactamente igual al monto cíclico de las importaciones:

$$M^C = DF - Y^T \geq 0 \quad (15)$$

para una economía pequeña la oferta de bienes foráneos siempre será perfectamente elástica por lo que un racionamiento en este sector sólo podrá ser causado institucionalmente⁹². Entonces la demanda final será igual a:

$$DF = Y^T + M \quad (16)$$

Desde luego que este tratamiento del comercio exterior dista de ser satisfactorio porque no se considera el caso de imperfecta sustituibilidad de bienes nacionales e importados ni las restricciones institucionales a las importaciones (la razón la damos en la última nota a pie de página) pero decidimos seguir el esquema propuesto por Sneesens como una primera aproximación al problema.

E. EXPECTATIVAS DE LOS PRODUCTORES DEL SECTOR FORMAL.

Y RIGIDECES EN EL MERCADO DE TRABAJO.

A causa del mecanismo secuencial con que están integrados los sectores formal e informal en esta economía, las expectativas relevantes serán las que tengan los productores del sector formal. Desde luego que el asunto de las expectativas puede ser tratado a partir de varias alternativas. Sería muy atractivo el introducir expectativas

⁹²El racionamiento de bienes importados por reglamentaciones oficiales un fenómeno de bastante interés para un país como México, pero su tratamiento econométrico no es nada sencillo como puede constatararse en el trabajo de Iqbal Mehdi Zaidi (1988) por lo que no lo consideramos en la formulación del modelo.

racionales pero, una vez más, eso traería complicaciones adicionales³³. Mantendremos una hipótesis muy sencilla, esto es, que la demanda doméstica esperada DF^{de} es una función log lineal de la esperanza de la demanda final y de los precios relativos:

$$\ln DF^{de} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln E[DF|L] + \gamma_2 \ln (p/p^M) \quad (17)$$

donde $E[DF|L]$ es la esperanza matemática de la demanda final dado el nivel de empleo en el sector formal L .

Ahora hablaremos de la forma en la que se determina este nivel de empleo. La condición del mínimo nos dice que el nivel observado de empleo es igual al mínimo de las cantidades ofrecida y demanda de trabajo pero ésta será válida si las empresas pueden contratar y despedir libremente a sus trabajadores y si estos no tienen problemas para conocer las ofertas de contratación que existen en el mercado laboral. Se ha utilizado bastante un rezago en las funciones de demanda de trabajo bajo la hipótesis de ajuste parcial (ver la parte de econometría del desequilibrio). Sneesens propone incluirlo en la función del mínimo para considerar la posibilidad de desempleo friccional:

$$\ln L = \phi_1 \min(\ln L^k, \ln L^*, \ln L^s) + (1-\phi_1) \ln L_{-1} \quad (18).$$

con $\phi_1 \in (0,1)$.

En esta expresión se combinan los enfoques de ajuste parcial y de la condición del mínimo, a diferencia de autores como Chow, quien los considera alternativos y preferible el enfoque de ajuste parcial como forma de

³³ Acerca de esta posibilidad ver Quandt (1988) pp. 145-147.

modelar el desequilibrio³⁴.

F. SEPARACION DE LOS REGIMENES DE DESEQUILIBRIO.

En un modelo multimercado de precios rígidos hay dos aspectos señalables: uno es el efecto de contagio que un mercado racionado ejerce sobre los demás (el llamado *spill over effect*) y el otro es el supuesto de eficiencia en el mercado (en el sentido de que sólo uno de los lados del mercado está racionado).

En este modelo las demandas efectivas son de tipo Clower (que toma en cuenta la restricción cuantitativa en el otro mercado y no en el que se realiza la transacción) aunque se puede discutir la validez de usar a éstas en lugar de las demandas Dréze y tenemos que añadir un conjunto de supuestos adicionales para tener unas demandas efectivas bien definidas, siguiendo a Sneesens supondremos que:

i) Los datos observados son cantidades intercambiadas de trabajo y cantidades producidas de bienes (para tener la contabilidad de las cantidades intercambiadas de bienes haría falta poder distinguir entre las variaciones deseadas y no deseadas de inventarios).

ii) Las familias perciben que las restricciones cuantitativas en los mercados como no estocásticas y no manipulables. Los productores, por su parte, perciben también ambas asignaciones como estocásticas y no manipulables.

³⁴Para ver distintas opiniones sobre la relación entre los modelos de ajuste parcial y con la condición del mínimo ver Quandt (1988) c. 4, Bowden (1979) y Goodwin (1983).

Podemos ya delimitar los regímenes de equilibrio no walrasiano:

a) Cuando $L^s > L^d$ pero $Y^e < Y^p$ tenemos un régimen de tipo keynesiano.

b) Cuando $L^s > L^d$ pero $Y^e > Y^p$ existe un régimen de tipo clásico.

c) Cuando $L^s < L^d$ pero $Y^e > Y^p$ hay un régimen de inflación reprimida.

Como no estamos considerando los inventarios, no tenemos en la clasificación al régimen de subconsumo.

II.2 LAS ECUACIONES DEL MODELO ESTÁTICO.

A partir de los supuestos proporcionados antes, podemos construir un pequeño modelo de racionamiento en términos estáticos, más adelante lo modificaremos para dinamizarlo en una forma sencilla.

Siguiendo a Sheesens, consideraremos al consumo como la única componente endógena del gasto agregado y esto será suficiente para permitir los efectos de contagio (spill over). Para ello seleccionamos la más simple formulación de la función consumo keynesiana, donde la única variable independiente es el ingreso disponible YD_t , de la ecuación (12) :

$$\text{Ln (FD-EXO)}_t = \beta_{10} + \beta_{11} \text{Ln } YD_t \quad (12')$$

(+)

A esta y a las demás ecuaciones se les debe añadir un término de error, pero para no complicar más la notación, lo suprimimos por el momento.

Para obtener las ecuaciones de oferta de bienes y de demanda de trabajo, recordemos que hemos supuesto que en el corto plazo la tecnología no permite perfecta sustituibilidad entre los factores de producción, por lo que la relación capital producto elegida en un momento determinado es función no sólo de la relación de precios de los factores en el periodo considerado sino también de los que se espera que prevalezcan en el futuro. Formulando el logaritmo de estas expectativas como una suma ponderada de los logaritmos de los valores tomados por la relación de precios de los factores en el pasado, tendremos que k puede ser representada como:

$$\ln k = \ln (\alpha_1 / (1 - \alpha_1)) + \theta (CL) \ln (W/CU)$$

Tomando logaritmos de la expresión (2) y sustituyendo a \bar{k} , obtenemos la ecuación de oferta de bienes:

$$\ln Y_t = \beta_{20} + \beta_{21} \ln L_t + \beta_{22} t + \beta_{23} \theta (CL) (W/CU)$$

(+)
(?)
(-)

Despejando a L_t de esta expresión y sustituyendo $\ln Y_t$ por la expectativa de los empresarios sobre la demanda final, obtenemos la función de demanda de trabajo:

$$\ln L^d = \beta_{30} + \beta_{31} \ln E_t [FD|N] + \beta_{32} t + \beta_{33} \theta (CL) (W/CU)$$

(+)
(?)
(-)

donde $E_t [FD|N]$ es la expectativa sobre la demanda efectiva que los empresarios se forman condicional a que se dé determinado nivel de empleo.

A la oferta de trabajo la expresamos de la forma más simple, como una función creciente de la tasa de remuneraciones netas obtenidas en un empleo formal w_n :

$$\text{Ln } L^s = \beta_{40} + \beta_{41} \text{ Ln } w_n \quad (-)$$

Ahora, para lo que sigue, necesitamos agrupar el conjunto de ecuaciones que definen nuestro modelo (que llamaremos sistema S):

$$\text{Ln } FD = \beta_{10} + \beta_{11} \text{ Ln } YD_t + EXO_t \quad (\text{S.1})$$

$$\text{Ln } Y_t = \beta_{20} + \beta_{21} \text{ Ln } N_t + \beta_{22} t + \beta_{23} \text{ (L) (W/CU)} \quad (\text{S.2})$$

$$\text{Ln } N^d = \beta_{30} + \beta_{31} \text{ Ln } E_t[FD|N] + \beta_{32} t + \beta_{33} \text{ (L) (W/CU)} \quad (\text{S.3})$$

$$\text{Ln } L^s = \beta_{40} + \beta_{41} \text{ Ln } w_n \quad (\text{S.4})$$

En la sección siguiente vamos a modificar este modelo introduciendo las respectivas condiciones del mínimo y la hipótesis de ajuste parcial en las funciones walrasianas.

II.3 UNA FORMULACION DE DESEQUILIBRIO CON ASPECTOS DE AJUSTE PARCIAL.

Esta sección aplica la extensión de Goodwin a modelos multimercado en desequilibrio con variables endógenas rezagadas⁹⁵. Se requiere notación adicional para la formulación que sigue, que es bastante general. Denotaremos a las demandas nacionales de bienes y de trabajo con las expresiones D_w^Y y D_w^L respectivamente, y a las ofertas con S_w^Y y S_w^L . Para las demandas y ofertas efectivas, únicamente cambiamos la w por una e . Denotaremos a cada conjunto de variables de cada ecuación en el sistema S con $b_i x_i$, donde

⁹⁵Esta es otra forma de combinar la condición del mínimo con el ajuste parcial. En la sección II.1 se mostró otra forma de combinar ambos enfoques sugerida por Sneesens.

b_i es el vector de coeficientes de regresión y x_i es el vector de variables explicatorias. Supondremos que las funciones nacionales responden al siguiente esquema :

$$D_w^Y = b_1 x_1 + \gamma_1 D_w^Y_{-1} + \varepsilon_1 \quad (SS.1)$$

$$S_w^Y = b_2 x_2 + \gamma_2 L_w^Y_{-1} + \varepsilon_2 \quad (SS.2)$$

$$D_w^L = b_3 x_3 + \gamma_3 D_w^L_{-1} + \varepsilon_3 \quad (SS.3)$$

$$S_w^L = b_4 x_4 + \gamma_4 L_w^L_{-1} + \varepsilon_4 \quad (SS.4)$$

Considerando que las restricciones cuantitativas de un mercado afectan las demandas (ofertas) efectivas (tipo Clower) del otro, tendremos la existencia de efectos de contagio (spill over) como componentes de estas demandas:

$$D_w^Y = D_w^Y + \alpha_1 (L - S_w^L) \quad (SSS.1)$$

$$S_w^Y = S_w^Y + \alpha_2 (L - D_w^L) \quad (SSS.2)$$

$$D_w^L = D_w^L + \alpha_3 (Y - S_w^Y) \quad (SSS.3)$$

$$S_w^L = S_w^L + \alpha_4 (Y - D_w^Y) \quad (SSS.4)$$

donde Y y L son las cantidades de producto y trabajo efectivamente intercambiadas y $\alpha_i \geq 0 \wedge i, i = 1...4$, son los coeficientes de contagio. Para que el modelo tenga una única solución debe ocurrir que $\alpha_i \alpha_j \leq 1, i \neq j$ (condiciones de coherencia). Esta es una especificación simétrica de los efectos de contagio, típica en los modelos tipo Barro-Grossman (un ejemplo de efectos de contagio asimétricos puede consultarse en Goodwin 1986). El más conocido ejemplo de efecto de contagio se debe a Clower. Si las familias encuentran que ellas están restringidas en el mercado de trabajo (i.e. $L = D^L < S^L$), entonces afectarán su comportamiento en el mercado de bienes (donde ellas son demandantes). De manera similar, desde el punto de vista de

los productores, si en el mercado de bienes existe un exceso de oferta, su demanda efectiva de trabajo será menor que su demanda walrasiana.

Los efectos de contagio los supondremos proporcionales a la diferencia entre las funciones, de oferta o de demanda, efectivas y las realmente observadas. Esta es la formulación de Portes y Benassy (ver Goodwin 1986). Existe la alternativa de que tales efectos sean obtenidos a partir de las funciones walrasianas en lugar de las efectivas, aunque Portes ha mostrado que ambas definiciones son equivalentes si los efectos de contagio son lineales.

El sistema de ecuaciones SSS se cierra con las habituales condiciones del mínimo :

$$Y = \min (D_e^Y , S_e^Y)$$

$$L = \min (D_e^L , S_e^L)$$

Del conjunto de métodos de estimación para mercados en desequilibrio, elegimos el llamado enfoque de mínima distancia, que permite el empleo de métodos consistentes de cuadrados mínimos (en dos y tres etapas) aunque, como veremos, genera un modelo intrínsecamente no lineal.

El procedimiento a utilizar requiere el uso de *información a priori* para separar la muestra. Normalmente se ha utilizado el movimiento en los precios involucrados para delimitar los regímenes, con la esperanza de que el mecanismo walrasiano aún funcione. Las variables que identifican los regímenes en cada mercado son denominados separadores, a los que denotaremos como:

$$\Delta_t^B = \begin{cases} \zeta_1 (D^Y - S^Y) & \text{si } D^Y - S^Y > 0 \\ \zeta_2 (D^Y - S^Y) & \text{si } D^Y - S^Y < 0 \end{cases}$$

$$\Delta_t^L = \begin{cases} \zeta_3 (D^L - S^L) & \text{si } D^L - S^L > 0 \\ \zeta_4 (D^L - S^L) & \text{si } D^L - S^L < 0 \end{cases}$$

con $\zeta_i \geq 0 \quad \wedge i$.

Ahora definimos cuatro nuevas variables.

$$\Gamma_t^{11} = - \max (0, \Delta_t^Y)$$

$$\Gamma_t^{12} = - \min (0, \Delta_t^Y)$$

$$\Gamma_t^{21} = - \max (0, \Delta_t^L)$$

$$\Gamma_t^{22} = - \min (0, \Delta_t^L)$$

De donde resulta que podemos escribir las ofertas y demandas efectivas (que no son observables, son variables *latentes*) en términos de las cantidades intercambiadas y de los separadores :

$$D_w^Y = Y_t + \theta_1 \Gamma_t^{11}$$

$$S_w^Y = Y_t - \theta_2 \Gamma_t^{12}$$

$$D_w^L = L_t + \theta_3 \Gamma_t^{21}$$

$$S_w^L = L_t - \theta_4 \Gamma_t^{22}$$

siendo $\theta_i = 1/\zeta_i$. Puede comprobarse la corrección de esta expresión sustituyendo a las Γ s para algún caso de desequilibrio. Despejamos a las walrasianas del sistema SSS:

$$D_w^Y = D_w^Y - \alpha_1 (L - S_w^L) \quad (\text{SSS'.1})$$

$$S_w^Y = S_w^Y - \alpha_2 (L - D_w^L) \quad (\text{SSS'.2})$$

$$D_w^L = D_w^L + \alpha_3 (Y - S_w^Y) \quad (\text{SSS'.3})$$

$$S_w^L = S_w^L + \alpha_4 (Y - D_w^Y) \quad (\text{SSS'.4})$$

Sustituyendo las efectivas por su valor en el sistema previo a SSS' nos queda el vector de walrasianas expresado

en términos de cantidades observables :

$$D_w^y = Y + \theta_1 \Gamma^{11} - \alpha_1 \theta_4 \Gamma^{22} \quad (\text{SSS}' . 1)$$

$$S_w^y = Y - \theta_2 \Gamma^{12} + \alpha_2 \theta_3 \Gamma^{21} \quad (\text{SSS}' . 2)$$

$$D_w^l = L + \theta_3 \Gamma^{21} - \alpha_3 \theta_2 \Gamma^{12} \quad (\text{SSS}' . 3)$$

$$S_w^l = L - \theta_4 \Gamma^{11} + \alpha_4 \theta_1 \Gamma^{11} \quad (\text{SSS}' . 4)$$

Sustituyendo las nocionales por su valor en el sistema SS, obtendremos :

$$b_1 x_1 + \gamma_1 D_{-1}^y + e_1 = Y + \theta_1 \Gamma^{11} - \alpha_1 \theta_4 \Gamma^{22}$$

$$b_2 x_2 + \gamma_2 L_{-1}^y + e_2 = Y - \theta_2 \Gamma^{12} + \alpha_2 \theta_3 \Gamma^{21}$$

$$b_3 x_3 + \gamma_3 D_{-1}^l + e_3 = L + \theta_3 \Gamma^{21} - \alpha_3 \theta_2 \Gamma^{12}$$

$$b_4 x_4 + \gamma_4 L_{-1}^l + e_4 = L - \theta_4 \Gamma^{11} + \alpha_4 \theta_1 \Gamma^{11}$$

Rezagando las nocionales un período en el sistema SSS' y sustituyéndolas en la anterior expresión se llega, reacomodando términos, a :

$$Y = b_1 x_1 - \theta_1 \Gamma^{11} + \alpha_1 \theta_4 \Gamma^{22} + \gamma_1 [Y_{-1} + \theta_1 \Gamma_{-1}^{11} + \alpha_1 \theta_4 \Gamma_{-1}^{22}]$$

$$Y = b_2 x_2 + \theta_2 \Gamma^{12} - \alpha_2 \theta_3 \Gamma^{21} + \gamma_2 [Y_{-1} - \theta_2 \Gamma_{-1}^{12} + \alpha_2 \theta_3 \Gamma_{-1}^{21}]$$

$$L = b_3 x_3 - \theta_3 \Gamma^{21} + \alpha_3 \theta_2 \Gamma^{12} + \gamma_3 [L_{-1} + \theta_3 \Gamma_{-1}^{21} + \alpha_3 \theta_2 \Gamma_{-1}^{12}]$$

$$L = b_4 x_4 + \theta_4 \Gamma^{11} - \alpha_4 \theta_1 \Gamma^{11} + \gamma_4 [L_{-1} + \theta_4 \Gamma_{-1}^{22} + \alpha_4 \theta_1 \Gamma_{-1}^{11}]$$

Obsérvese que las ecuaciones, a pares, tienen la misma

variable dependiente. Dentro del producto $b_1 x_1$ se encuentra el término EXO, lo pasamos al lado izquierdo y, puesto que el consumo es la única variable endógena de modelo, cambiamos, en la ecuación de demanda (expresando todo en logaritmos) sustituimos Y por el Ln (FD-EXO). Desarrollando los componentes $b_1 x_1$ de cada ecuación, el sistema final queda expresado de la siguiente manera.

Demanda de Bienes:

$$\begin{aligned} \text{Ln (FD-EXO)}_t = & \beta_{10} + \beta_{11} \text{Ln YD}_t - \theta_1 \Gamma_t^{11} - \alpha_1 \theta_4 \Gamma_t^{22} \\ & (+) \quad (+) \quad (+)(+) \\ & + \gamma_1 [\text{(FD-EXO)}_{-1} + \theta_1 \Gamma_{-1}^{11} + \alpha_1 \theta_4 \Gamma_{-1}^{22}] \\ & (+) \end{aligned}$$

Oferta de Bienes:

$$\begin{aligned} \text{Ln Y}_t = & \beta_{20} + \beta_{21} \text{Ln N}_t + \beta_{22} t + \beta_{23} \Theta (CL) (CW/CU) \theta_2 \Gamma^{12} \\ & (+) \quad (+) \quad (-) \quad (+) \\ & - \alpha_2 \theta_3 \Gamma^{21} + \gamma_2 [\text{Ln Y}_{-1} + \theta_2 \Gamma_{-1}^{12} + \alpha_2 \theta_3 \Gamma_{-1}^{21}] \\ & (+)(+) \quad (+) \end{aligned}$$

Demanda de Trabajo:

$$\begin{aligned} \text{Ln L} = & \beta_{30} + \beta_{31} \text{Ln E}_t \text{ [FD(N)]} + \beta_{32} t + \beta_{33} \Theta (CL) (CW/CU) \\ & (+) \quad (+) \quad (-) \\ & \beta_{34} K_t + \theta_3 \Gamma_t^{21} - \alpha_3 \theta_2 \Gamma_t^{12} + \gamma_3 [\text{Ln L}_{-1} + \theta_3 \Gamma_{-1}^{21} + \alpha_3 \theta_2 \Gamma_{-1}^{12}] \\ & (+) \quad (+) \quad (+)(+) \end{aligned}$$

Oferta de Trabajo

$$\begin{aligned} \text{Ln L}^s = & \beta_{40} + \beta_{41} \text{Ln wn} + \theta_4 \Gamma - \alpha_4 \theta_1 \Gamma^{11} \\ & (+) \quad (+) \quad (+) (+) \\ & + \gamma_4 [\text{Ln L}_{-1} - \theta_4 \Gamma_{-1}^{22} + \alpha_4 \theta_1 \Gamma_{-1}^{11}] \\ & (+) \end{aligned}$$

Debemos observar que en la primera de las ecuaciones de este sistema final, hemos cambiado la variable Y por

(CFD-EXO). La razón estriba en que hemos supuesto que el consumo es la única componente del gasto endógenamente determinada.

En el capítulo siguiente vamos a dar la forma estimable definitiva al modelo.

CAPITULO III. FORMULACION EMPIRICA DEL MODELO

III.1 COMENTARIOS PRELIMINARES.

Dado que el modelo resultante de la especificación de desequilibrio en dos mercados es no lineal en los parámetros, el procedimiento de estimación no es sencillo. Como es sabido, bajo condiciones típicas de regularidad, que incluyen la distribución independiente e idéntica de los errores³⁶, los estimadores más eficientes para un sistema intrínsecamente no lineal son los de máxima verosimilitud de información completa (MVIC) seguidos por los de cuadrados mínimos en tres etapas (CM3E) y posteriormente por los de dos etapas (CM2E). En especial, los estimadores de CM3E son fuertemente consistentes y asintóticamente se distribuyen normalmente si no hay variables endógenas rezagadas (en cuyo caso no se sabe qué pasa con las propiedades deseables³⁷), lo que no importa para el caso de los estimadores CM2E (i.e., mantienen sus propiedades). Se sabe, por otra parte, que los estimadores de cuadrados mínimos ordinarios son inconsistentes en esta situación³⁸. Aprovechamos las facilidades de cómputo que el enfoque de estimación por mínima distancia (que deriva en un modelo intrínsecamente no lineal) proporciona y aplicamos, cuando fue posible, todos estos métodos (no se aplicó directamente el de MVIC pero si el de CM3E iterativo que asintóticamente produce los mismos

³⁶Ver Goodwin 1986.

³⁷Goodwin ib.

³⁸Sobre el punto se puede consultar a Quandt (1988) pp 127-128.

estimadores).

Nuestra pretensión básica fue la de estimar las funciones de oferta y demanda en los mercados de bienes y de trabajo bajo la hipótesis de desequilibrio. El siguiente avance en esta dirección es probar la corrección de esta especificación contra la alternativa de equilibrio pero, dadas las restricciones que el modelo original y la disponibilidad de datos imponían, sólo un esbozo superficial de tal proceso fue hecho.

La estrategia óptima de estimación de un modelo no lineal es particular a cada caso y en el nuestro, la siguiente nos pareció la más obvia.

Primero, de acuerdo con nuestro modelo teórico, eliminamos la posibilidad de los regímenes de inflación reprimida y de subconsumo al considerar que los datos de cantidades de trabajo contratado reportadas correspondían siempre a la curva de demanda, lo cual parece intuitivamente correcto para una economía que padece una escasez crónica de capital³⁹. Entonces tendremos como hipótesis mantenida⁴⁰ que la economía se encuentra o en régimen clásico o en régimen keynesiano durante todo el período considerado. Por lo tanto no intentaremos estimar formalmente ni la curva de oferta ni los efectos de contagio (*spill over*) del mercado de trabajo

³⁹ Este supuesto es común en modelos de economías duales tipo Ranis-Fei por ejemplo.

⁴⁰ Esto no debería ser así pues, como se discute en Quandt (1988, sección 3.5) hay condiciones bajo las cuales la curva de oferta (o de demanda si es el caso), podría ser estimada y lo que es hipótesis mantenida debería ser sometida a un proceso de validación, lo que agrega nuevos niveles de complejidad al modelo de los cuales pretendemos mantenernos alejados en este trabajo.

sobre el de bienes. Más aún, siguiendo con los argumentos del modelo teórico, supondremos que esos efectos (esto es, los valores de α_0 y α_1) son nulos⁴⁴. Esto nos simplifica tremendamente los procesos de estimación y, lo que es más importante aún, da cierta justificación a los datos que nos fue posible obtener. El siguiente paso fue introducir la información a priori que nos permitiría prescindir de la, en otras circunstancias, obligada estimación por MVIC. Hay varios problemas con esta delimitación que pasaremos por alto en este momento para volver a ellos posteriormente. Luego de incorporar la información a priori lo conveniente es evaluar el rango en el cual los parámetros de la estimación no lineal pudieran estar. Para ello comenzamos la estimación del modelo no restringido (esto será detallado más abajo) por métodos simples de cuadrados mínimos (lineales en dos y tres etapas). Posteriormente efectuamos la estimación no lineal con restricciones dentro de cada ecuación también por el método ordinario (que es inconsistente) de cuadrados mínimos no lineales y por los (más consistentes en orden) métodos de MC2E y MC3E no lineales. Con los valores obtenidos por este procedimiento comenzamos la estimación final del sistema incorporando las restricciones entre ecuaciones. Este último paso nos permitiría, en idea, estimar los parámetros cuya significancia nos permiten "probar" la hipótesis de

⁴⁴Esto se sigue de que en nuestro modelo dual, el trabajo que no logra colocarse en el sector moderno lo hace en el sector informal con lo que, desde el punto de vista del trabajador, no hay racionamiento en el mercado de trabajo para la economía como un todo.

desequilibrio contra la alternativa de equilibrio. Por desgracia sólo pudimos estimar uno de los coeficientes de contagio (spill over) de modo satisfactorio. El restante coeficiente de contagio resultó con el signo opuesto al esperado.

III.2 ESPECIFICACION FINAL DEL MODELO ECONOMETRICO.

Tomando el sistema de ecuaciones "estimable" según el capítulo anterior y considerando como restricciones adicionales tanto a la disponibilidad de datos como a las dificultades de estimación, obtenemos la forma final del modelo a estimar. Del capítulo precedente tenemos el siguiente sistema (recordamos que los subíndices t ó -1 identifican el valor corriente y rezagado de una variable respectivamente):

Demanda de Bienes:

$$\begin{aligned} \text{Ln (CFD-EXO)}_t = & \beta_{10} + \beta_{11} \text{Ln YD}_t - \theta_1 \Gamma_t^{11} - \alpha_1 \theta_4 \Gamma_t^{22} \\ & (+) \quad (+) \quad (+) \quad (+)(+) \\ & + \gamma_1 [(\text{CFD-EXO})_{-1} + \theta_1 \Gamma_{-1}^{11} + \alpha_1 \theta_4 \Gamma_{-1}^{22}] \\ & (+) \quad (+) \end{aligned}$$

Oferta de Bienes:

$$\begin{aligned} \text{Ln Y}_t = & \beta_{20} + \beta_{21} \text{Ln N}_t + \beta_{22} t + \beta_{23} \textcircled{CL} (CW/CU) + \beta_{24} K_t \\ & (+) \quad (+) \quad (-) \quad (+) \\ & + \theta_2 \Gamma_t^{12} - \alpha_2 \theta_3 \Gamma_t^{21} + \gamma_1 [\text{Ln Y}_{-1} + \theta_2 \Gamma_{-1}^{12} + \alpha_2 \theta_3 \Gamma_{-1}^{21}] \\ & (+) \quad (+)(+) \quad (+) \end{aligned}$$

Demanda de Trabajo:

$$\text{Ln N}^d = \beta_{30} + \beta_{31} \text{Ln E}_t [\text{FDIN}] + \beta_{32} t + \beta_{33} \textcircled{CL} (CW/CU)$$

(+), (+), (-)

$$\beta_{04} K_t + \theta_0 \Gamma_t^{21} - \alpha_0 \theta_2 \Gamma_t^{12} + \gamma_0 [\text{Ln } N_t^1 + \theta_0 \Gamma_{-1}^{21} + \alpha_0 \theta_2 \Gamma_{-1}^{12}]$$

(+), (+), (+)(+), (+)

Entre paréntesis hemos puesto el signo esperado de los parámetros (no consideramos el de la fórmula), mientras que la explicación de cada ecuación la dimos en el capítulo previo.

Aún después de haber eliminado del sistema la ecuación de oferta de trabajo, el modelo no tiene un aspecto precisamente tranquilizador así que comenzaremos a adaptarlo a nuestras facilidades de cómputo y de disponibilidad de datos.

Primero, por el supuesto de que no hay contagio del mercado de trabajo hacia el de bienes (supuesto herético a pesar de nuestros argumentos previos) tenemos que $\alpha_1 = \alpha_2 = 0$ con lo que no tendremos que preocuparnos de las variables Γ^{21} y Γ^{22} ni, en consecuencia, de los coeficientes asociados a ellas. El modelo se reduce a la siguiente expresión:

Demanda de Bienes:

$$\text{Ln (CFD-EXO)}_t = \beta_{10} + \beta_{11} \text{Ln } YD_t - \theta_1 \Gamma_t^{11} + \gamma_1 [(\text{CFD-EXO})_{-1} + \theta_1 \Gamma_{-1}^{11}]$$

(+), (+), (+)

Oferta de Bienes:

$$\text{Ln } Y_t = \beta_{20} + \beta_{21} \text{Ln } L_t + \beta_{22} t + \beta_{23} \text{CLD } (CW/CU) + \theta_2 \Gamma_t^{12} + \gamma_1 [\text{Ln } Y_{-1} + \theta_2 \Gamma_{-1}^{12}]$$

(+), (-), (-), (+)

Demanda de Trabajo:

$$\begin{aligned} \ln N_t^d = & \beta_{00} + \beta_{01} \ln E_t[\text{FDI}N] + \beta_{02} t + \beta_{03} \text{CL} \text{ (W/CU)} \\ & (+) \quad \quad \quad (+) \quad \quad \quad (-) \\ & - \alpha_2 \theta_2 r_t^{12} + \alpha_3 [\ln N_t^d + \alpha_3 \theta_2 r_{t-1}^{12}] \\ & (+)(+) \quad \quad (+) \end{aligned}$$

Podría preguntarse por qué se eliminaron de la ecuación de demanda de trabajo los términos asociados a θ_3 (el coeficiente que identifica el efecto que un exceso de demanda de trabajo tiene sobre dicha demanda). La razón está en el papel que desempeñan las r s en el modelo. Estas variables tienen una forma parecida a una variable dicotoma y en una estimación se determinan (en forma de dicotoma precisamente) conjuntamente con todos los demás parámetros. Entonces si nuestro supuesto es que siempre hay exceso de oferta de trabajo introducir r^{12} sería tan absurdo como emplear una variable que siempre tomara el mismo valor.

El siguiente paso es el de encontrar un conjunto de estadísticas que correspondan a las variables de nuestro modelo. Lo ideal sería obtener datos de empleo, de acervos de capital, su costo de uso etc. pero hemos de conformarnos con sucedáneos sobre los que hay que recelar un poco.

El problema de datos más importante fue el relativo al empleo. Ya la carencia de datos apropiados nos ha hecho simplificar el modelo suprimiendo la ecuación de oferta de trabajo, ahora nos acotará aún más nuestro rango de opciones. Elegimos como las series más confiables sobre empleo las reportadas en la Encuesta Industrial Mensual de SPP de 1980.1 a 1987.4⁴² (representamos con PERS a esta ⁴²después de este trimestre la metodología de dicha encuesta cambió, incrementándose el número de ramas incluidas en la

serie). Aquí comienzan los problemas. Nuestro modelo teórico requiere el uso de series de empleo para todo el sector formal por lo que cualquier resultado obtenible debe confiar en que estas series representen con bastante aproximación al movimiento real del empleo en el sector formal. Además, teniendo en cuenta lo anterior, tenemos que decidir cuál es la variable a utilizar para representar la cifra de oferta de bienes. Hay dos opciones (por problemas más agudos de consistencia deshechamos una tercera, el producto interno bruto de toda la economía, que habríamos empleado de corresponder las cifras de empleo): primera, el producto interno bruto de la producción manufacturera y; segunda, el valor real de la producción de las empresas incluidas en la Encuesta Industrial Mensual. Optamos por esta última opción para que correspondiera con los datos de empleo. El dato está reportado en pesos corrientes, lo pasamos a reales deflactándolo por el índice de precios al consumidor y denominamos a esta variable con las siglas VALPR. La variable \hat{L} (L) (W/CU) es bastante problemática por varias razones (recordemos que \hat{L} (L) es un operador de rezagos). Primero tendremos que vernosla con la elección de una variable que represente el costo de uso del capital CU (con los salarios no hay tanto problema). La definición habitual es:

$$CU = PBK * (\delta + r)$$

donde PBK es el precio de los bienes de capital, δ es una muestra, por tal motivo, evitándonos un problema adicional de consistencia, detuvimos el período a examinar en este punto.

tasa promedio de depreciación y r es la tasa de interés. Esta última variable depende del tipo de tecnología considerado⁴³. Siguiendo a Sneesens (1981), supondremos sencillamente que el costo de uso es proporcional al precio de los bienes de capital. Entonces tendremos como una aproximación a la relación de precios de los servicios de trabajo y capital a la variable :

$$RPFTRI = IREM/IPFBK$$

donde IREM es el índice de remuneraciones totales para la industria manufacturera, construido a partir de las series publicadas por SPP, e IPFBK es el índice de precios al productor de los bienes que van a la formación bruta de capital. Además Sneesens propone tratar el problema de los costos de ajuste a partir del siguiente esquema :

$$\begin{aligned} \textcircled{2} \text{ (L) } RPFTRI &= (1-\theta) \sum_{\tau=0}^{\infty} \theta^{\tau} RPFTRI_{t-\tau} \\ &= \theta^t \textcircled{2} \text{ (L) } RPFTRI_0 + (1-\theta) \sum_{\tau=0}^{t-1} \theta^{\tau} RPFTRI_{t-\tau} \end{aligned}$$

donde $\textcircled{2} \text{ (L) } RPFTRI_0$ es el valor de $\textcircled{2} \text{ (L) } RPFTRI$ al comienzo del período y que debe ser estimado al mismo tiempo que el parámetro θ . Sustituyendo esa expresión en las respectivas ecuaciones se inicia una serie de estimaciones para encontrar por búsqueda metódica (*grid search*) los valores de esos parámetros. Para el citado autor el procedimiento se reducía a llevar un número razonable de corridas por mínimos cuadrados ordinarios porque él eligió métodos de estimación de información incompleta (mínimos

⁴³Ver Ando, Modigliani, Rasche y Turnovsky (1974).

cuadrados ordinarios combinados con máxima verosimilitud de información incompleta). Pero para nosotros, que elegimos un método de información completa (MC3E), la tarea se manifestó altamente compleja, incrementándose dramáticamente el tiempo de cada corrida, así que optamos por introducir una estructura muy simple de rezagos en las ecuaciones de oferta de bienes y de demanda de trabajo. Elegimos la longitud máxima eliminando los rezagos que se manifestaron no significativos en corridas cuadrados mínimos ordinarios.

Como ya habíamos mencionado en otra parte, la más simple especificación sobre demanda de bienes es capaz de producir efectos de contagio en un modelo de desequilibrio. Por ello elegimos la alternativa de Sneesens, tomando únicamente como variable endógena al consumo y considerando exógeno todo el componente restante del gasto (EXO). Tomamos como aproximación para el ingreso disponible los datos de producto interno bruto trimestral. Los datos de FD-EXO y los de PIB fueron divididos entre estimaciones de la población total, construidas según se describe en el apéndice del capítulo siguiente, para suprimir el comportamiento heteroscedástico de las series que, ya transformadas y en logaritmos, simbolizamos con DIFLCO y DFLPIB, respectivamente.

Resta encontrar una expresión explícita para la variable $E [FD | N]$, la expectativa de demanda final que se forman los productores, condicional a que se dé determinado nivel de empleo. La forma más simple de tratar el problema es suponer que las expectativas de los

empresarios son estáticas y que su estimación de FD es igual al valor observado de esa variable en el período anterior, al que representamos con $OFTOT(-1)$ (una L al principio indica que toman logaritmos).

Ahora pasamos a aplicar la información a priori. El método de estimación por mínima distancia requiere que se delimiten los regímenes (i.e., se separe la muestra) previamente a la estimación del modelo en sí. La idea subyacente es que dentro del conjunto de variables del modelo se pueden deducir las condiciones del mercado (algún tipo de exceso). El proceso de información a priori más socorrido se basa en la idea entronizada en la literatura de la estabilidad walrasiana de que un exceso de demanda (oferta) producirá una tendencia a que el precio en cuestión suba (baje). Así que describiendo la tendencia temporal del precio es posible delimitar, al menos en teoría, los regímenes de desequilibrio. Goodwin (1986) ha propuesto la alternativa de que los regímenes pueden identificarse a partir de información extraída directamente de las variables que producen la dinámica del modelo. Nosostros elegimos una variable estrechamente relacionada con la oferta del mercado de productos, el monto de ventas totales, un dato muy accesible y que intuitivamente parece relacionarse con lo que acontece en el mercado de bienes: el valor de las ventas totales en la industria manufacturera VENTAS. El procedimiento para construir el *separador* (es decir, esa especie de variable dicótoma -aunque no es tal- que delimita los regímenes de desequilibrio) fue el siguiente. Tomamos la

información respecto a ventas que ofrece la Encuesta Industrial Mensual. Obtuvimos promedios trimestrales de su valor real (usando como deflactor el índice de precios al consumidor). A continuación calculamos promedios móviles de cuatro trimestres y obtuvimos la diferencia del logaritmo de cada observación trimestral con respecto al logaritmo de las medias móviles :

$$SEPARA = - (IVENT_{t+1} - 1/4 \sum_{i=1}^4 IVENT_{t-i})$$

Una alternativa hubiese sido correr la sumatoria desde 0 a 3, tal como se ha hecho en otros trabajos, pero finalmente nos quedamos con la especificación del texto. La idea intuitiva es clara. Si existen excesos de demanda o de oferta en el mercado de bienes, éstos deben de reflejarse en cambios en la tasa de crecimiento de las ventas. Siguiendo la recomendación de Goodwin, esta construcción debería haberse hecho a partir de variables endógenas pero no la realizamos así por la razón de que el consumo es una variable sumamente estable en el tiempo (recordemos que esa es la única componente del gasto a la que consideramos endógenamente determinada) y de que de los datos de producción habría que descontar el valor de lo que se va a incorporar planeadamente a los inventarios. Reconocemos que debe haber alguna otra forma más sofisticada o precisa de intentar la separación de los regímenes pero nosotros la pudimos percibir claramente, así que utilizamos esta forma elemental. La variable SEPARA intenta representar los siguientes casos:

$$\text{SEPARA} = \begin{cases} \zeta_1 (D^b - S^b) & \text{si } D^b > S^b \\ \zeta_2 (D^b - S^b) & \text{si } D^b < S^b \end{cases}$$

Ahora definimos un par de nuevas variables:

$$\text{GAMA11} = -\max(0, \text{SEPARA})$$

es la variable que muestra un exceso de demanda en el mercado de bienes y, de modo similar,

$$\text{GAMA12} = -\min(0, \text{SEPARA})$$

es la variable que identifica un exceso de oferta en el mismo mercado. La gráfica III.1 exhibida antes es la representación de GAMA11 y GAMA12 (que son la contraparte empírica de las variables Γ_t^{11} y Γ_t^{12}).

Las ecuaciones que forman nuestro modelo, con las siglas que aparecen en los listados son las siguientes :

$$\begin{aligned} \text{DIFLCO} = & \beta_{10} + \beta_{11} \text{DFLPIB} + \theta_1 \text{GAMA11} + \gamma_1 [\text{DIFLCO}(-1) \\ & + \theta_1 \text{GAMA11}(-1)] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{LVALPR} = & \beta_{20} + \beta_{21} \text{LPERS} + \beta_{22} \text{LPERS}(-1) + \beta_{23} \text{RPFTRI} \\ & + \theta_2 \text{GAMA12} + \gamma_2 [\text{LVALPR}(-1) - \theta_2 \text{GAMA12}(-1)] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{LPERS} = & \beta_{30} + \beta_{31} \text{LOFTOT}(-1) - \beta_{32} \text{T} + \beta_{33} \text{RPFTRI}(-1) \\ & + \theta_2 \alpha_0 \text{GAMA12} + \gamma_3 [\text{LPERS}(-1) - \theta_2 \alpha_0 \text{GAMA12}(-1)] \end{aligned}$$

CAPITULO IV ESTIMACION DEL MODELO E INTERPRETACION DE RESULTADOS.

En aras de facilitar la lectura de este capítulo resumiremos, a manera de breve introducción, su estructura. Está dividido en dos secciones y un apéndice acerca de los datos empleados y las fuentes de su procedencia. La parte más amplia describe el proceso de estimación de modo detallado en el sentido de que describe cada etapa del procedimiento seguido y reporta los resultados de los distintos ejercicios de estimación llevados a cabo, incluso aquellos que pueden considerarse meramente pasos intermedios (como por ejemplo los resultados mostrados hasta antes de la tabla V) para la obtención de los estimados del modelo restringido. La sección 2 hace énfasis en el significado de los parámetros que distinguen al modelo de desequilibrio. Finalmente, se presenta un resumen de las transformaciones que aplicamos a los datos obtenidos de las fuentes que ahí se especifican.

IV.1 ESTIMACION DEL MODELO

El modelo fue estimado en la versión 5.1 del TSP. Como requiere estimación no lineal, valores iniciales son necesarios para que el proceso iterativo pueda converger apropiadamente. En lugar de proponer valores aleatoriamente para los parámetros a evaluar procedimos a realizar estimaciones sin restricciones, por cuadrados mínimos ordinarios y en dos y tres etapas lineales. Además de su

utilidad como generadores de valores iniciales, las corridas tienen algún interés para analizar la pertinencia de la hipótesis de desequilibrio (volvemos a decir que no intentamos la prueba formal de la hipótesis contra la alternativa de desequilibrio).

Las tablas I y II resumen los resultados de las corridas lineales por dos y tres etapas. La primera ecuación es, de hecho, una típica función consumo con el ingreso DFLPIB y un rezago de la variable explicada, como variables explicativas, junto con los valores presente y rezagado de la variable que identifica un exceso de demanda GAMA11. Como es de esperarse, tanto el signo como la significancia del coeficiente de la variable DFLPIB son satisfactorios, no así su elevado valor (1.29 en la tabla I y 1.28 en la tabla II, respectivamente), que choca con la intuición. Los valores tradicionalmente encontrados para la propensión a consumir caen alrededor de 0.9, mientras que el valor que encontramos en estas dos primeras corridas suena casi absurdo. El coeficiente de la variable rezagada tiene el signo opuesto al esperado y no es significativo al 10 %, mientras que los coeficientes asociadas a las variables de desequilibrio son ambos significativos al 10 % y uno, incluso, al 5 %. Su signo es el esperado. El ajuste, medido por el coeficiente de determinación resulta aceptable (.88 en ambos casos). El estadístico F permite rechazar la hipótesis de la no significancia global del modelo. Sin embargo el estadístico h de Durbin no permite rechazar la hipótesis de correlación serial en ambas corridas. El aspecto general de esta

especificación no restringida no es muy satisfactorio. La ecuación de oferta de bienes tiene un aspecto mejor salvo que la posible omisión de una variable (el acervo de capital) nos introduce problemas de autocorrelación. La razón de haber excluido esta variable es doble: primero, no consideramos la inclusión de pagos a trabajadores como parte de los gastos generales (i.e., de *overhead workers*⁴⁴) y; segundo, la dificultad de obtener datos confiables sobre inversión en la industria manufacturera trimestrales pues una parte de ellos deben de ser generados (tal como se describe en el apéndice sobre fuentes y variables). La incorporación de la variable acervo de capital por medio de series de inversión tendría que seguir el procedimiento descrito en la última sección del capítulo anterior pero tuvimos bastantes problemas para hacer que el algoritmo de estimación convergiera en la búsqueda sistemática (*grid search*) sobre la tasa constante de depreciación y el nivel del acervo de capital en el período inicial. Dejamos en las corridas reportadas hasta el cuadro IX esta variable de lado mientras que en el cuadro X introducimos el valor de la inversión corriente como una aproximación para K, solucionando el problema de autocorrelación. En la ecuación también incluimos un rezago para la variable LPERS (su exclusión también nos generaba autocorrelación) que representaría el hecho de que el despido y la recontratación de trabajadores no es libre. Sneesens también incorpora ese rezago pero a través de la condición del mínimo para el

⁴⁴Ver Sneesens (1981) donde se introduce este rubro y aparece el acervo de capital como variable explicativa.

mercado de trabajo (combinando, como lo hacemos nosotros, el enfoque de equilibrio parcial con el de la condición del mínimo). El signo para LPERS (logaritmo del personal ocupado) resulta igual al esperado y es significativo para todo nivel. El signo negativo para LPERS(-1) parece indicar que la rigidez en el mercado de trabajo (la existencia de costos de contratación y despido) influye negativamente las decisiones de producción (tiene lógica: si el supuesto de monotonía fuerte no se cumple, la empresa no necesariamente se encuentra en su frontera tecnológica, que a su vez implica menos beneficios y menos producción). El signo del coeficiente de la variable RPFTRI no resulta significativo en ninguna de estas dos corridas y en ninguna otra. Parecería que los precios relativos de los factores no tienen papel en la determinación de la oferta de bienes, lo que resulta extraño. Preferimos atribuir este fenómeno a la pobre forma en que medimos esa relación o la mala especificación de los rezagos (el procedimiento correcto fue descrito antes lo mismo que las causas de su abandono). No es sorprendente la fuerte significancia del rezago de la variable ni que tenga el signo correcto. Más atractivo es el hecho de que las variables de desequilibrio sean significativas (excepto GAMA12(-1) en la segunda ecuación) y tengan el signo correcto. Esto ocurrirá invariablemente en casi todas las corridas, lo que parece alentador. La bondad de ajuste es muy satisfactoria aunque el estadístico h de Durbin no permite rechazar la hipótesis de correlación serial pero cuando mostremos los resultados corregidos de

autocorrelación la variable de desequilibrio continuará mostrando su significancia.

En la tercera ecuación, la demanda de trabajo, tenemos los mejores resultados. En ninguna de las corridas hay evidencia de correlación serial a pesar de que también suprimimos la variable explicativa K. Sin embargo, el hecho de que se rechace la hipótesis de correlación serial junto con que la variable LINVSM, con distintas longitudes de rezagos se haya mostrado no significativa (ver el cuadro XI, donde incluimos los resultados de una corrida incluyendo esta variable), nos permite confiar en los resultados obtenidos en esta ecuación. La variable que representa las expectativas de los empresarios acerca de la demanda final, LOFTOT, tiene el signo correcto y es significativa al 5 %, al igual que con las otras variables. La variable de tendencia T muestra signo negativo, lo que indica que hay una tendencia constante de la demanda de trabajo a disminuir, porque en el período de estimación, la economía se encontraba en período de franca recesión. La variable RPFTRI (la relación de precios de factores), a diferencia de lo que sucede en la ecuación de oferta de bienes, se muestra significativa, aunque la incluimos con un rezago por la existencia de fricciones en el mercado de trabajo (recordemos que existen costos de despido y de contratación). Así que parece que las empresas toman sus decisiones de contratación de mano de obra antes de que se fije el precio relativo del trabajo para el período considerado. La inercia de la demanda representada por la

variable LPERSC(-1) es también significativa y con el signo esperado. Las variables de desequilibrio incorporan efectos de contagio (spill over) y al menos una de ellas resulta significativa en la corrida por tres etapas al 5 %.

TABLA I
ESTIMACIONES POR MINIMOS CUADRADOS 2 ETAPAS SIN RESTRINGIR

BIENES		TRABAJO			
DEMANDA	OFERTA	DEMANDA			
V. D. =DIFLCO	V. D. =LVALPR	V. D. = LPERS			
DFLPIB	1.29 (11.6)	LPERS	2.52 (5.16)	LOFTOT	.204 (4.46)
GAMA11	0.98 (1.99)	LPERS(-1)	-2.29 (-4.65)	T	-.003 (-3.21)
DIFLCO(-1)	-.131 (-1.54)	RPFTRI	-.06 (-1.40)	RPFTRI(-1)	-.037 (-2.44)
GAMA11 (-1)	1.15 (2.26)	GAMA12	1.59 (3.92)	GAMA12	.361 (1.94)
		LVALPR(-1)	.64 (6.4)	LPERS(-1)	.668 (4.48)
		GAMA12(-1)	.91 (1.76)	GAMA12(-1)	.319 (1.67)
$R^2 = .88$		$R^2 = .93$		$R^2 = .97$	
$\bar{R}^2 = .87$		$\bar{R}^2 = .92$		$\bar{R}^2 = .97$	
h DURBIN	2.19	h DURBIN	1.89	h DURBIN	-.239

V.D. = variable dependiente.
Los estadísticos t van entre paréntesis.

TABLA II
ESTIMACIONES POR MINIMOS CUADRADOS 3 ETAPAS SIN RESTRINGIR

BIENES		TRABAJO	
DEMANDA	OFERTA	DEMANDA	
V. D. =DIFLCO	V. D. =LVALPR	V. D. = LPERS	
DFLPIB	1.28 (12.7)	LPERS	2.39 (5.61)
		LOFTOT	.206 (5.19)
GAMA11	0.80 (1.79)	LPERS(-1)	-2.16 (-5.04)
		T	-.003 (-3.95)
DIFLCO(-1)	-.13 (-1.77)	RPFTRI	-.064 (-1.71)
		RPFTRI(-1)	-0.03 (-2.65)
GAMA11 (-1)	1.21 (2.63)	GAMA12	1.61 (-4.54)
		GAMA12	.368 (2.29)
		LVALPR(-1)	.66 (7.6)
		LPERS(-1)	.638 (4.96)
		GAMA12(-1)	.272 (1.65)
$R^2 = .88$	$R^2 = .93$	$R^2 = .97$	
$\bar{R}^2 = .87$	$\bar{R}^2 = .92$	$\bar{R}^2 = .97$	
h DURBIN 2.07	h DURBIN 1.68	h DURBIN -.499	

V.D. = variable dependiente.

Los estadísticos t van entre paréntesis.

Con los valores obtenidos en las corridas sin restricciones, iniciamos las corridas imponiendo restricciones dentro de cada ecuación (es decir estimando el sistema por el procedimiento no lineal aunque aún sin requerir que haya coincidencia de parámetros entre ecuaciones). Las tablas III y IV reportan los resultados de las corridas en 2 y 3 etapas, respectivamente. Ahora ya podemos comenzar a distinguir los coeficientes γ_1 , θ_1 y α_1 .

Observando los resultados para la primera ecuación, vemos que hay un valor más razonable para la propensión marginal a consumir en ambas corridas (de .828 y .885), aunque hay un agudo contraste entre los resultados de 2 y 3 etapas en lo referente a los coeficientes γ_1 y θ_1 . En la corrida por dos etapas el coeficiente de desequilibrio θ_1 es positivo y significativo al 5% en tanto que el coeficiente para el rezago γ_1 no. El resultado cambia drásticamente en la corrida por tres etapas donde el rezago muestra significancia y no el coeficiente de desequilibrio. Además en esta última corrida hay una caída del coeficiente de determinación múltiple de .87 a .83. Lo problemático de la ecuación queda realzado por la aparente presencia de autorrelación, donde la h de Durbin excede el nivel crítico del 5% (=1.64).

La segunda ecuación cambia menos drásticamente entre una corrida y otra, las diferencias en las estimaciones y en los niveles de significancia no son muy fuertes. Los signos esperados se mantienen y tampoco hay discrepancia en los valores de las medidas de bondad de ajuste (más de 90%). El

parámetro interesante, el de desequilibrio, es significativo para todo nivel. Sin embargo en ambos casos hay evidencia de autocorrelación.

La última ecuación mantiene un excelente comportamiento, excepto en la corrida por tres etapas donde el coeficiente de RPFTRI se vuelve no significativo (siendo irrelevante que muestre el signo correcto). El grado de ajuste es bastante bueno en las dos situaciones (siempre arriba del 95%). El gran logro es que no hay evidencia de autocorrelación, como puede constatarse a través de los estadísticos h . El coeficiente $(\hat{\theta}_2, \hat{\theta}_3)$ -se recuerda que no hemos forzado a que este $\hat{\theta}_2$ sea igual al de la segunda ecuación- es significativo al 5% y tiene el signo correcto. Un aspecto interesante de estas corridas fue su rápida convergencia a partir de valores iniciales obtenidas de las corridas reportadas en las tablas anteriores (la de dos etapas convergió en tres iteraciones de 15 segundos cada una y la de tres en diecinueve de aproximadamente el mismo tiempo en una máquina sin coprocesador matemático).

En apariencia, esta última especificación con restricciones (otra ecuación tiene un mejor desempeño que la anterior. Después de resumir nuestros resultados hasta este punto en los siguientes dos cuadros, procederemos a analizar lo arrojado por el modelo restringido.

TABLA III

ESTIMACIONES POR MINIMOS CUADRADOS NO LINEALES EN DOS ETAPAS CON RESTRICCIONES *DENTRO* DE CADA ECUACION.

BIENES		TRABAJO			
MANDA	OFERTA	DEMANDA			
D. = DIFLCO	V. D. = LVALPR	V. D. = LERS			
FLPIB	.828 (6.39)	LPERS	2.49 (6.55)	LOFTOT	.204 (4.58)
		LPERS(-1)	-2.33 (-5.74)	T	-.003 (-4.21)
		RPFTRI	-.035 (-0.88)	RPFTRI(-1)	-.041 (-2.96)
γ_1	.16 (1.37)	γ_2	.643 (4.24)	γ_3	.62 (4.73)
θ_1	1.83 (2.60)	θ_2	1.51 (4.24)	($\alpha_2\theta_2$)	.406 (2.80)
R^2	.87	R^2	.93	R^2	.97
\bar{R}^2	.86	\bar{R}^2	.92	\bar{R}^2	.97
h DURBIN	3.58	h DURBIN	1.69	h DURBIN	-.006

V.D. = variable dependiente.

Los estadísticos t van entre paréntesis.

*no impusimos la restricción de que θ_2 fuese el mismo coeficiente entre ecuaciones, así que la expresión entre paréntesis debe leerse como un solo coeficiente.

TABLA IV

ESTIMACIONES POR MINIMOS CUADRADOS NO LINEALES EN TRES ETAPAS CON RESTRICCIONES DENTRO DE CADA ECUACION.

BIENES		TRABAJO	
DEMANDA	OFERTA	DEMANDA	
V. D. = DIFLCO	V. D. = LVALPR	V. D. = LPERS	
DFLPIB	.885 (8.24)	LPERS 2647 (7.85)	LOFTOT .230 (6.62)
	LPERS(-1) -2.35 (-6.57)	T	- .005 (-9.08)
	RPFTRI -.085 (-1.26)	RPFTRI(-1)	-.013 (-1.40)
γ_1	.235 (2.51)	γ_2	.564 (6.88)
θ_1	-.36 (-.71)	θ_2	1.38 (4.22)
		($\alpha_2\theta_2$)	.29 (2.52)
$R^2 = .83$	$R^2 = .93$	$R^2 = .96$	
$\hat{R}^2 = .81$	$\hat{R}^2 = .91$	$\hat{R}^2 = .95$	
h DURBIN 2.22	h DURBIN 2.13	h DURBIN 1.28	

V.D. = variable dependiente.

Los estadísticos t van entre paréntesis.

*no impusimos la restricción de que θ_2 fuese el mismo coeficiente entre ecuaciones, así que la expresión entre paréntesis debe leerse como un solo coeficiente.

$$\gamma_4 = .999 \quad (6.63)$$

Los resultados son curiosos porque los signos son los esperados salvo el de contagio (spill over) α_A que, además, resulto significativo. De mantener esta ecuación como la "verdadera" oferta de trabajo, el modelo dejaría de cumplir con una de las condiciones de coherencia o solubilidad que requiere que todos los coeficientes de spill over sean positivos y cuyos productos cruzados sean menores que 1 (esto es algo similar a las condiciones de estabilidad de un sistema de ecuaciones en diferencia y se trata de asegurar que el modelo tenga una y sólo una solución). Dejamos a la buena fe del lector el creer que habíamos descartado tal ecuación de oferta de trabajo antes de que obtuviéramos ese coeficiente de contagio.

El resto de los resultados se muestra en los cuadros mencionados. Comparemos únicamente los correspondientes a la estimación por dos y tres etapas (tablas VI y VII). Para la corrida en dos etapas la propensión marginal a consumir es de .90 mientras que para la de la corrida en tres es de .87. El punto interesante dentro de la función consumo es el hecho de que en dos etapas el coeficiente de desequilibrio es positivo y significativo al 5% mientras que no resulta así en la corrida en tres etapas. El comportamiento opuesto ocurre con el coeficiente de ajuste γ_1 . La bondad de ajuste es semejante (algo menor en tres etapas) y en ambos casos se detecta autocorrelación.

La segunda ecuación muestra un comportamiento muy similar en ambas corridas. La elasticidad de la oferta con

respecto al empleo actual es 2.55 en ambos casos mientras con respecto al empleo rezagado es -2.32. La significancia es alta en todo caso. La variable RPFTRI sigue siendo no significativa lo que mantiene nuestras dudas sobre la corrección del método utilizado para especificarla. Tanto el coeficiente de ajuste como el de desequilibrio muestran un comportamiento adecuado. Parece haber evidencia de autocorrelación (el estadístico h es superior al valor crítico al 5%).

La tercera ecuación sigue mostrando un excelente comportamiento y presenta el logro máximo de estas estimaciones, a saber, el primer coeficiente de contagio estimado (quizá de modo ad hoc, hemos de reconocer) para México. El valor de dicho coeficiente es positivo y menor que uno, como requiere la teoría, además de que es significativo al 5%. Además la ecuación muestra significativos a todos sus coeficientes y no hay evidencia de autocorrelación. Esta es una función de demanda de trabajo bastante bien comportada. Pero no queremos dejar las cosas aquí, aún quisimos corregir la autocorrelación en las dos primeras ecuaciones y lo logramos, a costa de algunos hechos curiosos que mostraremos después de resumir los resultados de estas últimas corridas en los siguientes tres cuadros.

TABLA V
ESTIMACIONES POR MINIMOS CUADRADOS NO LINEALES
CON RESTRICCIONES ENTRE ECUACIONES.*

BIENES		TRABAJO	
DEMANDA	OFERTA	DEMANDA	
V. D. = DIFLCO	V. D. = LVALPR	V. D. = LERS	
DFLPIB	.904 (7.92)	LPERS	2.36 (6.65)
		LPERS(-1)	-2.14 (-4.78)
		RPFTRI	-.060 (-1.45)
		LOFTOT	.205 (4.51)
		T	-.003 (-3.71)
		RPFTRI(-1)	-.039 (-2.74)
γ_1	.08 (.942)	γ_2	.667 (7.52)
θ_1	1.67 (2.67)	θ_2	1.56 (7.40)
		α_3	.25 (2.63)
$R^2 = .88$		$R^2 = .93$	
$\hat{R}^2 = .87$		$\hat{R}^2 = .97$	
h DURBIN 3.58		h DURBIN 1.87	
		h DURBIN -.58	

V.D. = variable dependiente.

Los estadísticos t van entre paréntesis.

* Como se explica en el texto, no consideramos posible la estimación de una oferta de trabajo a partir de los datos que tenemos pero para obtener una "medida" del contagio de los excesos de demanda sobre el mercado de trabajo, estimamos una "oferta de trabajo" que proporcionó un coeficiente $\alpha_4 = -.04$. Los datos para la "oferta de trabajo" se proporcionan en los listados de sisthem2.sys anexados.

TABLA VI
ESTIMACIONES POR MINIMOS CUADRADOS NO LINEALES
EN DOS ETAPAS CON RESTRICCIONES ENTRE ECUACIONES.*

BIENES		TRABAJO	
DEMANDA	OFERTA	DEMANDA	DEMANDA
V. D. = DIFLCO	V. D. = LVALPR	V. D. = LPERS	V. D. = LPERS
DFLPIB	.904 (7.92)	LPERS 2.55 (6.63)	LOFTOT .205 (4.50)
		LPERS(-1) -2.32 (-5.79)	T - .003 (-3.72)
		RPFTRI -.056 (-1.36)	RPFTRI(-1) -.039 (-2.74)
γ_1	.09 (-1.37)	γ_2	.644 (7.09)
θ_1	1.67 (2.67)	θ_2	1.52 (4.35)
		α_3	.26 (2.63)
$R^2 = .88$	$R = .93$	$R = .97$	
$\bar{R}^2 = .87$	$\bar{R}^2 = .92$	$\bar{R}^2 = .97$	
h DURBIN 3.34	h DURBIN 1.82	h DURBIN -.54	

V.D. = variable dependiente.

Los estadísticos t van entre paréntesis.

* Como se explica en el texto, no consideramos posible la estimación de una oferta de trabajo a partir de los datos que tenemos pero para obtener una "medida" del contagio de los excesos de demanda sobre el mercado de trabajo, estimamos una "oferta de trabajo" que proporcionó un coeficiente $\alpha_4 = -.04$. Los datos para la "oferta de trabajo" se proporcionan en los listados de sisthem2.sys anexados.

TABLA VII
ESTIMACIONES POR MINIMOS CUADRADOS NO LINEALES
EN TRES ETAPAS CON RESTRICCIONES ENTRE ECUACIONES.*

BIENES		TRABAJO			
DEMANDA	OFERTA	DEMANDA			
V. D. = DIFLCO	V. D. = LVALPR	V. D. = LPERS			
DFLPIB	.871 (8.18)	LPERS	2.55 (7.50)	LOFTOT	.221 (6.17)
		LPERS(-1)	-2.32 (-6.36)	T	-.004 (-7.01)
		RPFTRI	-.066 (-1.78)	RPFTRI(-1)	-.019 (-1.78)
γ_1	.20 (2.20)	γ_2	.606 (7.51)	γ_3	.41 (3.98)
θ_1	0.47 (1.03)	θ_2	1.48 (4.68)	θ_2	1.48 (4.68)
				α_3	.20 (2.31)
R^2	= .87	R	= .93	R	= .96
\hat{R}^2	= .85	\hat{R}^2	= .92	\hat{R}^2	= .96
h DURBIN	3.44	h DURBIN	1.82	h DURBIN	.654

V.D. = variable dependiente.

Los estadísticos t van entre paréntesis.

* Como se explica en el texto, no consideramos posible la estimación de una oferta de trabajo a partir de los datos que tenemos pero para obtener una "medida" del contagio de los excesos de demanda sobre el mercado de trabajo, estimamos una "oferta de trabajo" que proporcionó un coeficiente $\alpha_4 = -.04$. Los datos para la "oferta de trabajo" se proporcionan en los listados de sisthem2.sys anexados.

Primeramente intentamos corregir la autocorrelación en la primera ecuación procediendo a aplicar el método de calcular el coeficiente de autocorrelación de primer orden a partir del estadístico D.W. modificado por la fórmula de Theil y Nagar. Así, tomamos el estadístico D.W. de una corrida previa y despejamos el coeficiente ρ implícito en él. Pero, como se señala en los textos, este estimado es inconsistente y puede fallar para muestras pequeñas. Aplicamos entonces la fórmula propuesta por estos autores:

$$\hat{\rho} = [N^2(1-DW/2) + k^2] / [N^2 - k^2]$$

Obtuvimos como valor $\hat{\rho} = .788$. Logramos así una expresión para correr en diferencias generalizadas, resolviendo el problema para la primera ecuación no así para la segunda, como puede observarse en la tabla VIII. Hay un cambio drástico en la primera ecuación, y éste es que el valor de la propensión marginal a consumir se eleva mucho y presenta un extravagante valor superior a 1. Los coeficientes de desequilibrio y el de contagio siguen siendo significativos y con signos apropiados en la corrida por dos etapas. En la corrida por tres etapas, la significancia de los coeficientes de ajuste y de desequilibrio de la primera ecuación se anula. Estos resultados se resumen en las tablas VIII y IX.

TABLA VIII

ESTIMACIONES POR MINIMOS CUADRADOS NO LINEALES EN DOS ETAPAS CON RESTRICCIONES ENTRE ECUACIONES* Y CORRECCION DE CORRELACION SERIAL POR ESTIMACION DE ρ PARA LA PRIMERA ECUACION.

BIENES		TRABAJO	
DEMANDA	OFERTA	DEMANDA	
V. D. = DIFLCO	V. D. = LVALPR	V. D. = LPERS	
DFLPIB	1.24 (10.5)	LPERS 2.46 (6.52)	LOFTOT .205 (4.50)
	LPERS(-1) -2.24 (-5.68)	T - .003 (-3.72)	
	RPFTRI -0.05 (-1.40)	RPFTRI(-1) -.039 (-2.74)	
γ_1	- .009 (-0.12)	γ_2 .655 (7.26)	γ_3 .65 (4.74)
θ_1	1.22 (2.34)	θ_2 1.54 (4.44)	θ_3 1.54 (10.4)
		α_3 .25 (2.63)	
$R^2 = .86$	$R^2 = .93$	$R^2 = .97$	
$\bar{R}^2 = .85$	$\bar{R}^2 = .92$	$\bar{R}^2 = .97$	
h DURBIN 1.60	h DURBIN 2.32	h DURBIN -.54	

V.D. = variable dependiente.

Los estadísticos t van entre paréntesis.

* Como se explica en el texto, no consideramos posible la estimación de una oferta de trabajo a partir de los datos que tenemos pero para obtener una "medida" del contagio de los excesos de demanda sobre el mercado de trabajo, estimamos una "oferta de trabajo" que proporcionó un coeficiente $\alpha_4 = -.04$. Los datos para la "oferta de trabajo" se proporcionan en los listados de sisthem2.sys anexados.

** El valor de ρ estimado para la corrida por diferencias generalizadas fue de .788.

TABLA IX

ESTIMACIONES POR MINIMOS CUADRADOS NO LINEALES
 EN TRES ETAPAS CON RESTRICCIONES ENTRE ECUACIONES*
 Y CORRECCION DE CORRELACION SERIAL POR ESTIMACION DE ρ^{**}
 PARA LA PRIMERA ECUACION.

BIENES		TRABAJO	
DEMANDA	OFERTA	DEMANDA	
V. D. = DIFLCO	V. D. = LVALPR	V. D. = LPERS	
DFLPIB	1.17 (11.4)	LPERS 2.37 (7.04)	LOFTOT .232 (6.11)
	LPERS(-1) -2.11 (-6.04)	T	- .003 (-6.04)
	RPFTRI -0.06 (-1.77)	RPFTRIC(-1)	-.022 (-2.00)
γ_1	-.0006 (-0.007)	γ_2	.649 (8.09)
θ_1	.158 (.357)	θ_2	1.55 (5.00)
		α_3	.179 (2.24)
$R^2 = .82$	$R = .93$	$R = .97$	
$\hat{R}^2 = .80$	$\hat{R}^2 = .92$	$\hat{R}^2 = .97$	
h DURBIN .889	h DURBIN 1.70	h DURBIN -.39	

V.D. = variable dependiente.

Los estadísticos t van entre paréntesis.

* Como se explica en el texto, no consideramos posible la estimación de una oferta de trabajo a partir de los datos que tenemos pero para obtener una "medida" del contagio de los excesos de demanda sobre el mercado de trabajo, estimamos una "oferta de trabajo" que proporcionó un coeficiente $\alpha_4 = -.04$. Los datos para la "oferta de trabajo" se proporcionan en los listados de sisthem2-sys anexados.

** El valor de ρ estimado para la corrida por diferencias generalizadas fue de .788.

Para corregir la autocorrelación en la segunda ecuación procedimos a añadir una variable antes omitida, relacionada con el acervo de capital. Introdujimos la variable LINVSM (logaritmo de la inversión del sector manufacturero). Pero hay un problema muy grave con esta variable que hace que los resultados que mostramos en la tabla X sean una simple curiosidad. Las series disponibles para esa variable sólo cubren el período 1981.1-1985.4, por lo que el resto de la serie lo generamos extrapolando a partir de una regresión de los datos disponibles de inversión del sector manufacturero (reportadas en los Indicadores) contra el valor de la producción de ese sector (dato tomado de la Encuesta Industrial Mensual) y de la inversión de toda la economía (serie generada de modo similar a la variable CONS). Los resultados de introducir esta variable a la segunda ecuación se presentan en la tabla X. El hecho notable es que hemos eliminado toda evidencia de autocorrelación aunque el costo es muy alto en la corrida por tres etapas: Se anula la significancia de los coeficientes de desequilibrio de la primera ecuación y la del único coeficiente de contagio de todo el modelo. Sin embargo recuérdese que parte de la serie cuya introducción provocó este problema es generado.

TABLA X

ESTIMACIONES POR MINIMOS CUADRADOS NO LINEALES
 EN TRES ETAPAS CON RESTRICCIONES ENTRE ECUACIONES*
 Y CORRECCION DE CORRELACION SERIAL POR HILDRETH-LU**
 PARA LA PRIMERA ECUACION Y LA INCLUSION DE UNA NUEVA
 VARIABLE PARA LA SEGUNDA.

BIENES		TRABAJO	
DEMANDA	OFERTA	DEMANDA	
V. D. = DIFLCO	V. D. = LVALPR	V. D. = LPERS	
DFLPIB	1.12 (11.2)	LPERS 2.63 (9.49)	LOFTOT .254 (7.14)
	LPERS(-1) -1.95 (-6.04)	T -.004 (-7.29)	
	RPFTRI 0.006 (0.19)	RPFTRI(-1) -.018 (-1.89)	
	LINVSM -.044 (-4.03)		
α_1	-.051 (-0.653)	γ_2	.503 (7.35)
β_1	-.326 (-7.99)	β_2	.91 (3.12)
		α_3	.224 (1.68)
$R^2 = .77$	$R = .94$	$R = .97$	
$\bar{R}^2 = .74$	$\bar{R}^2 = .93$	$\bar{R}^2 = .97$	
h DURBIN -.21	h DURBIN .59	h DURBIN -.87	

V.D. = variable dependiente.

Los estadísticos t van entre paréntesis.

* Como se explica en el texto, no consideramos posible la estimación de una oferta de trabajo a partir de los datos que tenemos pero para obtener una "medida" del contagio de los excesos de demanda sobre el mercado de trabajo, estimamos una "oferta de trabajo" que proporcionó un coeficiente $\alpha_4 = -.004$. Los datos para la "oferta de trabajo" se proporcionan en los listados de sisthem2.sys anexados.

** el valor de ρ estimado para la corrida por diferencias generalizadas en la primera ecuación fue de .788 mientras que en la segunda ecuación se incluyó la variable LINVSM.

En la tabla XI mostramos únicamente los resultados de incluir a la variable LINVSM en la tercera ecuación y parece que su introducción es anodina. No cambia prácticamente en nada el desempeño general del modelo. Se conservan tanto los signos como los niveles de significancia por lo que el sesgo de especificación no parece muy evidente si excluimos esta variable de la ecuación de la demanda de trabajo.

TABLA XI
 RESULTADOS DE LA ESTIMACION DE LA DEMANDA DE TRABAJO
 INCLUYENDO COMO ARGUMENTO A LINVSM.

BIENES		TRABAJO
DEMANDA	OFERTA	DEMANDA
V. D. = DIFLCO	V. D. = LVALPR	V. D. = LERS
		LOFTOT .21 (4.20)
		T -.004 (-3.56)
		RPFTRIC(-1) -.040 (-2.71)
		LINVSM .0016 (.286)
		γ_0 .327 (3.68)
		θ_2 1.26 (7.84)
		α_0 .327 (2.42)
		R = .97
		$\hat{R}^2 = .96$
		h DURBIN -.75

V.D. = variable dependiente.
 Los estadísticos t van entre paréntesis.

IV.2 INTERPRETACION DE LOS COEFICIENTES DE AJUSTE (α_1), DE DESEQUILIBRIO (β_1) Y DE CONTAGIO (γ_1). IDENTIFICACION DE LOS REGIMENES.

Tomaremos los resultados de la corrida resumida en el cuadro VIII para representar gráficamente la bondad de ajuste del modelo y para interpretar los coeficientes de desequilibrio y de contagio puesto que el resto de los tienen una interpretación directa.

Las gráficas IV.2 a IV.4 muestran los regímenes de desequilibrio (keynesiano o clásico) por el que atraviesan las funciones estimadas durante el período 1980.1 a 1987.4. De acuerdo a la separación de la muestra realizada por medio de la variable SEPARA, tenemos que los regímenes se delimitan aproximadamente como sigue:

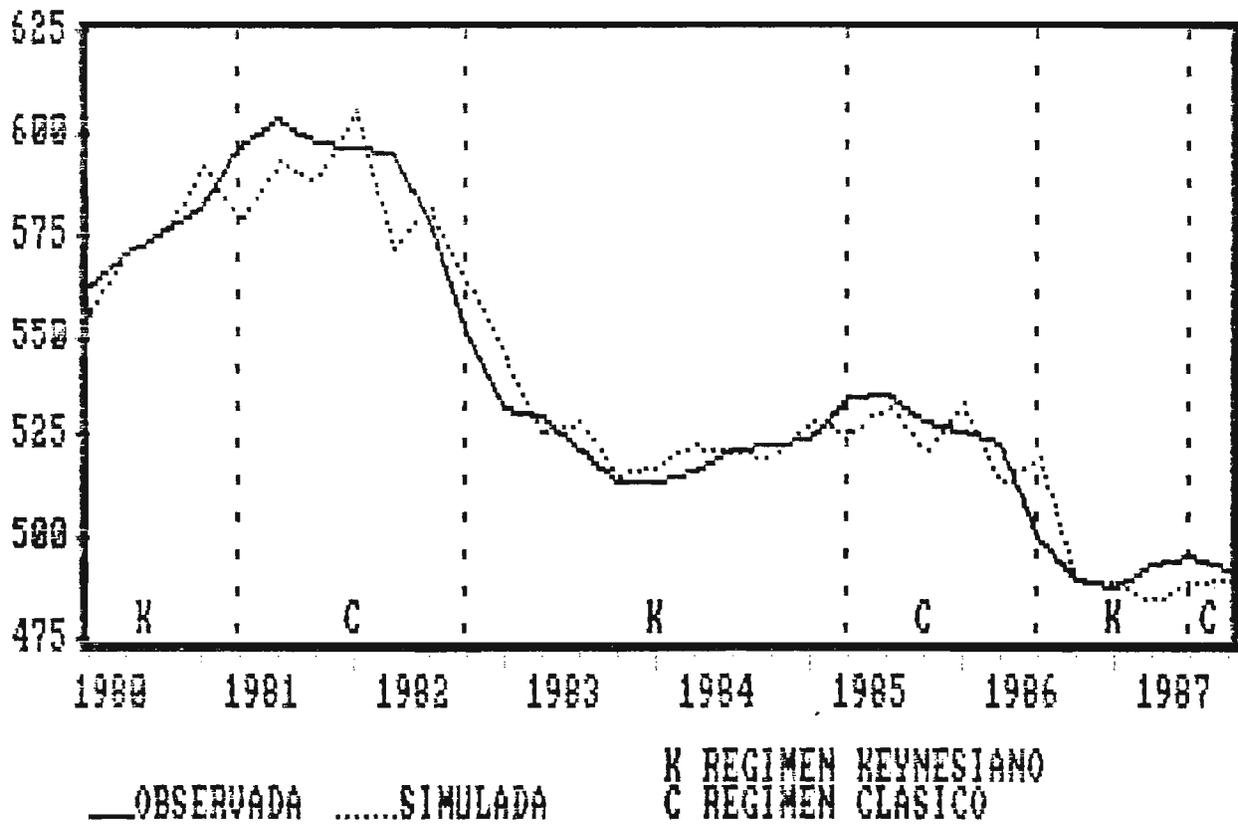
1980.1 a 1981.1	keynesiano
1981.2 a 1982.3	clásico
1982.4 a 1985.1	keynesiano
1985.2 a 1986.2	clásico
1986.3 a 1987.2	keynesiano
1987.3 a 1987.4	clásico

Esta delimitación tiene varios aspectos criticables pero también algunos atractivos. Por ejemplo, no suena contraintuitivo pensar que en el período previo a la caída de los precios petroleros en 1981 nos encontrábamos en régimen keynesiano, con un abundante gasto público. Después de esa caída, los límites que la disponibilidad de pagos internacionales imponían al país provocaron una caída al régimen clásico, con la consiguiente contracción del gasto

público y privado en general (además de una caída en la tasa de empleo formal). También parece lógico que los acontecimientos de 1985 y 1986 (el terremoto y una nueva caída de los precios petroleros) indujeran un régimen clásico, tal como se registra en el modelo. Los aspectos criticables son: la forma de delimitación, impuesta por la introducción de una variable (SEPARA) y no por el conjunto de los datos (como acontece en el modelo de Sneesens, por ejemplo). Sin embargo este es el precio que debe pagarse por no utilizar MVIC. Además, la variable fue escogida para reflejar, de alguna forma, los prejuicios del autor con respecto a la delimitación pero esto ocurre incluso si se optara por separar la muestra siguiendo procedimientos más ortodoxos (por ejemplo a partir del sentido de los cambios en los precios y salarios). Otro aspecto dudoso es la factibilidad de que la economía pueda pasar ágilmente de un régimen a otro con períodos de tiempo trimestrales. Sneesens, por ejemplo, presenta una delimitación con datos anuales. El único antecedente que conozco con datos trimestrales es el trabajo de Artus, Laroque y Michel (1984).

Las gráficas también muestran que el ajuste del modelo es en general bueno, obteniéndose el ajuste más pobre en la ecuación de la demanda de bienes (función consumo).

GRAFICA IV.3 LA DEMANDA DE TRABAJO



Los coeficientes de ajuste, γ_i , aparecen en las estimaciones a causa de que, por hipótesis, las funciones walrasianas (o nocionales) fueron especificadas de tal forma que el ajuste hacia valores deseados no fuese inmediato. Algunos autores no dudarían en clasificar a estos coeficientes como coeficientes de desequilibrio pues antiguamente, el ajuste parcial era la forma de plantear un mercado en desequilibrio. Entre quienes aún tienen esta visión se encuentran, principalmente Chow (1983) y Bowden (1979) e incluso Quandt (1988). Pero también se considera, Sneesens por ejemplo, que los modelos basados en la condición de mínimo pueden bien complementarse con el enfoque de equilibrio parcial. Goodwin, sostiene que hay una lamentable confusión con el término desequilibrio, que se aplica indiscriminadamente tanto a modelos de ajuste parcial como a modelos con la condición del mínimo (o alguna de sus variantes), pues el enfoque de ajuste parcial se refiere a una desviación de la senda de estado estacionario de alguna variable y esto es compatible con mercados que se vacían pues se plantea en términos *ex ante*. Los modelos basados en la condición del mínimo se refieren a desequilibrios *ex post*. Por ello se preferiría la denominación de modelos con racionamiento de cantidades. En la estimación se obtuvieron tres de estos coeficientes, dos de ellos (los indizados con 2 y 3) se mostraron constantemente significativos, mientras el primero no. Esto sugiere que en las funciones de oferta de bienes y de demanda de trabajo hay alguna especie de costos de ajuste y, así, las cantidades observadas en el

período corriente son función de las intercambiadas en el período anterior.

Los coeficientes de desequilibrio, las θ_i , tienen la función de identificar el tipo de régimen en que se encuentra el mercado particular. Uno estaría tentado a pensar que estos coeficientes indican la magnitud en la que el exceso de demanda, o de oferta, afecta la función que se está estimando, pero esto no es así pues el tipo de funciones de demanda que se consideran en los modelos multimercado, son tipo *Clower* (donde sólo importa la restricción cuantitativa del otro mercado). Así que la función de estos coeficientes es básicamente identificar el tipo de régimen que prevalece en un mercado particular (aunque más adelante veremos una excepción). Ya señalamos que el coeficiente correspondiente a la la primera ecuación fue el más problemático, probablemente por la exclusión de la función de oferta de trabajo (con la consiguiente supresión de algunos parámetros importantes) o por la forma en que fue definido el separador.

Los coeficientes de contagio, tienen el propósito de identificar la magnitud de respuesta que las funciones de oferta o de demanda de un mercado tienen ante una restricción cuantitativa en el otro. Aquí sólo pudimos calcular uno de estos coeficientes: $\alpha_3 = .25$, según la tabla VIII, cuya interpretación precisa es que por cada punto en que la oferta walrasiana exceda a la demanda efectiva en el mercado de bienes, la demanda de trabajo disminuirá en .25%. Como las funciones walrasianas no son directamente

observables, la magnitud de contagio relevante es en términos de demandas efectivas, así que en el terreno práctico, el coeficiente efectivo de contagio es igual a al producto $\alpha_1 \theta_2 = .385$ y se interpreta como sigue: por cada punto en que la oferta efectiva (no la walrasiana) exceda a la demanda efectiva en el mercado de bienes, la demanda de trabajo disminuirá en .385%. Esto tiene sentido si la forma en la cual definimos el separador es correcta. Habría sido interesante probar otras alternativas.

APENDICE DEL CAPITULO IV

DESCRIPCION DE LAS VARIABLES Y FUENTES DE OBTENCION DE DATOS

DFLCON = Ln CONPC es el logaritmo natural del consumo per cápita :

$$\text{CONPC} = \text{CONS}/\text{POB}$$

donde CONS es el consumo privado trimestral y POB es la población total estimada a partir de una proyección desde el dato de 1980 y las tasas de crecimiento de la población reportadas en los Indicadores Económicos del Banco de México. El dato de consumo privado trimestral CONS fue construido a partir de los indicadores de demanda final reportados en el Informe Anual del Banco de México de 1988 y de la serie de producto interno bruto trimestral PIB reportada en el Sistema de Cuentas Nacionales de la Secretaría de Programación y Presupuesto (SPP). El término negativo dentro del paréntesis al final del nombre de una variable implica un rezago de ese orden.

DIFLPIB = al logaritmo natural del producto interno bruto trimestral per cápita obtenido de manera análoga y de la misma fuente que el consumo per cápita.

GAMA11 es la variable que identifica un exceso de demanda de bienes y es definida como:

$$\text{GAMA11} = -\max (0 , \text{SEPARA})$$

Y de modo similar:

$$\text{GAMA12} = -\min (0 , \text{SEPARA})$$

es la variable que identifica un exceso de oferta en el mismo mercado. La variable SEPARA representa los casos siguientes:

$$SEPARA = \begin{cases} \zeta_1 (D^b - S^b) & \text{si } D^b > S^b \\ \zeta_2 (D^b - S^b) & \text{si } D^b < S^b \end{cases}$$

SEPARA fue calculada a partir de desviaciones de la media móvil trimestral del logaritmo natural de la variable VENTAS obtenida del dato reportado por este concepto en la Encuesta Industrial Mensual de la SPP deflactado por el índice de precios al consumidor de los Indicadores :

$$SEPARA = \left(IVENT_{t+1} - \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 IVENT_{t-i} \right)$$

$$LVALPR = \ln (VALPR/IPC)$$

Llamamos VALPR al promedio trimestral de las ventas totales de las empresas incluidas en la Encuesta Industrial Mensual deflactadas por el índice de precios al consumidor IPC.

$$LPERS = \ln (PERS)$$

PERS es el promedio trimestral del total de personas ocupadas en la muestra de empresas incluidas en la Encuesta Industrial Mensual.

$$RPFTRI$$

Es una variable utilizada como una definición próxima para la relación de precios de los factores capital y trabajo. Fue construída con el cociente

$$RPFTRI = IREMI/IPBK$$

donde IREMT es el índice del total de remuneraciones de las empresas de la Encuesta Industrial Mensual e IPBK es el índice de los precios al productor para los bienes que van a la formación bruta de capital reportados en los Indicadores Económicos del Banco de México.

$$LOFTOT = \ln (OFTOT) = \ln (DTOT)$$

OFTOT es la oferta total de la economía igual a la demanda total construida como la suma del PIB trimestral y las importaciones IMP a partir de los indicadores de demanda y oferta finales del Informe Anual de Banco de México y de las estimaciones del Sistema de Cuentas Nacionales de SPP.

$$LINVSM = \ln (INVSM)$$

INVSM es la inversión del sector manufacturero construida a partir de los datos de la Encuesta Sobre Inversión reportados en los Indicadores Económicos y de proyecciones adicionales siguiendo el procedimiento siguiente : se corrió una regresión de INVSM de 1981.1 a 1985.4 contra INV (que es la inversión para toda la economía construida esta serie de modo similar al descrito para CONS), el tiempo y contra VALPR. Con los resultados de la regresión obtuvimos estimados de INVSM que fundimos con los reportados en la encuesta.

CAPITULO V. COMENTARIOS FINALES Y CONCLUSIONES.

Nos habría gustado que el trabajo no se hubiese extendido tanto, sobre todo para la comodidad del lector, pero la escasa difusión del tema sobre el que discurre hicieron necesario que entráramos en detalles que de otra forma habrían sido innecesarios (por ejemplo, prácticamente todo el Capítulo I habría sido superfluo si la literatura sobre el tema tuviera un mayor grado de difusión. Nos parece que, sin embargo, el introducir a los problemas del desequilibrio en la forma que se hizo en el Capítulo I, tiene alguna utilidad para la gente que estuviera interesada en seguir más profundamente esta teoría.

En el Capítulo II dejamos la constancia de los primeros pasos de esta investigación, cuando no teníamos plena conciencia de los problemas que implica la estimación de un modelo de desequilibrio. El diseño es relativamente complejo, comparado con el que finalmente se estimó. Este tuvo que someterse, además, a las restricciones impuestas por los datos que nos hizo imponer una excesiva cantidad de supuestos en aras de justificar el uso de las cifras a las que tuvimos acceso. Un aspecto con apariencia de gravedad fue haber suprimido por completo la ecuación de oferta de trabajo al suponer que nunca estábamos en régimen de inflación reprimida, por lo que las cantidades reportadas de trabajo siempre se encontraban en la curva de demanda. El supuesto, sin embargo, es el habitual en modelos de desarrollo para economías duales. La posibilidad de estimar

los parámetros de la función de oferta de trabajo no la exploramos por implicar otra serie de complejos problemas econométricos que requerirían por sí mismos un exhaustivo trabajo de investigación⁴⁵.

Este trabajo no ha intentado reflejar de manera muy fiel los fenómenos empíricos acerca de los mercados de bienes y de trabajo en México. Es más bien una exploración sobre las posibilidades de aplicación del enfoque de desequilibrio a problemas concretos de la economía mexicana. Si bien logramos obtener una función de demanda de trabajo y una de oferta con datos para la industria manufacturera que se comportan muy satisfactoriamente, también tuvimos problemas para estimar una curva de demanda de bienes que tuviera un comportamiento adecuado. Quizá no debiera de sorprendernos esto porque el efecto clásico de *spill over* se da desde la restricción que las familias tienen en el mercado de trabajo hacia la demanda de bienes (recuérdese la cita de Malinvaud en la nota 6). El no haber podido hallar una variable que hiciera posible aislar ese efecto debió haber provocado ese errático comportamiento. Con todo es un buen logro de este trabajo haber hallado ese par de curvas bien comportadas que podrían, en lo futuro, servir como fuentes de pronóstico para la industria manufacturera al menos. Se dirá que fueron demasiadas páginas para eso pero el trabajo se inició en cero. Los estudios empíricos sobre esta línea no son precisamente abundantes. El que existen formas más sencillas

⁴⁵Ver Quandt (1988) al respecto.

para abordar esta clase de problemas es innegable pero ¿alguien metería su mano al fuego por sostener que son las correctas? De cualquier modo, el trabajo, volvemos a decir, es más un intento de exploración en un tema prácticamente ignorado en México lo cual no es alentador por donde quiera que se le vea.

Después de haber avanzado apreciablemente en esta investigación nos dimos cuenta de que la aplicación de la econometría del desequilibrio la habíamos dirigido hacia un tema muy estudiado en teoría pero prácticamente inexplorado (nos referimos no sólo al medio mexicano) empíricamente. Pronto nos dimos cuenta de por qué. Aparte de la complejidad econométrica del desequilibrio, el conjunto de supuesto que se tienen que hacer para dejar en términos comprensibles el modelo es más grande de lo que generalmente se considera aceptable. Así un modelo de corte más tradicional (tipo Klein) será más aceptable para el gran público a causa de lo sencillo que resulta de estimar (y hay que reconocer que, dado el pragmatismo imperante, de formular) y su aparente eficacia en ofrecer pronósticos aunque su base teórica es prácticamente nula (al menos en sus aspectos microeconómicos). Si el ansia es por el pronóstico se puede optar por un modelo de series de tiempo en todo caso. Es muy posible que en el corto plazo no se difundan los modelos econométricos que se derivan directamente de postulados teóricos (por ejemplo, aparte de los desequilibrio, los de expectativas racionales) y continuemos con una gran cantidad de modelos pragmáticos.

Sería aventurado tratar de sacar conclusiones acerca del patrón de distribución del ingreso a partir de los resultados de nuestro modelo con todo y que esta posibilidad es uno de los aspectos teóricos más interesantes de los modelos de desequilibrio, queda para una futura investigación examinar con detenimiento este aspecto de un modelo empírico de desequilibrio. No nos comprometemos con asertos sobre el tema a causa de toda la simplificación que tuvimos que hacer.

Un ejercicio interesante sería, a partir de los resultados hallados en este trabajo, analizar la eficacia de la política económica en el período considerado. La literatura sobre este álgido debate se ha dado tradicionalmente sobre las líneas de los trabajos econométricos de Barro, Pesaran y otros⁴⁶. La prueba de la proposición de ineffectividad de los nuevos clásicos contra la alternativa "keynesiana" (en el sentido de Pesaran) podría intentarse a partir de la identificación de los tipos de regímenes que se pueden encontrar en algún período. Una evidente limitación de esta posible aplicación del modelo de desequilibrio es el elemental tratamiento que hemos hecho de la formación de las expectativas de la gente. No obstante, se recuerda que la introducción de expectativas racionales en modelos con algún tipo de rigidez no solamente no anula el teorema de ineffectividad sino que refuerza el efecto de

⁴⁶Para una espléndida síntesis sobre el estado actual del debate es muy recomendable consultar el artículo de Rush y Waldo (1988) y la réplica de Pesaran, en la misma fuente.

la política económica⁴⁷, por lo que no es descabellado pensar que la identificación de los regímenes de desequilibrio sea tan importante como identificar la forma en la cual los agentes empleen la información de que disponen.

Hemos obtenido una gran enseñanza de este trabajo y esta es que en el trabajo empírico de desequilibrio, sería preferible dirigir los esfuerzos a problemas de mercados específicos a nivel microeconómico, tal como es la tendencia que actualmente se percibe en el mundo. Finalmente, queremos dejar sentado el carácter preliminar de este trabajo con el siguiente párrafo extraído de uno de los más importantes documentos empíricos de desequilibrio de la década de los ochenta :

"El presente estado de la econometría del desequilibrio confronta un agudo dilema entre realismo y accesibilidad computacional. La accesibilidad requiere una separación a priori de la muestra. Mientras que usar información distinta que los cambios en los precios puede ser una mejora, la dinámica subyacente es aún ad-hoc. También, el papel de las expectativas no ha sido tratado adecuadamente, aquí y en la literatura del desequilibrio en general. Una prioridad para futura investigación debe ser la derivación de la dinámica relevante y la conducta de las expectativas que racionalice por qué ocurre intercambio a precios que no son de equilibrio. Por esta omisión en el modelo, los resultados aquí deberían ser considerados más sugestivos que definitivos". Goodwin, I. E. R. 1986.

⁴⁷Ver por ejemplo el famoso artículo de Neary y Stiglitz (1983).

BIBLIOGRAFIA

- Artus, P., Laroque, G., y Michel, G. (1984). *Estimation of a quarterly macroeconomic model with quantity rationing*, *Econometrica* **52** .
- Askari, M. (1986). *A disequilibrium econometric study of the Canadian mortgage market*. *Applied Economics* **18** .
- Barro, R. J., y Grossman, H. I. (1971). *A general disequilibrium model of income and employment*. *American Economic Review* **61** .
- Barro, R. J., y Grossman, H. I. (1976). *Money, Employment and Inflation*. Cambridge University Press, Londres y Nueva York.
- Benassy, J. P. (1975). *Neo-Keynesian disequilibrium theory in a monetary economy*. *Review of Economic Studies* **42** .
- Benassy, J. P. (1986). *Macroeconomics: An Introduction to the Non-Walrasian Approach*. Academic Press, Inc., San Diego.
- Bowden, R. J. (1978) *The Econometrics of Disequilibrium*. North Holland Publ., Amsterdam.
- Chow, G. C. (1983) . *Econometrics*. Mc Graw-Hill, Inc.
- Clower, R. W. (1965). *The Keynesian revolution: A theoretical appraisal*. En F. H. Hahn y F. P. R. Brechling (Eds.), *The Theory of Interest Rates*. Macmillan, Londres.
- Clower, R. W. (1967) *A reconsideration of the microfoundations of monetary theory*. *Western Economic Journal* **6** .

- Cuddington, J. T., Johansson, P. O., y Löfgren, K. G. (1984). *Disequilibrium Macroeconomics in Open Economies*. Blackwell, Oxford .
- Dréze, J. H. (1975). *Existence of an exchange equilibrium under price rigidities*. *International Economic Review* **16** .
- Fair, R. C., and Jaffee, D. M. (1972). *Methods of estimation for markets in disequilibrium*. *Econometrica* **40** .
- Felderer, B. y Homburg, S. (1987) *Macroeconomics and New Macroeconomics*. Springer-Verlag, Berlin.
- Friedman, M. (1976) . *Teoría de los Precios*. Alianza Editorial.
- Ginsburgh, V., Tishler, A., y Zang, I. (1980). *Alternative estimation methods for two -regime models*. *European Economic Review* **13** .
- Goldfeld, S. M. y Quandt, R. E. (1972). *Non Linear Methods in Econometrics*. North Holland Publ., Amsterdam.
- Goodwin, T. H. (1986) . *The impact of credit rationing on housing investment: a multimarket disequilibrium approach*. *International Economic Review* , vol. **27**, no. 2.
- Gourieroux, C., Laffont, J.-J., y Monfort, A. (1980) *Disequilibrium econometrics in simultaneous equation systems*. *Econometrica* **48** .
- Grandmont, J. M. (1989) *Keynesians Issues and Economic Theory*. CEPREMAP, no. 8907, marzo.
- Hu, Teh-Wei y Yang, M. B. (1988) . *The demand for and supply of physician services in the US: a disequilibrium analysis*. *Applied Economics* **20** .

- Ito, T. (1980) . *Methods of estimation for multi-market disequilibrium models*. *Econometrica* **48** .
- Ize, A. (1984). *Disequilibrium theories, imperfect competition and income distribution: A fixprice analysis*. *Oxford Economic Papers* **36** .
- Leijonhufvud, A. (1988). *On Keynesian Economics and the Economics of Keynes*. Oxford University Press, Londres y Nueva York.
- Maddala, G. S. y Nelson, F. D. (1974). *Maximum likelihood methods for models of markets in disequilibrium*. *Econometrica* **42** .
- Malinvaud, E. (1980). *Profitability and Unemployment*. Cambridge University Press, Londres y Nueva York.
- Muellbauer, J. y Portes, R. (1978). *macroeconomic models with quantity rationing*. *Economic Journal* **88** .
- Muelbauer, J. y Winter, D. (1980). *Unemployment, employment and exports in British manufacturing: a non-clearing markets approach*. *European Economic Review* **13** .
- Neary, J. P. y Stiglitz, J. E. (1983). *Towards a reconstruction of Keynesian economics: Expectations and constrained equilibria*. *Quarterly Journal of Economics* **98**, Suplemento.
- Patinkin, D. (1956). *Money, Interest and Prices*. Harper, Nueva York. (2nd. ed., 1965)
- Pesaran, H. (1988) . *On the policy ineffectiveness proposition and a keynesian alternative: A rejoinder*. *The Economic Journal*, **98** (junio).
- Picard, P. (1983) . *Inflation and Growth in a disequilibrium*

- macroeconomic model . *Journal of Economic Theory*, **30**.
- Quandt, R. E. (1988) . *The Econometrics of Disequilibrium*.
Blackwell, Nueva York.
- Rush, M. y Waldo, D. (1988) . *On the policy ineffectiveness
proposition and a keynesian alternative*. *The Economic
Journal*, **98** (junio).
- Sneesens, H. R. (1981) . *Theory and estimation of
Macroeconomic Rationing Models*. Springer Verlag, Berlin
y Nueva York.
- Sneesens, H. R. (1983) . *A macroeconomic rationing model of
the Belgium Economy* . *European Economy Review* **20** .
- Sneesens, H. R. and Draze H. J. (1986) . *A discussion of
Belgium Unemployment, Combining Traditional Concepts
and Disequilibrium Econometrics*. *Economica* **53**,
Suplemento.
- Zaidi, I. M. (1988) *A rationing model of imports and the
balance of payments in developing countries:
theoretical framework and an application to the
Philippine economy*. *Applied Economics* **20** .

ANEXO : LISTADOS DE COMPUTADORAS

SYS - TSLS

Date: 1-01-1980 / Time: 0:11

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: PRUEBA2.SYS - 3 Equations

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) DFLPIB DGAM11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAI
A12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) LPERS(-1)

=====
Coefficients
=====

C(1)	-0.272642	C(2)	1.293762	C(4)	0.988201	C(7)	-0.131082
C(41)	1.159291	C(8)	3.143768	C(9)	2.523309	C(51)	-2.290549
C(11)	-0.061273	C(13)	1.594024	C(16)	0.647344	C(43)	0.915662
C(17)	1.310860	C(18)	0.204038	C(19)	0.003000	C(20)	-0.037784
C(33)	0.361016	C(23)	0.668205	C(45)	0.319212		

=====
Residual Covariance Matrix
=====

1,1	0.000374	1,2	-4.29D-05	1,3	3.11D-05	2,2	0.000619
2,3	2.16D-05	3,3	0.000103				

SYS - TSLS // Dependent Variable is DIFLCO

Date: 1-01-1980 / Time: 0:11

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: PRUEBA2.SYS - Equation 1 of 3

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) DFLPIB DGAM11 DGAM11(-1) T
RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) LPERS(-1)

DIFLCO=C(1)+C(2)*DFLPIB+C(4)*DGAM11+C(7)*DIFLCO(-1)+C(41)*DGAM11(-1)

=====
COEFFICIENT STD. ERROR T-STAT. 2-TAIL SIG.
=====

C(1)	-0.2726422	0.1587962	-1.7169319	0.098
C(2)	1.2937623	0.1115054	11.602691	0.000
C(4)	0.9882009	0.4951768	1.9956525	0.057
C(7)	-0.1310818	0.0845974	-1.5494786	0.134
C(41)	1.1592913	0.5108337	2.2694102	0.032

=====
R-squared 0.889822 Mean of dependent var 1.045772
Adjusted R-squared 0.872194 S.D. of dependent var 0.059228
S.E. of regression 0.021174 Sum of squared resid 0.011208
Durbin-Watson stat 1.285580 F-statistic 50.47660
=====

SYS - TSLS // Dependent Variable is LPERS

Date: 1-01-1980 / Time: 2:11

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM5.SYS - Equation 3 of 3

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB DGAM11 DGA
M11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) LINVSM

LPERS = C(17)+C(18)*LOFTOT(-1)-C(19)*T+C(20)*RPFTRI(-1)+C(13)*C(22)
GAMA12+C(23)(LPERS(-1)-C(13)*C(22)*GAMA12(-1))+C(71)*LINVSM

Convergence achieved after 8 iterations

```
=====
```

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(17)	1.7731960	1.8169987	0.9758928	0.340
C(18)	0.2104137	0.0499901	4.2091060	0.000
C(19)	0.0031809	0.0008927	3.5634061	0.002
C(20)	-0.0404695	0.0149049	-2.7151837	0.013
C(13)	1.2626570	0.1610277	7.8412429	0.000
C(22)	0.3276822	0.1353219	2.4215023	0.024
C(23)	0.6251239	0.1698560	3.6803163	0.001
C(71)	0.0016515	0.0057573	0.2868455	0.777

```
=====
```

R-squared	0.976420	Mean of dependent var	13.19394
Adjusted R-squared	0.968917	S.D. of dependent var	0.067437
S.E. of regression	0.011889	Sum of squared resid	0.003110
Durbin-Watson stat	2.105960	F-statistic	130.1393

```
=====
```

SYS - TSLS // Dependent Variable is LVALPR

Date: 1-01-1980 / Time: 0:12

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: PRUEBA2.SYS - Equation 2 of 3

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) DFLPIB DGAM11 DGAM11(-1) T
RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) LPERS(-1)

$LVALPR = C(8) + C(9) * LPERS + C(51) * LPERS(-1) + C(11) * RPFTRI + C(13) * GAMA12 + C(16) * LVALPR(-1) - C(43) * GAMA12(-1)$

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(8)	3.1437677	2.0447318	1.5374963	0.138
C(9)	2.5233093	0.4886595	5.1637373	0.000
C(51)	-2.2905486	0.4916860	-4.6585596	0.000
C(11)	-0.0612731	0.0435345	-1.4074619	0.173
C(13)	1.5940237	0.4064143	3.9221640	0.001
C(16)	0.6473445	0.1000814	6.4681811	0.000
C(43)	0.9156620	0.5201251	1.7604649	0.092

R-squared	0.938239	Mean of dependent var	17.38085
Adjusted R-squared	0.922127	S.D. of dependent var	0.101811
S.E. of regression	0.028411	Sum of squared resid	0.018565
Durbin-Watson stat	1.439688	F-statistic	58.23368

SYS - TSLS // Dependent Variable is LPERS

Date: 1-01-1980 / Time: 0:12

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: PRUEBA2.SYS - Equation 3 of 3

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) DFLPIB DGAM11 DGAM11(-1) T
RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) LPERS(-1)

$LPERS = C(17) + C(18) * LOFTOT(-1) - C(19) * T + C(20) * RPFTRI(-1) + C(33) * GAMA12 + C(23) * LPERS(-1) - C(45) * GAMA12(-1)$

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(17)	1.3108603	1.6725634	0.7837432	0.441
C(18)	0.2040385	0.0457331	4.4615016	0.000
C(19)	0.0030003	0.0009338	3.2128633	0.004
C(20)	-0.0377837	0.0154760	-2.4414393	0.023
C(33)	0.3610159	0.1855621	1.9455260	0.064
C(23)	0.6682052	0.1490621	4.4827300	0.000
C(45)	0.3192116	0.1908317	1.6727391	0.108

R-squared	0.976464	Mean of dependent var	13.19394
Adjusted R-squared	0.970324	S.D. of dependent var	0.067437
S.E. of regression	0.011617	Sum of squared resid	0.003104
Durbin-Watson stat	2.169336	F-statistic	159.0373

SYS - 3SLS

Date: 1-01-1980 / Time: 0:18

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: PRUEBA2.SYS - 3 Equations

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALFR(-1) DFLPIB DGAM11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAM A12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) LPERS(-1)

=====
Coefficients
=====

C(1)	-0.252314	C(2)	1.280541	C(4)	0.800512	C(7)	-0.136485
C(41)	1.212057	C(8)	2.905031	C(9)	2.392633	C(51)	-2.165779
C(11)	-0.064918	C(13)	1.612603	C(16)	0.665891	C(43)	1.062218
C(17)	1.656837	C(18)	0.206576	C(19)	0.003190	C(20)	-0.035517
C(33)	0.368840	C(23)	0.638980	C(45)	0.272328		

=====
Residual Covariance Matrix
=====

1,1	0.000377	1,2	-4.44D-05	1,3	5.25D-05	2,2	0.000617
2,3	3.22D-05	3,3	0.000104				

SYS - 3SLS // Dependent Variable is DIFLCO

Date: 1-01-1980 / Time: 0:18

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: PRUEBA2.SYS - Equation 1 of 3

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALFR(-1) DFLPIB DGAM11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) LPERS(-1)

DIFLCO=C(1)+C(2)*DFLPIB+C(4)*DGAM11+C(7)*DIFLCO(-1)+C(41)*DGAM11(-1)

=====

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(1)	-0.2523138	0.1437105	-1.7557093	0.091
C(2)	1.2805409	0.1007245	12.713300	0.000
C(4)	0.8005115	0.4459100	1.7952310	0.085
C(7)	-0.1364852	0.0767928	-1.7773187	0.088
C(41)	1.2120567	0.4604653	2.6322433	0.014

=====

R-squared	0.888736	Mean of dependent var	1.045772
Adjusted R-squared	0.870934	S.D. of dependent var	0.059228
S.E. of regression	0.021278	Sum of squared resid	0.011319
Durbin-Watson stat	1.327623	F-statistic	49.92273

=====

SYS - 3SLS // Dependent Variable is LVALPR

Date: 1-01-1980 / Time: 0:20

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: PRUEBA2.SYS - Equation 2 of 3

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) DFLPIB DGAM11 DGAM11(-1) T
RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) LPERS(-1)

$LVALPR = C(8) + C(9) * LPERS + C(51) * LPERS(-1) + C(11) * RPFTRI + C(13) * GAMA12 + C(16) * LVALPR(-1) - C(43) * GAMA12(-1)$

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(8)	2.9050308	1.7819394	1.6302636	0.117
C(9)	2.3926330	0.4263067	5.6124688	0.000
C(51)	-2.1657794	0.4288956	-5.0496658	0.000
C(11)	-0.0649176	0.0378495	-1.7151502	0.100
C(13)	1.6126034	0.3545002	4.5489491	0.000
C(16)	0.6658912	0.0871264	7.6428176	0.000
C(43)	1.0622176	0.4537025	2.3412207	0.028

R-squared	0.938455	Mean of dependent var	17.38085
Adjusted R-squared	0.922400	S.D. of dependent var	0.101811
S.E. of regression	0.028361	Sum of squared resid	0.018500
Durbin-Watson stat	1.461288	F-statistic	58.45207

SYS - 3SLS // Dependent Variable is LPERS

Date: 1-01-1980 / Time: 0:20

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: PRUEBA2.SYS - Equation 3 of 3

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) DFLPIB DGAM11 DGAM11(-1) T
RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) LPERS(-1)

$LPERS = C(17) + C(18) * LOFTOT(-1) - C(19) * T + C(20) * RPFTRI(-1) + C(33) * GAMA12 + C(23) * LPERS(-1) - C(45) * GAMA12(-1)$

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(17)	1.6568367	1.4424441	1.1486315	0.263
C(18)	0.2065763	0.0397310	5.1993804	0.000
C(19)	0.0031898	0.0008071	3.9520023	0.001
C(20)	-0.0355167	0.0133738	-2.6556876	0.014
C(33)	0.3688402	0.1605363	2.2975501	0.031
C(23)	0.6389801	0.1287378	4.9634212	0.000
C(45)	0.2723278	0.1650079	1.6503920	0.112

R-squared	0.976304	Mean of dependent var	13.19394
Adjusted R-squared	0.970122	S.D. of dependent var	0.067437
S.E. of regression	0.011657	Sum of squared resid	0.003125
Durbin-Watson stat	2.132883	F-statistic	157.9362

SYS - TSLS

Date: 1-01-1980 / Time: 0:46

SMPL range: 1980.2 - 1987.4

Number of observations: 31

System: SISTHEMA.SYS - 3 Equations

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPER(-1) DFLPIB LREMUN DGAM11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1)

Convergence achieved after 3 iterations

=====
Coefficients
=====

C(1)	-0.272939	C(2)	0.828110	C(4)	1.834622	C(7)	0.162554
C(8)	4.095692	C(9)	2.498483	C(51)	-2.335565	C(11)	-0.035410
C(13)	1.513679	C(16)	0.643584	C(17)	1.832410	C(18)	0.204654
C(19)	0.003344	C(20)	-0.041102	C(33)	0.406148	C(23)	0.628704

=====
Residual Covariance Matrix
=====

1,1	0.000971	1,2	7.46D-05	1,3	5.99D-05	2,2	0.000646
2,3	1.29D-05	3,3	0.000105				

SYS - TSLS // Dependent Variable is DIFLCO

Date: 1-01-1980 / Time: 0:46

SMPL range: 1980.2 - 1987.4

Number of observations: 31

System: SISTHEMA.SYS - Equation 1 of 3

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPER(-1) DFLPIB LREMUN DGA M11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1)

DIFLCO=C(1)+C(2)*DFLPIB+C(4)*DGAM11+C(7)*(DIFLCO(-1)-C(4)*DGAM11(-1))

Convergence achieved after 3 iterations

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(1)	-0.2729391	0.4533032	-0.6021114	0.552
C(2)	0.8281102	0.1295222	6.3935790	0.000
C(4)	1.8346216	0.7051833	2.6016235	0.015
C(7)	0.1625544	0.1186212	1.3703656	0.182

R-squared	0.878030	Mean of dependent var	4.936621
Adjusted R-squared	0.864478	S.D. of dependent var	0.090716
S.E. of regression	0.033396	Sum of squared resid	0.030112
Durbin-Watson stat	1.055741	F-statistic	64.78884

SYS - TSLS // Dependent Variable is LVALPR

Date: 1-01-1980 / Time: 0:47

SMPL range: 1980.2 - 1987.4

Number of observations: 31

System: SISTHEMA.SYS - Equation 2 of 3

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB LREMUN DGA

M11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1)

LVALPR=C(8)+C(9)*LPERS+C(51)*LPERS(-1)+C(11)*RPFTRI+C(13)*GAMA12+C(16)*(LVALPR(-1)-C(13)*GAMA12(-1))

Convergence achieved after 3 iterations

```
=====
              COEFFICIENT      STD. ERROR      T-STAT.      2-TAIL SIG.
=====
      C(8)          4.0956924          1.2905123          2.1664458          0.040
      C(9)          2.4984833          0.3810104          6.5575204          0.000
      C(51)         -2.3355654          0.4066379         -5.7436004          0.000
      C(11)         -0.0354098          0.0399187         -0.8892775          0.382
      C(13)          1.5136791          0.3562281          4.2491852          0.000
      C(16)          0.6435843          0.0920793          6.9894539          0.000
=====
R-squared              0.935432      Mean of dependent var      17.38403
Adjusted R-squared    0.922518      S.D. of dependent var      0.101653
S.E. of regression    0.028296      Sum of squared resid      0.020016
Durbin-Watson stat    1.479503      F-statistic                72.43771
=====
```

SYS - TSLS // Dependent Variable is LPERS

Date: 1-01-1980 / Time: 0:47

SMPL range: 1980.2 - 1987.4

Number of observations: 31

System: SISTHEMA.SYS - Equation 3 of 3

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB LREMUN DGA

M11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1)

LPERS = C(17)+C(18)*LOFTOT(-1)-C(19)*T+C(20)*RPFTRI(-1)+C(33)*GAMA12+C(23)*(LPERS(-1)-C(33)*GAMA12(-1))

Convergence achieved after 3 iterations

```
=====
              COEFFICIENT      STD. ERROR      T-STAT.      2-TAIL SIG.
=====
      C(17)          1.8324099          1.4581872          1.2566355          0.221
      C(18)          0.2046543          0.0445899          4.5897035          0.000
      C(19)          0.0033440          0.0007927          4.2187745          0.000
      C(20)         -0.0411017          0.0141551         -2.9036630          0.008
      C(33)          0.4061476          0.1450359          2.8003253          0.010
      C(23)          0.6287037          0.1328670          4.7318277          0.000
=====
R-squared              0.975787      Mean of dependent var      13.19541
Adjusted R-squared    0.970945      S.D. of dependent var      0.066812
S.E. of regression    0.011389      Sum of squared resid      0.003242
Durbin-Watson stat    2.075856      F-statistic                201.5045
=====
```

SYS - Iterative 3SLS

Date: 1-01-1980 / Time: 1:00

SMPL range: 1980.2 - 1987.4

Number of observations: 31

System: SISTHEMA.SYS - 3 Equations

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB LREMUN DGAM11 DGAM11
(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1)

Convergence achieved after 19 iterations

=====
Coefficients
=====

C(1)	-0.952842	C(2)	0.885300	C(4)	-0.368410	C(7)	0.235848
C(8)	3.865866	C(9)	2.643206	C(51)	-2.358203	C(11)	-0.045251
C(13)	1.385999	C(16)	0.564881	C(17)	5.462637	C(18)	0.230306
C(19)	0.005289	C(20)	-0.013845	C(33)	0.292982	C(23)	0.323165

=====
Residual Covariance Matrix
=====

1,1	0.001336	1,2	0.000258	1,3	0.000365	2,2	0.000691
2,3	6.39D-05	3,3	0.000161				

SYS - Iterative 3SLS // Dependent Variable is DIFLCO

Date: 1-01-1980 / Time: 1:00

SMPL range: 1980.2 - 1987.4

Number of observations: 31

System: SISTHEMA.SYS - Equation 1 of 3

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB LREMUN DGA
M11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1)

DIFLCO=C(1)+C(2)*DFLPIB+C(4)*DGAM11+C(7)*(DIFLCO(-1)-C(4)*DGAM11(-1)
)

Convergence achieved after 19 iterations

=====
COEFFICIENT STD. ERROR T-STAT. 2-TAIL SIG.
=====

C(1)	-0.9528420	0.4458574	-2.1371002	0.042
C(2)	0.8852998	0.1073292	8.2484547	0.000
C(4)	-0.3684097	0.5122672	-0.7191747	0.478
C(7)	0.2358479	0.0936102	2.5194675	0.018

=====
R-squared 0.832182 Mean of dependent var 4.936621
Adjusted R-squared 0.813536 S.D. of dependent var 0.090716
S.E. of regression 0.039173 Sum of squared resid 0.041431
Durbin-Watson stat 1.319937 F-statistic 44.62964
=====

SYS - Iterative 3SLS // Dependent Variable is LVALPR

Date: 1-01-1980 / Time: 1:09

SMPL range: 1980.2 - 1987.4

Number of observations: 31

System: SISTHEMA.SYS - Equation 2 of 3

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB LREMUN DGA

M11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1)

LVALPR=C(8)+C(9)*LPERS+C(51)*LPERS(-1)+C(11)*RPFTRI+C(13)*GAMA12+C(16)*(LVALPR(-1)-C(13)*GAMA12(-1))

Convergence achieved after 19 iterations

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(8)	3.8658662	1.6975638	2.2773025	0.032
C(9)	2.6432063	0.3363217	7.8591605	0.000
C(51)	-2.3582033	0.3586191	-6.5757883	0.000
C(11)	-0.0452510	0.0357759	-1.2648479	0.218
C(13)	1.3059993	0.3276827	4.2296995	0.000
C(16)	0.5648814	0.0820844	6.8817158	0.000

R-squared	0.930912	Mean of dependent var	17.38403
Adjusted R-squared	0.917095	S.D. of dependent var	0.101653
S.E. of regression	0.029269	Sum of squared resid	0.021417
Durbin-Watson stat	1.291512	F-statistic	67.37158

SYS - Iterative 3SLS // Dependent Variable is LPERS

Date: 1-01-1980 / Time: 1:09

SMPL range: 1980.2 - 1987.4

Number of observations: 31

System: SISTHEMA.SYS - Equation 3 of 3

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB LREMUN DGA

M11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1)

LPERS = C(17)+C(18)*LOFTOT(-1)-C(19)*T+C(20)*RPFTRI(-1)+C(33)*GAMA12+C(23)*(LPERS(-1)-C(33)*GAMA12(-1))

Convergence achieved after 19 iterations

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(17)	5.4626366	1.1167526	4.8915370	0.000
C(18)	0.2303065	0.0347415	6.6291517	0.000
C(19)	0.0052887	0.0005818	9.0899297	0.000
C(20)	-0.0138454	0.0098775	-1.4017109	0.173
C(33)	0.2929824	0.1160452	2.5247265	0.018
C(23)	0.3231646	0.0953796	3.3881936	0.002

R-squared	0.962622	Mean of dependent var	13.19541
Adjusted R-squared	0.955146	S.D. of dependent var	0.066812
S.E. of regression	0.014150	Sum of squared resid	0.005006
Durbin-Watson stat	1.599815	F-statistic	128.7686

SYS - LS
 Date: 1-01-1980 / Time: 2:51
 SMPL range: 1980.3 - 1987.4
 Number of observations: 30
 System: SISTHEM2.SYS - 4 Equations
 Convergence achieved after 8 iterations

=====
 Coefficients
 =====

C(1)	-0.296576	C(2)	0.904504	C(4)	1.679104	C(7)	0.085633
C(8)	2.986224	C(9)	2.363527	C(51)	-2.145550	C(11)	-0.060087
C(13)	1.568839	C(16)	0.667590	C(17)	1.514677	C(18)	0.205396
C(19)	0.003122	C(20)	-0.039924	C(22)	0.254104	C(23)	0.651473
C(24)	0.142173	C(25)	-0.023011	C(26)	-0.430918	C(27)	0.999231

=====

=====
 Residual Covariance Matrix
 =====

1,1	0.000908	1,2	4.57D-05	1,3	7.63D-05	1,4	-6.48D-06
2,2	0.000616	2,3	3.65D-05	2,4	-4.88D-05	3,3	0.000104
3,4	2.78D-05	4,4	0.000142				

=====

SYS - LS // Dependent Variable is DIFLCO
 Date: 1-01-1980 / Time: 2:51
 SMPL range: 1980.3 - 1987.4
 Number of observations: 30
 System: SISTHEM2.SYS - Equation 1 of 4
 DIFLCO=C(1)+C(2)*DFLPB+C(4)*DGAM11+C(7)*(DIFLCO(-1)+C(4)*DGAM11(-1)
)
 Convergence achieved after 8 iterations

=====
 COEFFICIENT STD. ERROR T-STAT. 2-TAIL SIG.
 =====

C(1)	-0.2965755	0.4447591	-0.6668228	0.511
C(2)	0.9045038	0.1141534	7.9235835	0.000
C(4)	1.6791036	0.6277667	2.6747255	0.013
C(7)	0.0856326	0.0908623	0.9424440	0.355

=====

R-squared	0.889626	Mean of dependent var	4.936722
Adjusted R-squared	0.876891	S.D. of dependent var	0.092265
S.E. of regression	0.032373	Sum of squared resid	0.027249
Durbin-Watson stat	0.870820	F-statistic	69.85422

=====

SYS - LS // Dependent Variable is LVALPR

Date: 1-01-1980 / Time: 2:52

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM2.SYS - Equation 2 of 4

LVALPR=C(8)+C(9)*LPERs+C(51)*LPERs(-1)+C(11)*RPFTRI+C(13)*GAMA12+C(16)*(LVALPR(-1)-C(13)*GAMA12(-1))

Convergence achieved after 8 iterations

```
=====
```

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(8)	2.9862239	1.9461335	1.5344394	0.138
C(9)	2.3635271	0.3553077	6.6520564	0.000
C(51)	-2.1455496	0.3766373	-5.6965929	0.000
C(11)	-0.0600866	0.0414001	-1.4513646	0.160
C(13)	1.5688393	0.3447367	4.5508338	0.000
C(16)	0.6675898	0.0886697	7.5289522	0.000

```
=====
```

R-squared	0.938557	Mean of dependent var	17.38085
Adjusted R-squared	0.925756	S.D. of dependent var	0.101811
S.E. of regression	0.027741	Sum of squared resid	0.018470
Durbin-Watson stat	1.472423	F-statistic	73.32130

```
=====
```

SYS - LS // Dependent Variable is LPERs

Date: 1-01-1980 / Time: 2:52

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM2.SYS - Equation 3 of 4

LPERs = C(17)+C(18)*LOFTOT(-1)-C(19)*T+C(20)*RPFTRI(-1)+C(13)*C(22)*GAMA12+C(23)*(LPERs(-1)-C(13)*C(22)*GAMA12(-1))

Convergence achieved after 8 iterations

```
=====
```

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(17)	1.5146773	1.5233925	0.9942791	0.330
C(18)	0.2053961	0.0455300	4.5112221	0.000
C(19)	0.0031216	0.0008412	3.7108136	0.001
C(20)	-0.0399235	0.0145602	-2.7419654	0.012
C(13)	1.5688393	0.1447746	10.836425	0.000
C(22)	0.2541036	0.0963959	2.6360408	0.015
C(23)	0.6514734	0.1374154	4.7409062	0.000

```
=====
```

R-squared	0.976330	Mean of dependent var	13.19394
Adjusted R-squared	0.970156	S.D. of dependent var	0.067437
S.E. of regression	0.011650	Sum of squared resid	0.003122
Durbin-Watson stat	2.143231	F-statistic	158.1180

```
=====
```

SYS - LS // Dependent Variable is DPERS

Date: 1-01-1990 / Time: 2:53

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM2.SYS - Equation 4 of 4

DPERS=C(24)+C(25)*DREMUN-C(4)*C(26)*DGAM11+C(27)*(DPERS(-1)+C(4)*C(26)*DGAM11(-1))

Convergence achieved after 8 iterations

```
=====
```

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(24)	0.1421731	0.6409541	0.2218148	0.826
C(25)	-0.0230112	0.0334885	-0.6871369	0.498
C(4)	1.6791036	0.2533129	6.6285746	0.000
C(26)	-0.4309184	0.1653226	-2.6065302	0.015
C(27)	0.9992313	0.1506334	6.6335319	0.000

```
=====
```

R-squared	0.847423	Mean of dependent var	5.274908
Adjusted R-squared	0.823010	S.D. of dependent var	0.031051
S.E. of regression	0.013063	Sum of squared resid	0.004266
Durbin-Watson stat	1.604093	F-statistic	34.71285

```
=====
```

SYS - TSLS

Date: 1-01-1980 / Time: 3:07

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM2.SYS - 4 Equations

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB DREMUN DGAM11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) DPERS(-1)

Convergence achieved after 8 iterations

=====
Coefficients
=====

C(1)	-0.296777	C(2)	0.904614	C(4)	1.679131	C(7)	0.085554
C(8)	3.164202	C(9)	2.556710	C(51)	-2.322551	C(11)	-0.056921
C(13)	1.528734	C(16)	0.644853	C(17)	1.517661	C(18)	0.205421
C(19)	0.003123	C(20)	-0.039904	C(22)	0.260866	C(23)	0.651218
C(24)	0.143863	C(25)	-0.022938	C(26)	-0.430806	C(27)	0.998826

=====
Residual Covariance Matrix
=====

1,1	0.000908	1,2	5.49D-05	1,3	7.63D-05	1,4	-6.54D-06
2,2	0.000623	2,3	1.96D-05	2,4	-7.28D-05	3,3	0.000104
3,4	2.78D-05	4,4	0.000142				

SYS - TSLS // Dependent Variable is DIFLCO

Date: 1-01-1980 / Time: 3:07

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM2.SYS - Equation 1 of 4

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB DREMUN DGA M11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) DPERS(-1)

DIFLCO=C(1)+C(2)*DFLPIB+C(4)*DGAM11+C(7)*(DIFLCO(-1)+C(4)*DGAM11(-1))

Convergence achieved after 8 iterations

=====
COEFFICIENT STD. ERROR T-STAT. 2-TAIL SIG.
=====

C(1)	-0.2967775	0.4447479	-0.6672937	0.510
C(2)	0.9046141	0.1141546	7.9244614	0.000
C(4)	1.6791307	0.6277902	2.6746684	0.013
C(7)	0.0855543	0.0908637	0.9415678	0.355

=====
R-squared 0.889626 Mean of dependent var 4.936722
Adjusted R-squared 0.876890 S.D. of dependent var 0.092265
S.E. of regression 0.032373 Sum of squared resid 0.027249
Durbin-Watson stat 0.870514 F-statistic 69.85421
=====

SYS - TSLS // Dependent Variable is LVALPR

Date: 1-01-1980 / Time: 3:09

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM2.SYS - Equation 2 of 4

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB DREMUN DGA
M11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) DPER
S(-1)

$LVALPR = C(8) + C(9) * LPERS + C(51) * LPERS(-1) + C(11) * RPFTRI + C(13) * GAMA12 + C(16) * (LVALPR(-1) - C(13) * GAMA12(-1))$

Convergence achieved after 8 iterations

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(8)	3.1642020	1.9587169	1.6154463	0.119
C(9)	2.5567104	0.3853490	6.6347918	0.000
C(51)	-2.3225510	0.4006009	-5.7976685	0.000
C(11)	-0.0569210	0.0417246	-1.3642076	0.185
C(13)	1.5287337	0.3510627	4.3545890	0.000
C(16)	0.6448529	0.0908810	7.0955773	0.000

R-squared	0.937796	Mean of dependent var	17.38085
Adjusted R-squared	0.924837	S.D. of dependent var	0.101811
S.E. of regression	0.027912	Sum of squared resid	0.018698
Durbin-Watson stat	1.426710	F-statistic	72.36552

SYS - TSLS // Dependent Variable is LPERS

Date: 1-01-1980 / Time: 3:10

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM2.SYS - Equation 3 of 4

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB DREMUN DGA
M11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) DPER
S(-1)

$LPERS = C(17) + C(18) * LOFTOT(-1) - C(19) * T + C(20) * RPFTRI(-1) + C(13) * C(22) * GAMA12 + C(23) * (LPERS(-1) - C(13) * C(22) * GAMA12(-1))$

Convergence achieved after 8 iterations

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(17)	1.5176613	1.5220766	0.9970991	0.329
C(18)	0.2054212	0.0455611	4.5087009	0.000
C(19)	0.0031230	0.0008411	3.7131352	0.001
C(20)	-0.0399043	0.0145544	-2.7417427	0.012
C(13)	1.5287337	0.1465266	10.433146	0.000
C(22)	0.2608659	0.0991145	2.6319641	0.015
C(23)	0.6512176	0.1373612	4.7409145	0.000

R-squared	0.976330	Mean of dependent var	13.19394
Adjusted R-squared	0.970156	S.D. of dependent var	0.067437
S.E. of regression	0.011650	Sum of squared resid	0.003122
Durbin-Watson stat	2.143282	F-statistic	158.1179

SYS - TSLS // Dependent Variable is DPERS

Date: 1-01-1980 / Time: 3:11

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM2.SYS - Equation 4 of 4

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALFR(-1) LPERS(-1) DFLPIB DREMUN DGA
M11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) DPER
S(-1)

DPERS=C(24)+C(25)*DREMUN-C(4)*C(26)*DGAM11+C(27)*(DPERS(-1)+C(4)*C(2
6)*DGAM11(-1))

Convergence achieved after 8 iterations

```
=====
```

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(24)	0.1438630	0.6411644	0.2243778	0.824
C(25)	-0.0229377	0.0335007	-0.6846918	0.500
C(4)	1.6791307	0.2533224	6.6284322	0.000
C(26)	-0.4308056	0.1653440	-2.6055117	0.015
C(27)	0.9988262	0.1506905	6.6283271	0.000

```
=====
```

R-squared	0.847423	Mean of dependent var	5.274908
Adjusted R-squared	0.823010	S.D. of dependent var	0.031051
S.E. of regression	0.013063	Sum of squared resid	0.004266
Durbin-Watson stat	1.603857	F-statistic	34.71284

```
=====
```

SYS - Iterative 3SLS

Date: 1-01-1980 / Time: 3:26

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM3.SYS - 3 Equations

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB DREMUN DGAM11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) DPERS(-1)

Convergence achieved after 15 iterations

=====
Coefficients
=====

C(1)	-0.627472	C(2)	0.857729	C(4)	0.473946	C(7)	0.201300
C(8)	2.902463	C(9)	2.555884	C(51)	-2.249924	C(11)	-0.066242
C(13)	1.485166	C(16)	0.606105	C(17)	4.331013	C(18)	0.221616
C(19)	0.004587	C(20)	-0.019134	C(22)	0.206866	C(23)	0.418767

=====
Residual Covariance Matrix
=====

1,1	0.001060	1,2	0.000133	1,3	0.000261	2,2	0.000633
2,3	4.64D-05	3,3	0.000136				

SYS - Iterative 3SLS // Dependent Variable is DIFLCO

Date: 1-01-1980 / Time: 3:27

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM3.SYS - Equation 1 of 3

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB DREMUN DGA M11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) DPER S(-1)

DIFLCO=C(1)+C(2)*DFLPIB+C(4)*DGAM11+C(7)*(DIFLCO(-1)+C(4)*DGAM11(-1))

Convergence achieved after 15 iterations

=====
COEFFICIENT STD. ERROR T-STAT. 2-TAIL SIG.
=====

C(1)	-0.6274715	0.4219190	-1.4871847	0.149
C(2)	0.8577293	0.1048263	8.1823837	0.000
C(4)	0.4739455	0.4564658	1.0382936	0.309
C(7)	0.2013004	0.0913854	2.2027637	0.037

=====
R-squared 0.871245 Mean of dependent var 4.936722
Adjusted R-squared 0.856389 S.D. of dependent var 0.092265
S.E. of regression 0.034965 Sum of squared resid 0.031786
Durbin-Watson stat 1.299563 F-statistic 58.64474
=====

SYS - Iterative 3SLS // Dependent Variable is LVALPR

Date: 1-01-1980 / Time: 3:27

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM3.SYS - Equation 2 of 3

Instrument list: C DIFLCD(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB DREMUN DGA
M11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) DPER
S(-1)

$LVALPR = C(8) + C(9) * LPERS + C(51) * LPERS(-1) + C(11) * RPFTRI + C(13) * GAMA12 + C(16) * (LVALPR(-1) - C(13) * GAMA12(-1))$

Convergence achieved after 15 iterations

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(8)	2.9024627	1.7434241	1.6648059	0.109
C(9)	2.5558844	0.3403702	7.5091313	0.000
C(51)	-2.2499240	0.3534107	-6.3663148	0.000
C(11)	-0.0662425	0.0371536	-1.7829383	0.087
C(13)	1.4851659	0.3168678	4.6870204	0.000
C(16)	0.6061048	0.0806958	7.5109804	0.000
R-squared	0.936805	Mean of dependent var	17.38085	
Adjusted R-squared	0.923640	S.D. of dependent var	0.101811	
S.E. of regression	0.028134	Sum of squared resid	0.018996	
Durbin-Watson stat	1.335572	F-statistic	71.15574	

SYS - Iterative 3SLS // Dependent Variable is LPERS

Date: 1-01-1980 / Time: 3:28

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM3.SYS - Equation 3 of 3

Instrument list: C DIFLCD(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB DREMUN DGA
M11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) DPER
S(-1)

$LPERS = C(17) + C(18) * LOFTOT(-1) - C(19) * T + C(20) * RPFTRI(-1) + C(13) * C(22) * GAMA12 + C(23) * (LPERS(-1) - C(13) * C(22) * GAMA12(-1))$

Convergence achieved after 15 iterations

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(17)	4.3310130	1.2119129	3.5736998	0.002
C(18)	0.2216156	0.0358720	6.1779525	0.000
C(19)	0.0045870	0.0006535	7.0186664	0.000
C(20)	-0.0191341	0.0106957	-1.7889532	0.087
C(13)	1.4851659	0.3168678	4.6870204	0.000
C(22)	0.2068660	0.0895278	2.3106351	0.030
C(23)	0.4187666	0.1050246	3.9873214	0.001
R-squared	0.969077	Mean of dependent var	13.19394	
Adjusted R-squared	0.961010	S.D. of dependent var	0.067437	
S.E. of regression	0.013316	Sum of squared resid	0.004078	
Durbin-Watson stat	1.789042	F-statistic	120.1314	

SYS - TSLS

Date: 1-01-1980 / Time: 3:45

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM3.SYS - 3 Equations

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB DREMUN DGAM11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) DPERS(-1)

Convergence achieved after 6 iterations

=====
Coefficients
=====

C(1)	-0.348660	C(2)	1.247400	C(4)	1.225767	C(7)	-0.009121
C(8)	3.090319	C(9)	2.469412	C(51)	-2.243231	C(11)	-0.058223
C(13)	1.546196	C(16)	0.655246	C(17)	1.535485	C(18)	0.205655
C(19)	0.003132	C(20)	-0.039798	C(22)	0.258444	C(23)	0.649592

=====
Residual Covariance Matrix
=====

1,1	0.000454	1,2	-3.65D-05	1,3	1.97D-05	2,2	0.000618
2,3	2.72D-05	3,3	0.000104				

SYS - TSLS // Dependent Variable is DIFLCO

Date: 1-01-1980 / Time: 3:46

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM3.SYS - Equation 1 of 3

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB DREMUN DGA M11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) DPER S(-1)

DIFLCO=C(1)+C(2)*DFLPIB+C(4)*DGAM11+C(7)*(DIFLCO(-1)+C(4)*DGAM11(-1))

Convergence achieved after 6 iterations

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(1)	-0.3486605	0.1679505	-2.0759722	0.048
C(2)	1.2474002	0.1185928	10.518343	0.000
C(4)	1.2257669	0.5237234	2.3404854	0.027
C(7)	-0.0091206	0.0716412	-0.1273091	0.900

R-squared	0.866103	Mean of dependent var	1.045772
Adjusted R-squared	0.850653	S.D. of dependent var	0.059228
S.E. of regression	0.022889	Sum of squared resid	0.013621
Durbin-Watson stat	1.463273	F-statistic	56.05961

SYS - TSLS // Dependent Variable is LVALPR

Date: 1-01-1980 / Time: 3:46

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

SYS - TSLS // Dependent Variable is LVALPR

Date: 1-01-1980 / Time: 3:47

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM3.SYS - Equation 2 of 3

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB DREMUN DGA
M11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) DPER
S(-1)

LVALPR=C(8)+C(9)*LPERS+C(51)*LPERS(-1)+C(11)*RPFTRI+C(13)*GAMA12+C(16)*(LVALPR(-1)-C(13)*GAMA12(-1))

Convergence achieved after 6 iterations

```
=====
```

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(8)	3.0903191	1.9494825	1.5851998	0.126
C(9)	2.4694121	0.3786003	6.5224772	0.000
C(51)	-2.2432308	0.3945438	-5.6856320	0.000
C(11)	-0.0582227	0.0414948	-1.4031316	0.173
C(13)	1.5461963	0.3478963	4.4444167	0.000
C(16)	0.6552465	0.0902159	7.2630920	0.000

```
=====
```

R-squared	0.938329	Mean of dependent var	17.38085
Adjusted R-squared	0.925481	S.D. of dependent var	0.101811
S.E. of regression	0.027792	Sum of squared resid	0.018538
Durbin-Watson stat	1.448273	F-statistic	73.03237

```
=====
```

SYS - TSLS // Dependent Variable is LPERS

Date: 1-01-1980 / Time: 3:47

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM3.SYS - Equation 3 of 3

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB DREMUN DGA
M11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) DPER
S(-1)

LPERS = C(17)+C(18)*LOFTOT(-1)-C(19)*T+C(20)*RPFTRI(-1)+C(13)*C(22)
GAMA12+C(23)(LPERS(-1)-C(13)*C(22)*GAMA12(-1))

Convergence achieved after 6 iterations

```
=====
```

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(17)	1.5354845	1.5258293	1.0063278	0.325
C(18)	0.2056555	0.0456051	4.5094853	0.000
C(19)	0.0031321	0.0008433	3.7141816	0.001
C(20)	-0.0397985	0.0145602	-2.7333716	0.012
C(13)	1.5461963	0.1458317	10.602604	0.000
C(22)	0.2584436	0.0980679	2.6353526	0.015
C(23)	0.6495920	0.1377563	4.7155162	0.000

```
=====
```

R-squared	0.976330	Mean of dependent var	13.19394
Adjusted R-squared	0.970155	S.D. of dependent var	0.067437
S.E. of regression	0.011650	Sum of squared resid	0.003122
Durbin-Watson stat	2.144093	F-statistic	158.1166

```
=====
```

SYS - TSLS

Date: 1-01-1980 / Time: 2:34

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM4.SYS - 3 Equations

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPERs(-1) DFLPIB DGAM11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) LINVSM

Convergence achieved after 5 iterations

=====
Coefficients
=====

C(1)	-0.335156	C(2)	0.874379	C(4)	1.861690	C(7)	0.125681
C(8)	0.494525	C(9)	2.661400	C(51)	-2.113849	C(61)	-0.035777
C(11)	-0.010421	C(13)	1.249779	C(16)	0.573025	C(17)	1.502219
C(18)	0.205101	C(19)	0.003114	C(20)	-0.039985	C(22)	0.318459
C(23)	0.652761						

=====
Residual Covariance Matrix
=====

1,1	0.000899	1,2	9.46D-05	1,3	6.30D-05	2,2	0.000473
2,3	2.05D-05	3,3	0.000104				

SYS - TSLS // Dependent Variable is DIFLCO

Date: 1-01-1980 / Time: 2:34

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM4.SYS - Equation 1 of 3

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPERs(-1) DFLPIB DGAM11 DGA M11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) LINVSM

DIFLCO=C(1)+C(2)*DFLPIB+C(4)*DGAM11+C(7)*(DIFLCO(-1)-C(4)*DGAM11(-1))

Convergence achieved after 5 iterations

=====
COEFFICIENT STD. ERROR T-STAT. 2-TAIL SIG.
=====

C(1)	-0.3351559	0.4399933	-0.7617295	0.453
C(2)	0.8743792	0.1275855	6.8532805	0.000
C(4)	1.8616896	0.6699833	2.7787105	0.010
C(7)	0.1256810	0.1163893	1.0798325	0.290

=====
R-squared 0.890761 Mean of dependent var 4.936722
Adjusted R-squared 0.878156 S.D. of dependent var 0.092265
S.E. of regression 0.032206 Sum of squared resid 0.026968
Durbin-Watson stat 0.968646 F-statistic 70.66976
=====

SYS - TSLS // Dependent Variable is LVALPR

Date: 1-01-1980 / Time: 2:35

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM4.SYS - Equation 2 of 3

Instrument list: C DIFLCD(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB DGAM11 DGA
M11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) LINVSM

LVALPR=C(8)+C(9)*LPERS+C(51)*LPERS(-1)+C(61)*LINVSM+C(11)*RPFTRI+C(13)*GAMA12+C(16)*(LVALPR(-1)-C(13)*GAMA12(-1))

Convergence achieved after 5 iterations

```
=====
```

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(8)	0.4945247	1.9836523	0.2493001	0.805
C(9)	2.6614000	0.3403380	7.8198740	0.000
C(51)	-2.1138493	0.3597403	-5.8760428	0.000
C(61)	-0.0357772	0.0129122	-2.7708027	0.011
C(11)	-0.0104206	0.0410305	-0.2539732	0.802
C(13)	1.2497793	0.3372386	3.7059199	0.001
C(16)	0.5730255	0.0839865	6.8228322	0.000

```
=====
```

R-squared	0.952776	Mean of dependent var	17.38085
Adjusted R-squared	0.940457	S.D. of dependent var	0.101811
S.E. of regression	0.024843	Sum of squared resid	0.014195
Durbin-Watson stat	1.722015	F-statistic	77.34013

```
=====
```

SYS - TSLS // Dependent Variable is LPERS

Date: 1-01-1980 / Time: 2:35

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM4.SYS - Equation 3 of 3

Instrument list: C DIFLCD(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB DGAM11 DGA
M11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) LINVSM

LPERS = C(17)+C(18)*LOFTOT(-1)-C(19)*T+C(20)*RPFTRI(-1)+C(13)*C(22)*GAMA12+C(23)*(LPERS(-1)-C(13)*C(22)*GAMA12(-1))

Convergence achieved after 5 iterations

```
=====
```

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(17)	1.5022188	1.5209456	0.9876874	0.334
C(18)	0.2051015	0.0455478	4.5029968	0.000
C(19)	0.0031141	0.0008404	3.7054226	0.001
C(20)	-0.0399853	0.0145521	-2.7477323	0.011
C(13)	1.2497793	0.1581452	7.9027328	0.000
C(22)	0.3184588	0.1240229	2.5677429	0.017
C(23)	0.6527610	0.1372418	4.7562854	0.000

```
=====
```

R-squared	0.976330	Mean of dependent var	13.19394
Adjusted R-squared	0.970156	S.D. of dependent var	0.067433
S.E. of regression	0.0141871	Sum of squared resid	0.003123
Durbin-Watson stat	2.141871	F-statistic	159.1123

```
=====
```

SYS - Iterative 3SLS

Date: 1-01-1980 / Time: 4:38

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM3.SYS - 3 Equations

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB DREMUN DGAM11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) DPERS(-1)

Convergence achieved after 58 iterations

=====
Coefficients
=====

C(1)	-0.275397	C(2)	1.173144	C(4)	0.158222	C(7)	-0.000601
C(8)	2.804068	C(9)	2.372655	C(51)	-2.116818	C(11)	-0.065262
C(13)	1.556838	C(16)	0.649720	C(17)	2.848825	C(18)	0.232529
C(19)	0.003883	C(20)	-0.022120	C(22)	0.179517	C(23)	0.517644

=====
Residual Covariance Matrix
=====

1,1	0.000578	1,2	3.52D-05	1,3	0.000166	2,2	0.000618
2,3	3.64D-05	3,3	0.000123				

SYS - Iterative 3SLS // Dependent Variable is DIFLCO

Date: 1-01-1980 / Time: 4:38

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM3.SYS - Equation 1 of 3

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB DREMUN DGA M11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) DPER S(-1)

DIFLCO=C(1)+C(2)*DFLPIB+C(4)*DGAM11+C(7)*(DIFLCO(-1)+C(4)*DGAM11(-1))

Convergence achieved after 58 iterations

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(1)	-0.2753972	0.1567659	-1.7567413	0.091
C(2)	1.1731440	0.1052356	11.147785	0.000
C(4)	0.1582220	0.4422054	0.3578021	0.723
C(7)	-0.0006007	0.0765613	-0.0078454	0.994

R-squared	0.829491	Mean of dependent var	1.045772
Adjusted R-squared	0.809817	S.D. of dependent var	0.059228
S.E. of regression	0.025829	Sum of squared resid	0.017346
Durbin-Watson stat	1.702067	F-statistic	42.16166

SYS - Iterative 3SLS // Dependent Variable is LVALPR

Date: 1-01-1980 / Time: 4:38

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM3.SYS - Equation 2 of 3

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB DREMUN DGA
M11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) DPER
S(-1)

$LVALPR = C(8) + C(9) * LPERS + C(51) * LPERS(-1) + C(11) * RPFTRI + C(13) * GAMA12 + C(16) * (LVALPR(-1) - C(13) * GAMA12(-1))$

Convergence achieved after 58 iterations

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(8)	2.8040683	1.7335202	1.6175573	0.119
C(9)	2.3726545	0.3368047	7.0446006	0.000
C(51)	-2.1168175	0.3503852	-6.0414006	0.000
C(11)	-0.0652622	0.0368492	-1.7710613	0.089
C(13)	1.5568384	0.3110033	5.0058584	0.000
C(16)	0.6497199	0.0802442	8.0967865	0.000

R-squared	0.938372	Mean of dependent var	17.38085
Adjusted R-squared	0.925533	S.D. of dependent var	0.101811
S.E. of regression	0.027783	Sum of squared resid	0.018525
Durbin-Watson stat	1.427414	F-statistic	73.08660

SYS - Iterative 3SLS // Dependent Variable is LPERS

Date: 1-01-1980 / Time: 4:39

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM3.SYS - Equation 3 of 3

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB DREMUN DGA
M11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) DPER
S(-1)

$LPERS = C(17) + C(18) * LOFTOT(-1) - C(19) * T + C(20) * RPFTRI(-1) + C(13) * C(22) * GAMA12 + C(23) * (LPERS(-1) - C(13) * C(22) * GAMA12(-1))$

Convergence achieved after 58 iterations

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(17)	2.8488247	1.1261622	2.5296753	0.019
C(18)	0.2325286	0.0380298	6.1143712	0.000
C(19)	0.0038834	0.0006429	6.0402146	0.000
C(20)	-0.0221202	0.0110365	-2.0042773	0.057
C(13)	1.5568384	0.3110033	5.0058584	0.000
C(22)	0.1795174	0.0799213	2.2461758	0.035
C(23)	0.5176439	0.1027729	5.0367733	0.000

R-squared	0.971952	Mean of dependent var	13.19394
Adjusted R-squared	0.964636	S.D. of dependent var	0.067437
S.E. of regression	0.012682	Sum of squared resid	0.003699
Durbin-Watson stat	2.129162	F-statistic	132.8392

SYS - Iterative 3SLS

Date: 1-01-1980 / Time: 3:45

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM4.SYS - 3 Equations

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPER(-1) DFLPIB DGAM11 DGAM11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) LINVSM

Convergence achieved after 32 iterations

=====
Coefficients
=====

C(1)	-0.276279	C(2)	1.125513	C(4)	-0.326707	C(7)	0.051005
C(8)	-0.055095	C(9)	2.635497	C(51)	-1.951488	C(61)	-0.044008
C(11)	0.006598	C(13)	0.911306	C(16)	0.503465	C(17)	3.012549
C(18)	0.254616	C(19)	0.004117	C(20)	-0.018543	C(22)	0.224317
C(23)	0.479222						

=====
Residual Covariance Matrix
=====

1,1	0.000778	1,2	0.000277	1,3	0.000257	2,2	0.000521
2,3	8.75D-05	3,3	0.000143				

SYS - Iterative 3SLS // Dependent Variable is DIFLCO

Date: 1-01-1980 / Time: 3:45

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM4.SYS - Equation 1 of 3

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPER(-1) DFLPIB DGAM11 DGA M11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) LINVSM

DIFLCO=C(1)+C(2)*DFLPIB+C(4)*DGAM11+C(7)*(DIFLCO(-1)-C(4)*DGAM11(-1))

Convergence achieved after 32 iterations

=====
COEFFICIENT STD. ERROR T-STAT. 2-TAIL SIG.
=====

C(1)	-0.2762791	0.1542169	-1.7914973	0.085
C(2)	1.1255129	0.1002893	11.222663	0.000
C(4)	-0.3267070	0.4085896	-0.7995969	0.431
C(7)	0.0510050	0.0780821	0.6532227	0.519

=====
R-squared 0.770585 Mean of dependent var 1.045772
Adjusted R-squared 0.744114 S.D. of dependent var 0.059228
S.E. of regression 0.029961 Sum of squared resid 0.023338
Durbin-Watson stat 2.079177 F-statistic 29.11064
=====

SYS - Iterative 3SLS // Dependent Variable is LVALPR

Date: 1-01-1980 / Time: 3:46

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM4.SYS - Equation 2 of 3

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB DGAM11 DGA
M11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) LINVSM

LVALPR=C(8)+C(9)*LPERS+C(51)*LPERS(-1)+C(61)*LINVSM+C(11)*RPFTRI+C(13)*GAMA12+C(16)*(LVALPR(-1)-C(13)*GAMA12(-1))

Convergence achieved after 32 iterations

```
=====
```

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(8)	-0.0550953	1.6668916	-0.0330527	0.974
C(9)	2.6354967	0.2775497	9.4955830	0.000
C(51)	-1.9514883	0.2979951	-6.5487270	0.000
C(61)	-0.0440082	0.0109164	-4.0313843	0.001
C(11)	0.0065982	0.0343293	0.1922021	0.849
C(13)	0.9113060	0.2916191	3.1249874	0.005
C(16)	0.5034649	0.0684639	7.3537247	0.000

```
=====
```

R-squared	0.947965	Mean of dependent var	17.38085
Adjusted R-squared	0.934390	S.D. of dependent var	0.101811
S.E. of regression	0.026078	Sum of squared resid	0.015642
Durbin-Watson stat	1.833963	F-statistic	69.83457

```
=====
```

SYS - Iterative 3SLS // Dependent Variable is LPERS

Date: 1-01-1980 / Time: 3:47

SMPL range: 1980.3 - 1987.4

Number of observations: 30

System: SISTHEM4.SYS - Equation 3 of 3

Instrument list: C DIFLCO(-1) LVALPR(-1) LPERS(-1) DFLPIB DGAM11 DGA
M11(-1) T RPFTRI GAMA12 GAMA12(-1) LOFTOT(-1) RPFTRI(-1) LINVSM

LPERS = C(17)+C(18)*LOFTOT(-1)-C(19)*T+C(20)*RPFTRI(-1)+C(13)*C(22)*GAMA12+C(23)*(LPERS(-1)-C(13)*C(22)*GAMA12(-1))

Convergence achieved after 32 iterations

```
=====
```

	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C(17)	3.0125487	0.9671110	3.1149978	0.005
C(18)	0.2546163	0.0356546	7.1412008	0.000
C(19)	0.0041167	0.0005640	7.2985401	0.000
C(20)	-0.0185430	0.0097811	-1.8957923	0.071
C(13)	0.9113060	0.2916191	3.1249874	0.005
C(22)	0.2243167	0.1330730	1.6856663	0.105
C(23)	0.4792225	0.0884685	5.4168694	0.000

```
=====
```

R-squared	0.967579	Mean of dependent var	13.19394
Adjusted R-squared	0.959121	S.D. of dependent var	0.067437
S.E. of regression	0.013635	Sum of squared resid	0.004276
Durbin-Watson stat	2.273510	F-statistic	114.4025

```
=====
```