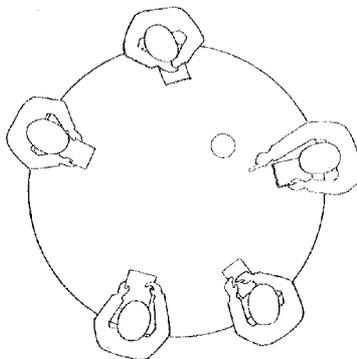


Serie de Estudios Económicos

Documentos de Investigación



N° 27

Demanda Dinámica por Trabajo

Patricio Rojas Ramos

Santiago, Octubre de 1986

TRABAJO EDITADO POR EL
DEPARTAMENTO DE INFORMACIONES
ESTADISTICAS Y PUBLICACIONES
DEL BANCO CENTRAL DE CHILE

Edición de 300 ejemplares

**EL CONTENIDO DEL PRESENTE TRABAJO
ES DE EXCLUSIVA RESPONSABILIDAD DE
SU AUTOR Y NO COMPROMETE LA OPINION
DEL BANCO CENTRAL DE CHILE**

INDICE

	Pág.
INTRODUCCION	7
Cuadro:	
Nº 1. Indicadores laborales	9
I. COSTOS DE AJUSTE	11
I.1. Tamaño y estructura de los costos de ajuste	12
a) Cuánto cuesta contratar y despedir personal	12
b) La estructura de los costos de ajuste	13
Gráficos:	
Nº 1. Respuestas del empleo a cambios en las ventas	11
Nº 2. Relación entre costos de contrato y tasa de contratación	14
II. EL ESTADO ACTUAL DE LAS INVESTIGACIONES	15
III. DESARROLLO EMPIRICO	17
III.1. Salarios reales exógenos	17
Cuadros estadísticos:	
Nº 1. Test de longitud de rezagos	18
Nº 2. Vector autorregresivo	19
Nº 3. Respuestas al shock de 1 DS en salarios reales	20
Nº 4. Respuestas al shock de 1 DS en empleo	20
Nº 5. Descomposición de la varianza del error de pronóstico con innovaciones ortogonalizadas	22
Nº 6. Descomposición de la varianza del error de pronóstico con innovaciones ortogonalizadas	23
Gráficos:	
Nº 1. Respuesta del salario real ante un shock en el salario real	21
Nº 2. Respuesta del empleo ante un shock en el salario real	21
Nº 3. Respuesta del salario real ante un shock en el empleo	21
Nº 4. Respuesta del empleo ante un shock en el empleo	21
IV. ESTIMACION DEL MODELO	25
IV.1. El modelo	25
IV.2. Resultados empíricos	31
Cuadros estadísticos:	
Nº 1. Test de razón de verosimilitud de longitud de rezagos	27
Nº 2. Modelo restringido	33
Nº 3. Modelos restringido, no restringido y VAR no restringido	34
Nº 4. Descomposición de la varianza del error de pronóstico con innovaciones ortogonalizadas	35
Nº 5. Representación promedio móvil. Modelo restringido	37

	Pág.
Nº 6. Descomposición de varianza con innovaciones ortogonalizadas. Modelo restringido	38
Nº 7. Representación promedio móvil. Modelo no restringido	39
Nº 8. Descomposición de varianza con innovaciones ortogonalizadas. Modelo no restringido	40
Nº 9. Representación promedio móvil. Modelo VAR no restringido	41
Nº 10. Descomposición de varianza con innovaciones ortogonalizadas. Modelo restringido ($d = 0,525$)	42
 V. DIRECCION DE FUTURAS INVESTIGACIONES	 45
APENDICE A	47
BIBLIOGRAFIA	53
TITULOS PUBLICADOS DE LA SERIE DE ESTUDIOS ECONOMICOS	57

INTRODUCCION

Las profundas transformaciones ocurridas en la estructura de la economía chilena durante la última década provocaron un importante efecto en el comportamiento del mercado laboral, especialmente en términos de una mayor tasa de desempleo, elevándose ésta a niveles sustancialmente superiores a los históricos. En efecto, el período 1974-1983 se caracterizó por altas tasas de desempleo, las cuales fueron, en promedio, de 13,2% anual.

La evolución exhibida por el mercado laboral chileno en el período 1970-1983 (Cuadro N° 1) demuestra que este mercado experimentó, a lo menos, dos grandes ciclos, los cuales se vieron condicionados y/o combinados con elementos tales como: cambios en la política económica, modificaciones en la estructura legal que conlleva la operación del mercado de trabajo, cambios en los roles de los participantes de dicho mercado y variaciones cíclicas en el nivel de actividad económica mundial.

Así es como las recesiones mundiales de 1975 y de 1981 provocaron gran impacto en el nivel de actividad económico-doméstico; esto, acompañado por el fuerte crecimiento de los salarios reales, especialmente en la última recesión, provocó una importante caída en el nivel de demanda por trabajo. A su vez, la transformación de la economía chilena, que pasó de una economía controlada a un sistema de libre mercado, produjo una notoria reasignación que necesitó, aparentemente, de un gran período de ajuste.

De lo anteriormente expuesto, es posible rescatar la relevancia que adquiere el análisis de las funciones de oferta y demanda por trabajo, así como también la importancia de las regulaciones sobre los movimientos de los salarios reales, de manera de poder entender la situación de elevado desempleo que muestra la economía chilena desde hace algunos años, y posibilitar el diseño de políticas correctivas de acuerdo a dichos diagnósticos.

Nota: El autor agradece la valiosa colaboración e importantes comentarios de Felipe Montt, Fernando Coloma y Francisco Rosende.

Distintos analistas han intentado explicar la persistencia de un alto desempleo en Chile; para ello, han postulado diferentes hipótesis tanto desde el punto de vista del comportamiento de la oferta como de la demanda de trabajo, concluyendo que se logran explicaciones más consistentes sobre la base de elementos relacionados con esta última y con las regulaciones laborales. De tal modo que el problema del desempleo puede ser comprendido, en lo esencial, como derivado de una contracción de la demanda por trabajo, asociado a una importante recomposición del empleo total, producto de la ya mencionada transformación estructural ocurrida en nuestra economía.

En consecuencia, la preocupación de este estudio radicará en analizar el comportamiento de la demanda por trabajo, fundamentalmente frente a variaciones en los salarios reales, para derivar así en alternativas de políticas que favorezcan una rápida recuperación del empleo.

A su vez, la evolución que ha presentado el mercado laboral, principalmente la concerniente a su demanda, hace pensar que ésta no depende sólo de los conocidos factores exógenos, sino también del marco institucional donde se desenvuelven sus participantes y, principalmente, de las expectativas sobre los futuros niveles de tales factores. Por lo que pareciera obvio, la demanda por trabajo de una empresa no puede ser considerada un elemento estático. De tal manera, se hace sumamente necesaria la postulación de un modelo dinámico para explicar el comportamiento del factor trabajo durante la última década. Además, es importante considerar el prolongado período de ajuste que ha necesitado este mercado ante ciertas políticas, lo cual sugiere la existencia de algún tipo de costos que estaría retardando el ajuste de dicho mercado.

En relación a esto último, la literatura referente a modelos dinámicos está estrechamente relacionada con la de costos de ajuste, ante lo cual, en el Capítulo 1, se presenta una exposición del rol que desempeñan estos costos para determinar el patrón de la demanda por trabajo.

En el Capítulo 2 se presenta una descripción de los principales trabajos realizados tanto en modelaciones como en estimaciones de demandas dinámicas por trabajo.

Dada la importancia que adquiere considerar el comportamiento anticipado por las empresas como también nuestro interés de descubrir el rol que juegan los salarios reales en la determinación del empleo, se hace grandemente atractivo considerar una modelación como la presentada por Sargent (1978.b). Dicha modelación es estrictamente neoclásica, con salarios reales como determinantes del empleo. A su vez, el modelo impone la hipótesis de expectativas racionales, debido a que se supone que las empresas usan correctamente, en todo momento, el proceso de formación de salarios reales para realizar así sus pronósticos.

De acuerdo a la modelación neoclásica del modelo de Sargent resulta de suma importancia testear la exogeneidad de los salarios reales antes de proceder a la estimación del modelo propiamente tal. Por ello, en el Capítulo 3, se realiza un test de causalidad, utilizando para estos efectos la teoría del vector autorregresivo (VAR).

Los resultados obtenidos de este test de causalidad permiten concluir en dos importantes características, las cuales resultan de gran significación para los propósitos de este estudio. En primer lugar, aparentemente sí existen algunas interacciones dinámicas entre empleo agregado y salarios reales, que pueden ser susceptibles de analizar con un modelo dinámico de demanda por trabajo. Luego, los datos parecieran ser consistentes con el supuesto de que los salarios reales no son causados por el empleo. Además, los

resultados permiten ver claramente que el salario real comienza a tener algún efecto en el empleo a partir del tercero y cuarto trimestre, lo cual es un indicador de la existencia de algún tipo de costos de ajuste que estaría retardando el efecto de los salarios reales en el empleo.

La exogeneidad de los salarios reales permite la modelación y estimación del modelo de Sargent; éstas se realizan en el Capítulo 4. Una vez estimado el modelo, restringido por la hipótesis de expectativas racionales, se procedió a probar la importancia de los costos de ajuste en el desarrollo del factor trabajo, nuevamente a través del uso de la teoría del vector autorregresivo.

Los resultados obtenidos permiten concluir que las restricciones impuestas por el supuesto de expectativas racionales no son rechazadas. Además se observa que el salario real comienza a tener nuevamente algún efecto importante en el empleo, a partir del tercero y cuarto trimestre, lo que vendría a apoyar la importancia relativa del coeficiente de costos de ajuste en el modelo. Dicho coeficiente estaría retardando el efecto de los salarios reales en el empleo, efecto que se retarda aún más al simular el modelo con un valor mayor de este coeficiente, observándose, en este caso, que el empleo necesitaría de por lo menos cinco a seis trimestres para ajustarse ante shocks en salarios reales, producto de los ya mencionados costos de ajuste.

CUADRO N° 1

INDICADORES LABORALES (1970-1983)

AÑO	OCUPACION (Miles)	FUERZA DE TRABAJO (Miles)	TASA DE DESOCUPACION (%)
1970	2.808,4	2.909,4	3,5
1971	2.870,8	2.967,4	3,3
1972	2.882,3	2.979,9	3,3
1973	2.891,2	3.037,0	4,8
1974	2.784,7	3.066,8	9,1
1975	2.650,1	3.114,7	14,9
1976	2.777,3	3.182,3	12,7
1977	2.820,5	3.199,0	11,8
1978	2.981,3	3.476,6	14,1
1979	3.003,3	3.477,5	13,6
1980	3.275,1	3.635,5	10,4
1981	3.271,0	3.688,0	11,3
1982	2.786,0	3.503,6	19,6
1983	3.149,5	3.687,6	14,6

Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas.

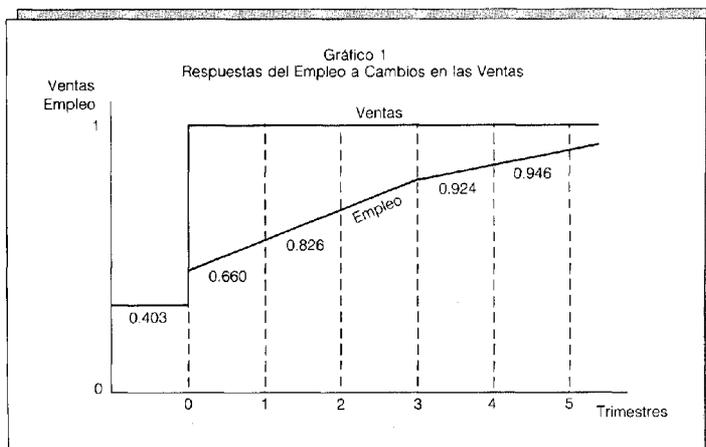
Por lo que, dependiendo del tamaño de los costos de ajuste, el efecto de los salarios reales en el empleo será mayor o menor. Esto induce a concluir que las políticas deben ser orientadas a adoptar medidas tendientes a facilitar la acción de las empresas, de tal manera que éstas se ajusten más rápidamente a su nivel de empleo deseado, ya sea a través de reducir las regulaciones del mercado laboral, permitiéndose así una mayor movilidad de la mano de obra, como también facilitar las normas relativas a sindicalización y a negociación colectiva.

Además, el mantener estables, por parte de la autoridad, las reglas de políticas ayudará en forma importante a reducir estos costos de ajuste y, en definitiva, a acelerar el efecto de los salarios reales en el empleo.

Finalmente, en el Capítulo 5 se presentan algunas ideas generales referentes a las direcciones que deberían seguir los futuros estudios en este campo.

I. COSTOS DE AJUSTE

La acción de contratar y despedir personal genera costos para la empresa, además del pago salarial. Es así como una empresa típica no contrata su fuerza de trabajo todos los días, por la simple razón que es mucho más barato no hacerlo así. Como se verá, estos costos aseguran que la demanda por trabajo de una empresa depende no sólo de los factores exógenos típicos, sino también del tamaño inicial de la fuerza de trabajo y de las expectativas sobre los niveles futuros de tales factores. Por lo cual, la demanda por trabajo de una empresa no puede ser descrita por un modelo estático. Este hecho ha sido conocido por largo tiempo por los investigadores empíricos de este campo. Es así como en un análisis muy directo de la respuesta del empleo a cambios exógenos, Sims (1974) concluyó que al empleo le toma, al menos, un año ajustarse totalmente a un cambio en las ventas. La trayectoria de ajuste está ilustrada en el Gráfico N° 1.



El propósito de este capítulo es examinar las explicaciones teóricas de hechos como éste, donde los costos de ajuste juegan un rol importante, ya que la estructura de estos costos es crucial para determinar el patrón temporal que tendrá la demanda por trabajo en respuesta a shocks exógenos.

1. TAMAÑO Y ESTRUCTURA DE LOS COSTOS DE AJUSTE

a) **Cuánto cuesta contratar y despedir personal**

Si se desea construir un modelo dinámico de demanda por trabajo, basado en los costos de ajuste, es importante tener alguna idea del tamaño de éstos, para lo cual será de importancia tratar el empleo como un factor cuasifijo. De acuerdo al clásico artículo de W. Oi (1962), el concepto de considerar de esta manera el trabajo es el único relevante para una teoría de corto plazo del empleo. Si se define este factor cuasifijo como uno en el cual el costo de empleo total es parcialmente variable y parcialmente fijo, se tendrá que desde el punto de vista de la empresa, el trabajo es seguramente un factor cuasifijo, ya que la mayor parte del costo total del trabajo es variable; por ejemplo, el pago de la planilla de sueldos representa el pago de un flujo de servicios productivos. Además, la empresa incurre en ciertos costos de empleo fijos en el contrato de un stock específico de trabajadores. Estos costos de empleo fijos constituyen una inversión para la empresa en su fuerza de trabajo.

Para propósitos analíticos, los costos de empleo fijos pueden ser separados en dos categorías: Costos de Contrato y Costos de Entrenamiento. Los Costos de Contrato son definidos como aquellos que no tienen un efecto en la productividad del trabajo. Estos costos están cercanamente relacionados con el número de nuevos trabajadores y sólo indirectamente con el flujo de servicios del trabajo. En esta categoría se incluyen los gastos de publicidad, el tiempo gastado en entrevistas, test, etc. Los costos incurridos en la segunda categoría corresponden a gastos directos en entrenamiento, que de otra manera son inversiones en los agentes humanos, específicamente dirigido a un mejoramiento de la productividad del trabajador; y a gastos indirectos que se representan por la pérdida de producto, mientras el individuo aprende su oficio. La empresa puede compensar algo o todo de estos costos a través del pago de un salario reducido por el período inicial.

Conceptualmente, el entrenamiento puede ser clasificado como general o específico. El específico es definido como aquel que incrementa la productividad del trabajo de una empresa particular, sin afectar la productividad de los empleos alternativos. A su vez, el entrenamiento general es definido como aquel que incrementa la productividad del trabajo en varios empleos alternativos. Por lo cual, dependiendo del tipo de entrenamiento, la estructura y el tamaño de estos costos sufrirán variaciones.

Para tener una idea de la importancia que posee el tamaño de los costos de contrato, incluyendo también en éstos los de entrenamiento, se utilizará nuevamente el artículo de W. Oi, el cual presenta un esquema de una empresa, donde se indica que los costos de contratación promedio más los costos de entrenamiento para cada nuevo empleado son similares al pago de 142 horas. Esto indica un costo promedio equivalente a alrededor de tres semanas de pago; sin embargo, existe una gran diferencia entre los costos de contrato incurridos en un trabajador no calificado y los incurridos en la contratación de un trabajador calificado. Por ejemplo, los costos de contrato para un trabajador no calificado representan no más de 22 horas de pago. Esta gran diferencia

entre trabajadores calificados y no calificados es confirmada y visualizada fácilmente en la investigación realizada por Rees (1973)^{1/}, donde el autor señala que en el sector manufacturero los costos de contrato promedio, ya sea para un profesional, administrador o trabajador técnico, son doce veces superiores a los de uno no calificado y más de cinco veces a los de un obrero calificado.

Los costos de contratar representan sólo un lado de la moneda. Se incurre en otros costos directos cuando un empleado deja la empresa. Estos pueden ser mínimos cuando el empleado abandona simplemente su trabajo, pero pueden ser sustancialmente importantes si éste es despedido.

Estos costos se presentarán bajo el término de "Costos de Despido" e incluirán los pagos de notificación, compensación por rompimiento de contrato, pérdida de producto ocasionada por el rezago entre el despido y su posterior reemplazo y pago de cualquier costo que se deba a la necesidad de satisfacer ciertos requerimientos legales, los cuales se producirán en la medida que sea posible romper los contratos existentes.

Si se retorna al ejemplo de Oi, el total de costos de despido (excluidos los pagos de beneficio de desempleo) llega a ser alrededor de 16 horas de pago. Desafortunadamente, este ejemplo representa un monto por empleado nuevo, y ya que sólo una fracción de los empleados nuevos termina en un abandono involuntario, se tendrá una subestimación de los costos de despido.

Finalmente, en lo que se refiere a estos costos de despido, debe mencionarse que en muchos países existen leyes que imponen un estricto criterio en lo referente a despidos, y cualquier transgresión de estas reglas es relativamente costosa, ya sea en términos de compensación como en pagos legales.

En general, puede concluirse que tanto los costos de contrato como los de despido son no triviales y pueden variar dramáticamente entre trabajadores calificados y no calificados. El tamaño promedio de estos costos no representa la única idea de interés en este estudio. Su estructura es también de vital importancia, de tal modo que será el próximo tópico que se considerará en este capítulo.

b) La estructura de los costos de ajuste

El interés en este tópico estará enfocado a la relación funcional que existe entre los costos de contrato (despido) y la tasa a la cual ocurren las entradas (salidas) de trabajadores a la empresa. El primer punto por considerar se refiere a los costos de abandono voluntario, los cuales serán menores que los costos de despido, ya que en aquéllos no se requieren compensaciones ni beneficios de desempleo. En segundo lugar debe notarse que el número bruto de empleados nuevos contratados pareciera no ser importante a la adición neta de la fuerza de trabajo. Dado lo anterior, ¿cómo será entonces la relación entre los costos de contrato y la tasa a la cual ocurren las entradas? Es cierto, indudablemente, que existen algunos elementos de costo que tenderán a generar retornos crecientes en la tecnología de contratos, particularmente a tasas bajas de contratación. Los costos de anuncio incurridos para dos empleos, son los mismos que para el anuncio de uno y el costo promedio de entrenamiento es ciertamente decreciente al principio. Algunos otros costos son fijos por unidad, más todavía si la empresa contrata a través de una agencia. Generalmente hablando, para niveles bajos de contratación, es

1/ Rees, A. (1973): "The Economics of Work and Pay", Harper and Row.

difícil pensar en buenas razones de por qué los costos de contrato puedan ir creciendo en el margen. Por otra parte, a tasas mayores de contratación, los costos marginales crecientes seguramente aparecerán en alguna etapa. De tal modo que si la empresa contrata trabajadores a una "tasa muy rápida", se originará el caos en la producción, a medida que la planta se inunde de novatos.

Lo planteado anteriormente estaría indicando que la relación ilustrada en el Gráfico N° 2 parece razonable.

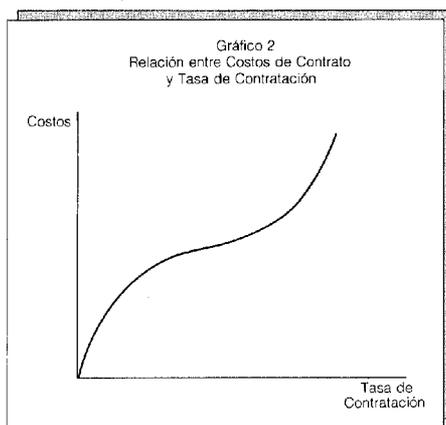
De este modo, se tiene una sección inicial en que los costos promedio de contrato declinan, pero en definitiva estos costos son crecientes en el margen. Desafortunadamente no se cuenta con una evidencia concreta de la forma exacta que tendría esta relación, en particular no se sabe si la no-convexidad inicial es grande o pequeña y si la relación permanece aproximadamente lineal sobre un amplio rango o si la sección estrictamente convexa comienza realmente más temprano.

Con respecto a los costos de despido, argumentos similares parecen igualmente aplicables. Sin embargo, los argumentos para la sección inicial no-convexa son mucho más débiles y el argumento de linealidad es, en este caso, realmente fuerte, particularmente lo concerniente a los pagos de compensación. Con respecto a despidos en gran escala, la observación del caso sugiere que ellos son más costosos por empleado, debido a que ocasionan extensas negociaciones y a menudo considerables pagos en compensación.

Por consiguiente, se considerará la estructura de costo dada en el Gráfico N° 2 como razonable para los costos de despido, teniendo presente que éstos contarán con una pequeña sección no convexa.

Por supuesto, no existe una buena razón para pensar que las funciones de costos de contrato y de despido sean simétricas.

Un análisis del efecto que provoca en los modelos dinámicos de demanda por trabajo —el suponer distintas estructuras de costo de ajuste (convexas o lineales)— puede ser encontrado en Rojas (1985), Capítulo I.



II. EL ESTADO ACTUAL DE LAS INVESTIGACIONES

Los estudios realizados en la literatura^{2/}, tanto en la derivación como en la estimación de demandas dinámicas por factores, han estado basados en el supuesto de que una empresa representativa del sector productivo maximiza el valor presente de sus utilidades corrientes, cuando los factores de producción están sujetos a costos de ajuste marginalmente crecientes^{3/}. Muchos autores (Gould (1968), Kennan (1979) y Nerlove (1972)) han reconocido que si no existieran costos de ajuste, las expectativas concernientes al futuro comportamiento de las variables exógenas serían generalmente irrelevantes. De modo que si una empresa puede ajustarse instantáneamente y sin costos al cambiar las condiciones del mercado, ésta no necesitará predecir las futuras condiciones del mercado.

Dentro de las investigaciones empíricas de demandas por trabajo, que cuentan con una estructura dinámica teóricamente coherente, se distinguen dos grupos principales^{4/}: i) las investigaciones concernientes esencialmente con la estructura dinámica de demandas por factores interrelacionados, y ii) las concernientes con el tratamiento de expectativas.

En los modelos que se preocupan principalmente de la estructura dinámica, sobresale el trabajo de Morrison y Berndt (1981). Ellos utilizan una especificación dinámica basada en una aproximación cuadrática de la función de costos restringidos, pero cuentan con un supuesto bastante restrictivo de expectativas estáticas para producto y precios relativos de factores.

2/ Los trabajos teóricos y empíricos de demandas dinámicas por factores que se derivan de la teoría de períodos múltiples con costos de ajuste comienzan con Eisner and Strotz (1963), y son extendidos en varias direcciones, por ejemplo, por Sargent (1978, 1979), Meese (1980), Tinsley (1971), Morrison y Berndt (1981) y otros.

3/ El supuesto de costos de ajuste marginalmente crecientes (convexos) no es universalmente aceptado, aunque es requerido en la derivación del modelo de acelerador flexible de Eisner y Strotz (1963) como también en otros modelos.

4/ Una descripción general de los principales trabajos efectuados en esta área, como también los desarrollos de los modelos de Sargent, Morrison y Berndt y del modelo de Pindyck y Rotemberg, se presenta en el Capítulo II de Rojas (1985).

En el grupo de trabajos que se preocupa principalmente de la modelación de expectativas, sobresale la contribución hecha por Sargent (1978,b). El utiliza dos grupos de trabajadores: los que cumplen la jornada de trabajo normal y los que cumplen sobretiempos; éstos son separables en una relación de producción cuadrática. El modelo es estrictamente neoclásico, con salarios reales como determinantes del empleo y el stock de capital es considerado a través de sus tendencias.

Los resultados empíricos obtenidos por Sargent son moderadamente alentadores, ya que presentan observaciones de empleo y salario real ubicados a lo largo de una curva de demanda por empleo.

Dada la importancia que adquiere considerar el comportamiento anticipado de las empresas, un modelo como el de Sargent se hace grandemente atractivo, sin desmerecer el gran aporte de Morrison y Berndt, cuya rica estructura dinámica se ve disminuida por el supuesto de expectativas estáticas. Por lo cual el esfuerzo por estimar una demanda dinámica por trabajo se verá dirigido a considerar una estructura como la de Sargent^{5/}

5/ La justificación de por qué se eligió el modelo de Sargent se encuentra en el Capítulo III de Rojas, P. (1985).

III. DESARROLLO EMPIRICO

De acuerdo a lo planteado en el capítulo anterior, en lo que sigue se estimará la estrategia que ha sido empleada en los trabajos de Kennan (1979) y Sargent (1978.b). Estos autores combinan la hipótesis de expectativas racionales con la literatura de Costos de Ajuste. La ventaja de este enfoque es por la formulación y estimación del modelo, la cual permite discriminar entre los efectos de los parámetros estructurales de la función objetivo y de las restricciones y los efectos de los parámetros que describen la evolución de las variables exógenas.

Ahora bien, la estimación estará dirigida a considerar una estructura como la de Sargent, con la salvedad que sólo se planteará un tipo de trabajo $n(t)$. A su vez, dado que el modelo es estrictamente neoclásico^{6/}, con salarios reales como determinantes del empleo, resulta de suma importancia testear la exogeneidad de éstos, para lo cual, en la sección siguiente, se realiza un test de causalidad que avale esto último.

SALARIOS REALES EXOGENOS

De acuerdo a lo anteriormente expuesto, será de suma importancia testear si la causalidad en el sentido de Granger (1969) fluye de salarios reales a empleo y no en dirección contraria, de manera de ser consecuente con el modelo de Sargent y la teoría neoclásica.

El análisis se centrará en el sector manufacturero chileno, tanto por la importancia que ha tenido el sector durante el período en estudio, como también por razones empíricas, ya que la información sobre precios, salarios y empleo se encuentra comparativamente mucho mejor documentada que para otros sectores de la economía.

Es así como la serie de salarios reales corresponde al Índice de Sueldos y Salarios (ISS) del sector manufacturero deflactado por el Índice de Precios al por Mayor (IPM)

6/ Una presentación de la línea de pensamiento neoclásico del mercado de trabajo puede encontrarse en Riveros y Arrau, primer semestre de 1984.

del mismo sector, medido en pesos de 1974. A su vez, la serie de empleo corresponde al número de trabajadores del sector manufacturero, medido en miles de personas^{7/}.

Nótese que el ISS se deflactó por el IPM y no por el IPC (Índice de Precios al Consumidor), ya que el modelo se realiza desde el punto de vista de cuánto le cuesta a la empresa contratar el factor.

Para la realización del Test de Causalidad se utilizó la teoría del Vector Autorregresivo (VAR), la cual se presenta en el Apéndice A^{8/}.

Luego de realizar el test de razón de verosimilitud^{9/}, cuyos resultados se presentan en el Cuadro N° 1, se encontró que la estructura óptima correspondía al sistema autorregresivo bivariado de segundo orden que se muestra en el Cuadro N° 2. Este sistema incluye un término de constante y dos variables dummy por la estacionalidad que presentan las series en el primero y cuarto trimestre.

CUADRO N° 1
TEST DE LONGITUD DE REZAGOS

LONGITUD DE REZAGOS	X ²	NIVEL DE SIGNIFICANCIA
5 versus 4	10,155	0,037
4 versus 3	2,189	0,700
3 versus 2	1,386	0,846
2 versus 1	3,402	0,493

Una manera de resumir los resultados de la estimación autorregresiva se realiza calculando los niveles críticos de los tests F^{10/}, que corresponden a las hipótesis de que todos los coeficientes de una variable particular en cada ecuación son cero. Estos niveles críticos también se presentan en el Cuadro N° 2. Es así como el test F pertinente para testear la hipótesis nula de que los coeficientes de los salarios reales rezagados en el vector autorregresivo de empleo son cero, tiene un nivel de significación marginal de 0,19. A su vez, el test F pertinente para testear la hipótesis de que los niveles de empleo rezagados poseen coeficientes cero en el vector autorregresivo de los salarios reales, tiene un nivel de significación de 0,61. Por lo que estos resultados estarían indicando una clara evidencia respecto a la causalidad que tendrían estas dos variables, la cual se extendería de salarios reales a empleo más que en otra dirección.

7/ Las series de Salarios Reales y Empleo corresponden a datos trimestrales del período comprendido entre el tercer trimestre de 1972 y el primer trimestre de 1983. Los Índices de Sueldos y Salarios e Índices de Precios al por Mayor del Sector Manufacturero fueron obtenidos de los Boletines del Instituto Nacional de Estadísticas. La serie de empleo se obtuvo de un estudio de Luis Riveros, profesor del Instituto de Economía de la Universidad de Chile.

8/ Para más detalle ver Litterman R. "A Bayesian Procedure for Forecasting with Vector Autoregressions". Federal Reserve Bank of Minneapolis Working Paper.

9/ Ver Manual RATS, pp. 5-6.

10/ El nivel crítico es el nivel de significación al cual la hipótesis nula es justamente rechazada. Por ejemplo, un nivel de 0,05 implica un rechazo de la hipótesis nula a un nivel de 5%, es decir, se acepta la hipótesis nula a un 95% de confianza.

CUADRO N° 2

VECTOR AUTORREGRESIVO
(1973 III - 1983 I)

ESPECIFICACION	VARIABLE DEPENDIENTE n_t		VARIABLE DEPENDIENTE w_t	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
Constante	191,04	100,03	-1,3100	0,8600
Dummy Primer Trimestre	-91,30	47,20	1,1600	0,4000
Dummy Cuarto Trimestre	15,01	12,23	-0,1600	0,1000
n_{t-1}	0,75	0,17	0,0014	0,0014
n_{t-2}	0,08	0,17	-0,0010	0,0015
w_{t-1}	-3,89	22,89	0,9100	0,1900
w_{t-2}	-22,15	15,19	0,0800	0,1300
R^2	0,71	0,6200
Nivel de significancia marginal de los n rezagados	0,00	0,6100
Nivel de significancia marginal de los w rezagados	0,19	0,0000

Ahora, si se desea realizar un examen preciso de la influencia de cada variable sobre la otra, no resulta claro que el Cuadro N° 2 sea el mejor vehículo para el ejercicio, ya que como Sims expresa "las estimaciones VAR son difíciles de describir concisamente" (1980.a, pág. 20); él sostiene que la representación promedio móvil ofrece un esquema mucho más comprensible para tal efecto.

Lo anterior se logra a través del enfoque de las "Innovaciones Contables". Este debería proveer alguna idea de la dinámica del sistema como también permitir probar si existe o no causalidad de algún tipo en el sistema. Los cuadros N°s 3 al 6 y los gráficos N°s 1 al 4 nos resumirán este enfoque.

Antes de computar las respuestas en que se basan estos cuadros y gráficos es necesario ortogonalizar las innovaciones. Para esto debemos elegir el orden de las variables en el sistema, debido a que el método de ortogonalización involucra la asignación de correlación contemporánea entre las series. Es así como a la primera serie en el orden elegido se le atribuye una correlación contemporánea consigo misma y todas las otras series de la 2 a la n ; a la serie elegida en segundo orden, una correlación contemporánea con ella misma y la serie 3 a la n ; y así sucesivamente. De esta manera, a una innovación en la serie 1 se le asigna una influencia contemporánea en todas las variables; en el otro extremo, una innovación en la serie n influye solamente en sí misma (contemporáneamente). Debido a que el interés es descubrir el efecto de los salarios reales en el empleo, pareciera apropiado colocar en primer lugar del orden a los salarios reales, de manera de asignarles una mayor oportunidad de influir sobre el empleo.

Los cuadros N^{os} 3 y 4 representan las matrices de respuesta a la innovación de una desviación estándar (DS) en el salario real y empleo, respectivamente. La respuesta del empleo ante una innovación en salario real, que se presenta en el Cuadro N^o 3, es negativa y muy significativa (comparándola con su propia innovación del Cuadro N^o 4), alcanzando su "peak" después de diez trimestres. A su vez, en el Cuadro N^o 4 se presenta la respuesta de los salarios reales ante una innovación en empleo, la cual es positiva y poco significativa (relativa a la respuesta de su propia innovación del Cuadro N^o 3); en este caso, la respuesta del empleo a su propia innovación se vuelve negativa a partir del trimestre trece.

CUADRO N^o 3

RESPUESTAS AL SHOCK DE 1 DS EN SALARIOS REALES

TRIMESTRE	SALARIOS REALES	EMPLEO
0	0,259073	0,0000
1	0,259074	-6,1738
2	0,226735	-5,6578
3	0,225994	-11,4376
4	0,213519	-15,0245
5	0,202785	-18,1795
10	0,143667	-24,8075
13	0,110672	-24,2040
20	0,051174	-17,4662
25	0,024542	-11,8484
30	0,008607	-7,1877
35	0,000257	-3,8358

CUADRO N^o 4

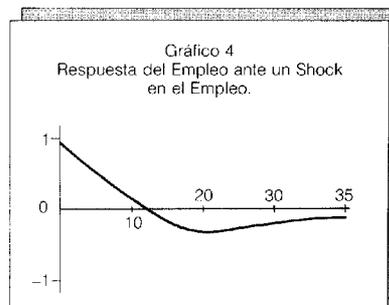
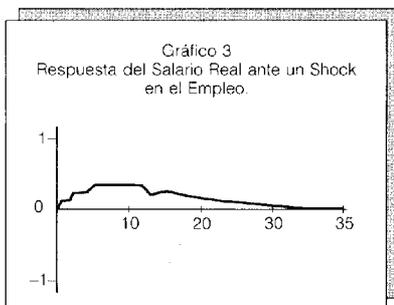
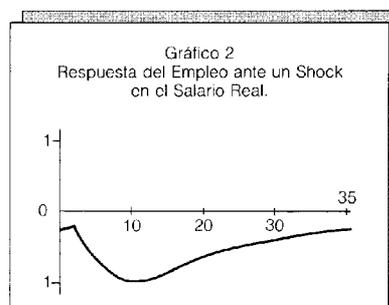
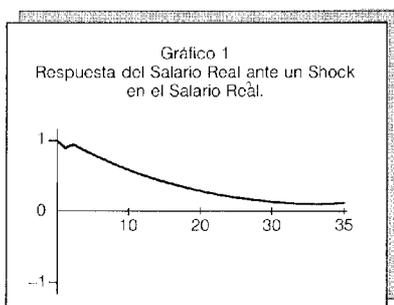
RESPUESTAS AL SHOCK DE 1 DS EN EMPLEO

TRIMESTRE	SALARIOS REALES	EMPLEO
0	0,000000	29,8880
1	0,000000	29,2440
2	0,043403	22,0226
3	0,041794	19,0409
4	0,047019	15,1918
5	0,049031	12,0408
10	0,049774	1,1145
13	0,044731	-2,3058
20	0,022855	-4,9641
25	0,018048	-4,5375
30	0,010133	-3,4751
35	0,004844	-2,3533

Lo anterior puede ser expresado, también, a través de los gráficos N^{os} 1 al 4, los cuales muestran las respuestas (de los cuadros N^{os} 3 y 4), durante treinta y cinco trimestres, de un shock de una desviación estándar en sus innovaciones. Para realizar estos gráficos, las respuestas de cada variable son estandarizadas por la desviación estándar de las innovaciones de cada variable.

Es así como los gráficos N^{os} 1 y 2 muestran las respuestas del salario real y empleo, respectivamente, ante un shock en salario real. El efecto del shock positivo en salarios reales hace disminuir significativamente el empleo, lo que sugiere una correlación negativa entre salarios reales y empleo.

A su vez, los gráficos N^{os} 3 y 4 muestran las respuestas del salario real y empleo, respectivamente, ante un shock en empleo. El efecto en salarios reales es considerablemente pequeño y poco significativo, al igual como se expresó anteriormente del Cuadro N^o 4.



Los cuadros N^{os} 5 y 6 representan la descomposición ortogonal de la varianza del error de pronóstico del proceso (n , w). Estos nos indican qué proporción de ella es atribuible a las innovaciones en salarios reales y cuánto es atribuible a las innovaciones en empleo. Como se indicó anteriormente, esta descomposición no es única, ya que depende del orden en que se coloquen las variables en el sistema, debido a lo cual se pre-

sentan dos cuadros con distinto orden. El orden del Cuadro N° 5 es salario real-empleo y en el Cuadro N° 6, empleo-salario real. Sin embargo, las diferencias entre los cuadros N°s 5 y 6 son considerablemente pequeñas, debido a que las innovaciones en empleo y salarios reales del Cuadro N° 2 tienen una moderada correlación de -0.206 .

CUADRON° 5

DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA DEL ERROR DE PRONOSTICO
CON INNOVACIONES ORTOGONALIZADAS

ESPECIFICACION	ERROR ESTANDAR DEL ERROR DE PRONOSTICO EN EL K-ESIMO PASO	% VARIANZA EN K PASOS DEL ERROR DE PRONOSTICO POR INNOVACIONES ORTOGONALES EN:	
		Empleo	Salario Real
		Empleo	
Empleo			
k = 1	29,888	95,74	4,26
k = 2	37,554	95,03	4,97
k = 3	43,631	89,46	10,55
k = 4	48,582	81,93	18,07
k = 5	53,251	73,30	26,70
k = 10	75,402	39,35	60,65
k = 15	92,742	26,37	73,63
k = 20	103,252	22,29	77,71
k = 25	108,516	21,16	78,84
k = 30	110,734	20,95	79,05
k = 35	111,509	20,98	79,02
		Salario Real	
Salario Real			
k = 1	0,259	0,00	100,00
k = 2	0,347	1,56	98,43
k = 3	0,416	2,09	97,90
k = 4	0,470	2,64	97,35
k = 5	0,514	3,11	96,88
k = 10	0,647	5,04	94,95
k = 15	0,701	6,32	93,67
k = 20	0,720	7,06	92,93
k = 25	0,726	7,41	92,58
k = 30	0,728	7,55	92,45
k = 35	0,728	7,59	92,41

CUADRO N° 6

DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA DEL ERROR DE PRONOSTICO
CON INNOVACIONES ORTOGONALIZADAS

ESPECIFICACION	ERROR ESTANDAR DEL ERROR DE PRONOSTICO EN EL K-ESIMO PASO	% VARIANZA EN K PASOS DEL ERROR DE PRONOSTICO POR INNOVACIONES ORTOGONALES EN:	
		Empleo	Salario Real
Empleo			
Empleo			
k = 1	29,888	100,00	0,00
k = 2	37,554	99,93	0,07
k = 3	43,631	97,18	2,82
k = 4	48,582	92,06	7,94
k = 5	53,251	85,13	14,87
k = 10	75,402	51,01	48,99
k = 15	92,742	34,30	65,70
k = 20	103,252	27,70	72,30
k = 25	108,516	25,22	74,78
k = 30	110,734	24,38	75,62
k = 35	111,509	24,15	75,85
Salario Real			
Salario Real			
k = 1	0,259	4,26	95,74
k = 2	0,347	2,39	97,61
k = 3	0,416	1,68	98,32
k = 4	0,470	1,32	98,68
k = 5	0,514	1,11	98,89
k = 10	0,647	0,99	99,01
k = 15	0,701	1,27	98,73
k = 20	0,720	1,55	98,45
k = 25	0,726	1,73	98,27
k = 30	0,728	1,81	98,19
k = 35	0,728	1,85	98,15

Es así como los cuadros N°s 5 y 6 revelan, luego de treinta y cinco trimestres, que un significativo porcentaje (79% ó 75%) de la varianza del error de pronóstico en el empleo se explica por las innovaciones en el salario real, y sólo un pequeño porcentaje (7% ó 1,8%) de la varianza del error de pronóstico de los salarios reales se explica por las innovaciones en el empleo, siendo explicada considerablemente por sus propias innovaciones. Ello reafirma la exogeneidad de los salarios reales y la existencia de una causalidad que pareciera más fuerte de salarios reales a empleo que en dirección contraria.

Además, en estos últimos dos cuadros se puede ver claramente que el salario real comienza a tener algún efecto en el empleo a partir del tercero y cuarto trimestre, lo cual nos indicaría la existencia de algún tipo de costos de ajuste que retardaría el efecto de los salarios reales sobre el empleo.

De acuerdo a lo anterior, dos características de estos resultados son particularmente importantes para los propósitos de este estudio. Primero, aparentemente sí existen algunas interacciones dinámicas entre empleo agregado y salarios reales, que pueden ser susceptibles de analizar con un modelo dinámico de demanda por empleo. Segundo, los datos parecieran ser consistentes con el supuesto de que los salarios reales no son causados por el empleo. Este supuesto, que será impuesto más adelante, simplifica sustancialmente el desafío de modelación.

IV. ESTIMACION DEL MODELO

De acuerdo a lo presentado anteriormente, referente a la importancia atribuida al comportamiento de la demanda de trabajo en la evolución del mercado laboral, la estimación de ésta, en un contexto dinámico, adquiere real interés. Por eso, y debido a razones ya explicadas de implementación y teóricas, se considerará la modelación presentada por Sargent para tal efecto.

1. EL MODELO

Si seguimos a Sargent se puede suponer que una empresa representativa posee la siguiente función de producción

$$y_t = f(n_t, k_t)$$

donde n_t es el stock de trabajadores en el instante t y k_t es el stock de Capital en el instante t . Para simplificar el análisis se supondrá que el Capital es constante durante todo el período de estudio; además, la función de producción que se considerará será cuadrática, es decir

$$y_t = f(n_t, k) = (f_0 + a_t) n_t - \frac{f_1}{2} n_t^2$$

donde f_0 y f_1 son parámetros específicos de la empresa y ambos positivos y a_t es un proceso estocástico exógeno que afecta la productividad en el empleo. Se supondrá que $E a_t = 0$.

Además, como se manifestó en el capítulo anterior, la existencia de un período de ajuste de 3 a 4 trimestres apoya la postulación de que la empresa soporta costos de ajuste para el empleo, los cuales también se supondrán de una estructura cuadrática:

$$\frac{d}{2} (n_t - n_{t-1})^2 \quad d > 0$$

De acuerdo a la teoría neoclásica como al test de causalidad realizado anteriormente, la empresa enfrentará un proceso estocástico exógeno de formación de salarios reales w_t . Por lo tanto, la empresa elegirá un plan contingente para n_t que maximice el siguiente valor presente real esperado, el cual para resolverlo se considerará una versión de horizonte finito

$$v_t = E_t \sum_{j=0}^T b^j \left[(f_0 + a_{t+j} - w_{t+j}) n_{t+j} - \frac{f_1}{2} n_{t+j}^2 - \frac{d}{2} (n_{t+j} - n_{t+j-1})^2 \right] \quad (1)$$

$$f_0, f_1, d > 0 \quad 0 < b < 1$$

donde n_{t-1} , como también los procesos estocásticos para w_t y a_t son dados para la empresa^{11/}. El parámetro b es el factor de descuento, el cual se supone dado y constante. El operador E_t es definido por $E_t X \equiv EX/\Omega_t$, donde X es una variable aleatoria^{12/}, E es el operador de esperanza matemática y Ω_t es el set de información disponible para la empresa en el tiempo t . Se supone que al menos Ω_t incluye $\{n_{t-1}, a_t, a_{t-1}, \dots, w_t, w_{t-1}, \dots\}$.

La secuencia $\{n_{t+j}\}_{j=0}^T$ que maximice (1) debe satisfacer las siguientes condiciones necesarias de primer orden, las cuales resultan de la diferenciación de (1) respecto a $n_t, n_{t+1}, \dots, n_{t+T}$.

$$\frac{\partial V_t}{\partial n_{t+j}} = 0 \quad j = 0, 1, \dots, T$$

$$b^j \left[(f_0 + a_{t+j} - w_{t+j}) - f_1 n_{t+j} - d(n_{t+j} - n_{t+j-1}) \right] + b^{j+1} \left[d E_{t+j} (n_{t+j+1} - n_{t+j}) \right] = 0 \quad (2)$$

para $j = 0, 1, 2, \dots, T-1$

$$E_t b^T \left[f_0 + a_{t+T} - w_{t+T} - f_1 n_{t+T} - d(n_{t+T} - n_{t+T-1}) \right] = 0 \quad (3)$$

para $j = T$

La ecuación (2) es un sistema de ecuaciones diferenciales de segundo orden, conocidas como "ecuaciones de Euler".

Para resolver estas ecuaciones en diferencia de segundo orden se necesitan dos condiciones límites: una es el nivel inicial de n_{t-1} y la otra es la condición terminal (3). Esta condición terminal es conocida como la condición de transversalidad y es una condición necesaria para la optimización. Para obtener la condición terminal en un problema de horizonte infinito es apropiado tomar lo siguiente como condición de transversalidad.

$$\lim_{T \rightarrow \infty} E_t b^T \left[f_0 + a_{t+T} - w_{t+T} - f_1 n_{t+T} - d(n_{t+T} - n_{t+T-1}) \right] = 0 \quad (4)$$

11/ Se supone que los procesos estocásticos que enfrenta la empresa son de un orden exponencial menor que $(1/b)$.

12/ Se supondrá que todas las variables aleatorias tienen primer y segundos momentos finitos.

Las condiciones suficientes para que la condición de transversalidad (4) se cumpla son las siguientes: Primero, que los procesos de a_t y w_t sean de un orden exponencial menor que $(1/b)$, y segundo, la solución para $\{n_{t+j}\}$ sea de un orden exponencial menor que $(1/b)^{13/}$.

Por lo que las condiciones necesarias para optimizar un problema de horizonte infinito serán, entonces, satisfechas si podemos encontrar una solución para la ecuación (2), sujeta a la condición de transversalidad (4) y al valor conocido de n_{t-1} . Esta será la siguiente^{14/}:

$$n_t = \lambda_1 n_{t-1} - \frac{\lambda_1}{d} \sum_{i=0}^{\infty} (\lambda_1 b)^i E_t w_{t+i} + \frac{\lambda_1}{d} \sum_{i=0}^{\infty} (\lambda_1 b)^i E_t a_{t+i} + \frac{\lambda_1}{d} \sum_{i=0}^{\infty} (\lambda_1 b)^i f_0 \quad (5)$$

Se puede demostrar fácilmente que λ_1 es una función decreciente de (f_1/d) y que $(1/\lambda_2) = b\lambda_1$. Por lo que, λ_1 y $(1/\lambda_2)$ se incrementan cuando lo hace también el parámetro de costos de ajuste d . En términos de la ecuación (5), esto significa que un incremento en el parámetro de costos de ajuste, d , al incrementarse λ_1 y $(1/\lambda_2)$, hará decrecer la velocidad a la cual la empresa responde a los salarios reales y a las señales de productividad que ella recibe.

Ahora, para derivar de (5) reglas de decisión explícitas para n_t como función de Ω_t , es necesario que restrinjamos los procesos estocásticos de w_t y a_t .

En orden de preservar la simplicidad del modelo se supondrá que a_t sigue un proceso Markov estocástico de primer orden

$$a_t = \rho a_{t-1} + \epsilon_{1t} \quad |\rho| < 1/b \quad (6)$$

donde ϵ_{1t} es el residuo mínimo cuadrático, con varianza finita y $E\epsilon_{1t} | \Omega_{t-1} = 0$.

Para el caso de los salarios reales w_t , se usó el test de razón de verosimilitud de longitud de rezagos cuyos resultados se muestran en el Cuadro N° 1, el cual encontró que la estructura óptima de considerar era un proceso Markov de cuarto orden.

$$w_t = \alpha_0 + \alpha_1 w_{t-1} + \alpha_2 w_{t-2} + \alpha_3 w_{t-3} + \alpha_4 w_{t-4} + \epsilon_{2t} \quad (7)$$

donde ϵ_{2t} es el residuo mínimo cuadrático que satisface $E\epsilon_{2t} | \Omega_{t-1} = 0$.

CUADRO N° 1

TEST DE RAZON DE VEROSIMILITUD DE LONGITUD DE REZAGOS

LONGITUD DE REZAGOS	X ²	NIVEL DE SIGNIFICACION
5 V/S 4	0,0012	0,971
4 V/S 3	1,3414	0,246
3 V/S 2	0,8843	0,347
2 V/S 1	0,3531	0,551

13/ Ver Sargent (1979), Capítulo 9, pág. 197.

14/ Se deriva de acuerdo al desarrollo que se presenta en el Apéndice D de Rojas (1985).

De acuerdo a estos procesos estocásticos se pueden derivar expresiones para los términos del lado derecho de (5). Es decir, fórmulas para los términos.

$$\sum_{i=0}^{\infty} (\lambda_1 b)^i E_t w_{t+i} \quad \text{y} \quad \sum_{i=0}^{\infty} (\lambda_1 b)^i E_t a_{t+i}$$

Luego, si expresamos (6) y (7) como

$$\rho(L) a_t = \epsilon_{1t} \quad (6')$$

$$\alpha(L) w_t = \epsilon_{2t} \quad (7')$$

Se tendrá, según Sargent y Hansen (1980), que las proyecciones óptimas para (5) según (6) y (7) y el set de información Ω_{t-1} son

$$\sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i E_t w_{t+i} = \alpha(\lambda)^{-1} \left[I + \sum_{i=1}^{K-1} \left(\sum_{s=i+1}^K \lambda^{s-i} \alpha_s \right) L^i \right] w_t \quad (8)$$

$$\sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i E_t a_{t+i} = \rho(\lambda)^{-1} \left[I + \sum_{i=1}^{q-1} \left(\sum_{s=i+1}^q \lambda^{s-i} \rho_s \right) L^i \right] a_t \quad (9)$$

Para los salarios reales y a_t , respectivamente. Donde $\lambda = \lambda_1 b$, I es una matriz identidad 4×4 y K y q son el orden de los procesos w_t y a_t , respectivamente.

Sustituyendo (8) y (9) en (5), encontramos una expresión para la regla de decisión de n_t .

$$\begin{aligned} n_t = & \lambda_1 n_{t-1} - \frac{\lambda_1}{d} \alpha(\lambda)^{-1} \left[I + \sum_{i=1}^{K-1} \left(\sum_{s=i+1}^K \lambda^{s-i} \alpha_s \right) L^i \right] w_t \\ & + \frac{\lambda_1}{d} \rho(\lambda)^{-1} \left[I + \sum_{i=1}^{q-1} \left(\sum_{s=i+1}^q \lambda^{s-i} \rho_s \right) L^i \right] a_t + \frac{\lambda_1}{d} \left[\frac{f_0}{1 - \lambda_1 b} \right] \end{aligned} \quad (10)$$

Ya que $\lambda_1 b < 1$

Si expresamos (10) de la siguiente forma

$$n_t = \lambda_1 n_{t-1} + u_1 w_t + u_2 w_{t-1} + u_3 w_{t-2} + u_4 w_{t-3} + u_0 + u_5 a_t + \frac{\lambda_1}{d} \left[\frac{f_0}{1 - \lambda_1 b} \right] \quad (11)$$

donde los coeficientes u_1 , u_2 , u_3 , u_4 y u_5 representan las implicaciones de la hipótesis de expectativas racionales^{15/}. Nótese que estos coeficientes son alguna función lineal de λ_1 , b , d , ρ , α_1 , α_2 , α_3 , α_4 ; los cuales expresan las restricciones impuestas a través de la regla de decisión y los parámetros de los procesos estocásticos a_t y w_t .

Ahora, rezagando (11) y multiplicándola por ρ , se tiene

$$\begin{aligned} \rho n_{t-1} &= \lambda_1 \rho n_{t-2} + \rho u_1 w_{t-1} + \rho u_2 w_{t-2} + \rho u_3 w_{t-3} \\ &+ \rho u_4 w_{t-4} + \rho u_0 + \frac{\lambda_1}{d} \left[\frac{\rho f_0}{1-\lambda_1 b} \right] + \rho u_5 a_{t-1} \end{aligned} \quad (12)$$

Reemplazando w_t por (7) en (11) y luego restando (12), se obtiene:

$$\begin{aligned} n_t &= (\lambda_1 + \rho) n_{t-1} - \lambda_1 \rho n_{t-2} + (u_2 + u_1 \alpha_1 - \rho u_1) w_{t-1} + (u_3 + u_1 \alpha_2 - \rho u_2) w_{t-2} \\ &+ (u_4 + u_1 \alpha_3 - \rho u_3) w_{t-3} + (u_1 \alpha_4 - \rho u_4) w_{t-4} + \left[u_0 + \frac{\lambda_1}{d} \left[\frac{f_0}{1-\lambda_1 b} \right] \right] (1-\rho) \\ &+ u_1 \alpha_0 + [u_1 \epsilon_{2t} + u_5 (a_t - \rho a_{t-1})] \end{aligned} \quad (13)$$

La cual representa la regla de decisión final para n_t , cuyos parámetros u_1, u_2, u_3, u_4, u_5 que se definen en (14), contienen las restricciones impuestas en la ecuación (13) y representan las implicaciones de la hipótesis de expectativas racionales.

$$\begin{aligned} u_1 &= \frac{\lambda_1}{d} \left[\frac{1}{1-\lambda\alpha_1 - \lambda^2\alpha_2 - \lambda^3\alpha_3 - \lambda^4\alpha_4} \right] \\ u_2 &= \frac{\lambda_1}{d} \left[\frac{\lambda\alpha_2 + \lambda^2\alpha_3 + \lambda^3\alpha_4}{1-\lambda\alpha_1 - \lambda^2\alpha_2 - \lambda^3\alpha_3 - \lambda^4\alpha_4} \right] \\ u_3 &= \frac{\lambda_1}{d} \left[\frac{\lambda\alpha_3 + \lambda^2\alpha_4}{1-\lambda\alpha_1 - \lambda^2\alpha_2 - \lambda^3\alpha_3 - \lambda^4\alpha_4} \right] \\ u_4 &= \frac{\lambda_1}{d} \left[\frac{\lambda\alpha_4}{1-\lambda\alpha_1 - \lambda^2\alpha_2 - \lambda^3\alpha_3 - \lambda^4\alpha_4} \right] \\ u_5 &= \frac{\lambda_1}{d} \left[\frac{1}{1-\rho\lambda} \right] \end{aligned} \quad (14)$$

donde $\lambda = \lambda_1 b$

Finalmente, se puede escribir el completo vector autorregresivo bivariado para n_t y w_t como

15/ Los cuales se definen según el desarrollo del Apéndice E de Rojas (1985).

$$\begin{aligned}
n_t = & C + \frac{(\lambda + \rho)}{b} n_{t-1} - \frac{\lambda \rho}{b} n_{t-2} + (u_2 + u_1 \alpha_1 - \rho u_1) w_{t-1} \\
& + (u_3 + u_1 \alpha_2 - \rho u_2) w_{t-2} + (u_4 + u_1 \alpha_3 - \rho u_3) w_{t-3} \\
& + (u_1 \alpha_4 - \rho u_4) w_{t-4} + V_{1t}
\end{aligned} \tag{15.a}$$

$$w_t = \alpha_0 + \alpha_1 w_{t-1} + \alpha_2 w_{t-2} + \alpha_3 w_{t-3} + \alpha_4 w_{t-4} + V_{2t} \tag{15.b}$$

donde el parámetro C contiene varios elementos determinísticos (independientes del tiempo) que provienen de la regla de decisión, los que no pueden ser identificados separadamente. Además

$$\begin{bmatrix} V_{1t} \\ V_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_5 & u_1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

Aquí V_t es el vector de innovaciones, que es el error en predecir (n_t, w_t) desde su información pasada. Los regresores en (15.a) y (15.b) son 12 y los parámetros libres del modelo son $f_1, d, \rho, \alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, C$, es decir, 9 parámetros, por lo que el modelo se encuentra sobreidentificado.

Las ecuaciones que resumen las restricciones que el modelo impone al vector autorregresivo (15) son, además de las expresadas en (14), las siguientes^{16/}.

$$\left[1 + \frac{\phi}{b} z + \frac{1}{b} z^2 \right] = (1 - \lambda_1 z) (1 - \lambda_2 z) \tag{16.a}$$

$$-\phi = [(f_1/d) + (1+b)] \tag{16.b.}$$

De aquí, la estimación de los parámetros libres $\theta = (f_1, d, \rho, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_0, C)$ es obtenida a través del método de máxima verosimilitud, el cual estima el vector autorregresivo (15.a), (15.b) sujeto a las restricciones (14) y (16).

Sea $\hat{v}_t = (\hat{v}_{1t}, \hat{v}_{2t})'$ el vector residual muestral asociado con el valor del vector de parámetros θ , y bajo el supuesto que v_t es un vector bivariado normal con $E(v_t v_t') = V$, se tendrá que la función de verosimilitud para la muestra de observaciones en los residuos, que se extienden sobre el período $t = 1, \dots, T$ es

$$L(\theta) = (2\pi)^{-\frac{1}{2}T} |V|^{-T/2} \exp \left[-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \hat{v}_t' V^{-1} \hat{v}_t \right] \tag{17}$$

16/ La justificación de (16) se presenta en el Apéndice D de Rojas (1985).

Para el caso en que V es no conocida, Wilson (1973) y Bard (1974)^{17/} demuestran que la estimación máxima verosímil de θ puede ser obtenida por minimizar $|\hat{V}|$ con respecto a θ , donde \hat{V} es la matriz de covarianzas muestral de v_t .

$$\hat{V} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{v}_t \hat{v}_t'$$

La matriz \hat{V} es el estimador máximo verosímil de V . El valor de la función de verosimilitud se transforma entonces

$$\text{Log } L(\theta) = -\frac{1}{2} mT \log(2\pi) - \frac{1}{2} T \left\{ \log |\hat{V}| + m \right\} \quad (18)$$

Donde m es el número de variables, el cual es igual a dos en el presente modelo.

Para testear las restricciones que la teoría impone en el vector autorregresivo usaremos una versión no restringida del vector autorregresivo (15), en el cual cada uno de los 12 regresores tiene su propio parámetro libre. Sea L_u el valor máximo de la función de verosimilitud cuando permitimos que cada uno de los 12 regresores tengan sus propios parámetros libres y sea L_r el valor de la función de verosimilitud bajo las restricciones (14) y (16). Entonces $-2 \log_e (L_r/L_u)$ se distribuye asintóticamente como $X^2(q)$, donde $q = 12 - 9 = 3$ es el número de grados de libertad, que es igual al número de restricciones impuestas por la teoría. Valores altos de la razón de verosimilitud nos llevarán a rechazar las restricciones que la teoría impone en el vector autorregresivo. Para nuestro caso específico se utilizarán los cálculos de Wilson (1973) o Bard (1974), los cuales demuestran que la razón de verosimilitud es igual a $T \left\{ \log_e |\hat{V}_r| - \log_e |\hat{V}_u| \right\}$, donde \hat{V}_r y \hat{V}_u son las estimaciones restringida y no restringida de V , respectivamente.

También se usará el estadístico de razón de verosimilitud para testear el vector autorregresivo restringido (15.a), (15.b) contra una segunda alternativa aún menos restringida, la cual llamaremos vector autorregresivo bivariado no restringido con cuatro valores rezagados de n_t y w_t al lado derecho de cada ecuación. Por lo que, si \hat{V}_u es la matriz de covarianza muestral estimada para los residuos en el vector autorregresivo no restringido, el estadístico de razón de verosimilitud apropiado estará dado por $T \left\{ \log_e |\hat{V}_r| - \log_e |\hat{V}_u| \right\}$. Debido a que la parametrización no restringida tiene ahora 18 parámetros libres, el test de razón de verosimilitud se distribuirá asintóticamente como X^2 con nueve (18-9) grados de libertad.

2. RESULTADOS EMPIRICOS

El modelo presentado anteriormente fue estimado con datos trimestrales de empleo y salarios reales del sector manufacturero chileno. El período que se consideró abarca desde el tercer trimestre de 1972 hasta el primer trimestre de 1983, del cual se pierden cuatro observaciones del comienzo de la muestra, debido a que el proceso autorregresivo de salarios reales es de cuarto orden.

17/ Wilson, G.T. "The Estimation of Parameters in Multivariate Time Series Models". J. Royal States. Soc. Serie B, Nº 1, 1973.

Bard, Y. "Nonlinear Parameter Estimation", New Work: Academic Press, 1974.

Antes de estimar el modelo, ambas series se desestacionalizan y se les quita la tendencia, mediante una regresión de cada una de las series contra un término constante, un término de tendencia lineal, un término de tendencia cuadrática y una variable dummy para el primer trimestre, debido a la estacionalidad que presenta el empleo en dicho trimestre^{18/}. Los residuos de dichas regresiones serán utilizados como datos para la estimación del modelo. Se pueden dar dos razones para quitar, de esta manera, la tendencia antes de ajustar el modelo. Primero, el modelo ignora el efecto del capital en el empleo, exceptuando lo que puede ser capturado por el proceso productivo a_t . Segundo, la teoría predice que cualquier componente determinístico de los procesos de empleo y salarios reales no podrán ser relacionados por el mismo modelo de rezagos distribuidos, como sí puede suceder con sus partes indeterminísticas. El quitar la tendencia antes de la estimación es un mecanismo concebido para aislar el componente indeterminístico.

La maximización de (18) respecto a θ , se dificulta debido a la compleja estructura no lineal que poseen los coeficientes del modelo^{19/}. Dicha maximización se realizó exitosamente utilizando el programa estadístico TSP Versión 4.0^{20/}.

El Cuadro N° 2 nos entrega la estimación del modelo para los datos ajustados estacionalmente, donde los parámetros libres son f_1 , d , ρ , C , α_0 , α_1 , α_2 , α_3 y α_4 , con b mantenido fijo en 0.976, lo cual representa una tasa de descuento de 10% anual. Se puede observar en este cuadro que los parámetros estimados satisfacen las restricciones impuestas a priori al modelo, es decir $\lambda_1 < 1$, $\lambda_2 > (1/b)$, $d > 0$, $f_1 > 0$, $|\rho| < 1 < (1/b)$.

A su vez, es importante notar el alto valor alcanzado por λ_1 , lo cual viene a significar que la respuesta de la empresa, ante las señales recibidas de salarios reales y productividad, se ve prolongada por un espacio mayor de tiempo; es decir, la velocidad a la cual la empresa responde ante un shock en estas variables es baja.

18/ Los términos de tendencias cuadráticas fueron incluidos debido a que presentaban significativos test estadísticos individuales en dichas regresiones. En la regresión de salarios se incluyó también la variable dummy, debido a que mejoraba la estimación del modelo como un todo.

19/ De la restricción (16a) se tiene que

$$\frac{1}{\lambda_1} = \frac{-\frac{\phi}{b} \pm \sqrt{\frac{\phi^2}{b} - \frac{4}{b}}}{\frac{2}{b}} = \frac{-\phi \pm \sqrt{\phi^2 - 4b}}{2}$$

y como $-\phi = \left[\frac{f_1}{d} + 1 + b \right]$ por (16.b), se tiene

$$\lambda_1 = \left\{ 2 / \left[\left(\frac{f_1}{d} + 1 + b \right) + \sqrt{\left(\frac{f_1}{d} + 1 + b \right)^2 - 4b} \right] \right\}$$

término que se introduce tanto en la ecuación de empleo del sistema (15) como en las restricciones de expectativas relacionadas (14), es decir, en u_1 , u_2 , u_3 , u_4 , las cuales se introducen también en (15.a) en los coeficientes de salario rezagados. De esta manera, el sistema (15) queda en función solamente de sus 9 parámetros libres.

20/ La estimación se realizó a través de un Full Information (FIML) del sistema (15), con todas las restricciones en sus coeficientes. Se utilizó el método del gradiente con un criterio de convergencia de 0.0001. Además, la búsqueda de adecuados puntos de partida de los parámetros a estimar adquirió gran importancia para el éxito de dicha maximización, debido a la ya mencionada compleja estructura no lineal de sus coeficientes.

CUADRO N° 2

MODELO RESTRINGIDO
(1973,3 - 1981,1)

$f_1 = 0,0264$	$\alpha_0 = 0,0516$	$u_2 = -0,0156$
$d = 0,3496$	$\alpha_1 = 0,6053$	$u_3 = -0,4375$
$\rho = -0,1151$	$\alpha_2 = 0,1043$	$u_4 = 0,2037$
$\lambda_1 = 0,7682$	$\alpha_3 = -0,1967$	$u_5 = 2,0228$
$\lambda_2 = 1,3337$	$\alpha_4 = 0,0679$	$Q(n) = 14,4000$
$C = -0,1852$	$u_1 = 4,0020$	$Q(w) = 7,4400$

$$V = \begin{bmatrix} 9,09934 & -0,18943 \\ -0,18943 & 0,09727 \end{bmatrix}$$

$$B^{-1} V B^{-1} = \begin{bmatrix} 2,98282 & -0,28639 \\ -0,28639 & 0,09727 \end{bmatrix}$$

$$|\hat{V}_r| = 0,84921 \quad |\hat{V}_u| = 0,80282$$

$$T[1n|\hat{V}_r| - 1n|\hat{V}_u|] = 2,1908$$

Nivel de Confianza Marginal = 0,45

$$|\tilde{V}_u| = 0,71717$$

$$T[1n|\hat{V}_r| - 1n|\tilde{V}_u|] = 6,5907$$

Nivel de Confianza Marginal = 0,32

Luego de estimado el modelo, y como se mencionó en la sección anterior, se procedió a testear las restricciones que la teoría impone en el vector autorregresivo (15); para tal efecto, se estimó el modelo no restringido, donde cada uno de los 12 regresores tiene su propio parámetro libre, estimación que se presenta en el punto 2 del Cuadro N° 3. En el punto 1 de dicho cuadro se presenta (según el Cuadro N° 2) el modelo restringido y en el punto 3 se presenta la alternativa aún menos restringida, la cual llamamos vector autorregresivo bivariado no restringido.

Para el caso más restringido de nuestras dos hipótesis alternativas, el estadígrafo de razón de verosimilitud se distribuye asintóticamente como X^2 con $q=3$ grados de libertad. La razón de verosimilitud es 2,1908, la cual tiene un nivel de confianza marginal igual a 0,45, donde el nivel de confianza marginal es definido de la siguiente manera: Sea X una variable aleatoria X^2 con q grados de libertad y sea x el valor del estadígrafo de razón de verosimilitud. Entonces el nivel de confianza marginal es definido como la Probabilidad de que X sea menor que x , bajo la hipótesis nula. Ante lo cual, valores altos del nivel de confianza nos llevarán a rechazar la hipótesis. En este caso, el estadígrafo de razón de verosimilitud nos indica que la hipótesis no puede ser rechazada a un nivel de significación bajo el 55%. Por lo que el modelo restringido es no rechazado; es

decir, las restricciones impuestas por el supuesto de expectativas racionales son aceptadas por el modelo. Además, el Cuadro N° 3 nos indica que los coeficientes del modelo restringido y no restringido (con restricciones de coeficiente de empleo cero en el vector de salarios) tienen los mismos signos, aunque la ecuación de empleo del modelo no restringido muestra un mayor efecto negativo en el segundo rezago de salarios. Este test de razón de verosimilitud puede ser visto como un soporte para la solución de expectativas racionales versus cualquier modelo econométrico que ignore las restricciones cruzadas debidas al supuesto de expectativas racionales, pero que en definitiva es equivalente al modelo presentado aquí. (Sargent 1976).

CUADRO N° 3

COEFICIENTES DEL MODELO RESTRINGIDO Y NO RESTRINGIDO DE MISMO SIGNO

1. MODELO RESTRINGIDO

$$\begin{bmatrix} n_t \\ w_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0,185 \\ -0,052 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,653 & 2,867 \\ 0 & 0,605 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} n_{t-1} \\ w_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,088 & -0,022 \\ 0 & 0,104 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} n_{t-2} \\ w_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & -0,634 \\ 0 & -0,196 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} n_{t-3} \\ w_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & 0,295 \\ 0 & 0,068 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} n_{t-4} \\ w_{t-4} \end{bmatrix}$$

$$|\hat{V}_r| = 0,84921$$

2. MODELO NO RESTRINGIDO

$$\begin{bmatrix} n_t \\ w_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0,160 \\ -0,051 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,722 & 3,721 \\ 0 & 0,563 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} n_{t-1} \\ w_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,012 & -2,190 \\ 0 & 0,196 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} n_{t-2} \\ w_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & 1,339 \\ 0 & -0,264 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} n_{t-3} \\ w_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & 0,034 \\ 0 & 0,057 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} n_{t-4} \\ w_{t-4} \end{bmatrix}$$

$$|\hat{V}_u| = 0,80281$$

3. MODELO VAR NO RESTRINGIDO

$$\begin{bmatrix} n_t \\ w_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0,168 \\ -0,044 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,706 & 3,807 \\ 0,017 & 0,552 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} n_{t-1} \\ w_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,065 & -1,761 \\ 0,007 & 0,167 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} n_{t-2} \\ w_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,222 & 0,460 \\ -0,010 & -0,304 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} n_{t-3} \\ w_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,131 & 0,836 \\ -0,007 & 0,044 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} n_{t-4} \\ w_{t-4} \end{bmatrix}$$

$$|\hat{V}_u| = 0,71717$$

En el caso del modelo restringido versus la alternativa menos restringida (tercer sistema en el Cuadro N^o 3), el estadígrafo de razón de verosimilitud es de 6,5907, con un nivel de significación marginal igual a 0,32, lo cual significa que la hipótesis nula es aceptada con un nivel de confianza de 68%. Los signos de los coeficientes de este tercer sistema son los mismos que los del modelo restringido, aunque las magnitudes de algunos rezagos son diferentes en la ecuación de empleo. En la ecuación de salarios, el test conjunto (test F) de que todos los coeficientes de empleo son cero, es 0,57; o sea, con un nivel de confianza de 69% se acepta la hipótesis nula de que todos los coeficientes de empleo son cero en la ecuación de salarios reales, además la descomposición ortogonal de varianza del error de pronóstico de este tercer sistema, que se presenta en el Cuadro N^o 4, nos muestra luego de 35 etapas que sólo un 8% de la varianza del error de pronóstico de los salarios reales es explicada por las innovaciones en el empleo, siendo ésta explicada considerablemente por sus propias innovaciones, lo cual viene a apoyar la exogeneidad de salarios reales respecto a empleo, hipótesis que fue testeada en un capítulo anterior.

CUADRO N^o 4

**DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA DEL ERROR DE PRONOSTICO
CON INNOVACIONES ORTOGONALIZADAS**

ESPECIFICACION	ERROR ESTANDAR DEL ERROR DE PRONOSTICO EN EL K-ESIMO PASO	% VARIANZA EN K PASOS DEL ERROR DE PRONOSTICO POR INNOVACIONES ORTOGONALES EN:	
		Empleo	Salario Real
Empleo			
Empleo			
k = 1	2,888	100,00	0,00
k = 3	4,044	87,56	12,43
k = 5	4,425	79,09	20,90
k = 10	4,653	74,00	25,99
k = 20	4,656	73,93	26,07
k = 30	4,656	73,93	26,07
k = 35	4,656	73,93	26,07
Salario Real			
Salario Real			
k = 1	0,299	4,08	95,92
k = 3	0,379	4,79	95,21
k = 5	0,390	7,59	92,41
k = 10	0,391	8,17	91,83
k = 20	0,392	8,19	91,81
k = 30	0,392	8,19	91,81
k = 35	0,392	8,19	91,81

Nota: El orden de ortogonalización es Empleo-Salario Real. Debido a la baja correlación de -0,202 el orden alternativo Salario Real-Empleo entrega una equivalente descomposición de varianza.

Ahora bien, dado que el test de razón de verosimilitud supone que los residuos v_1 y v_2 son serialmente no correlacionados y ya que tanto el estadígrafo de Durbin y Watson, como el estadígrafo h de Durbin, no son aplicables, debido a la inclusión de variables endógenas rezagadas como regresores en los vectores autorregresivos (15.a) y (15.b)^{21/}, es que el Cuadro N° 2 nos entrega dos estadígrafos $Q(n)$ y $Q(w)$, que se derivan del test de Box y Pierce^{22/}. Este chequea la presencia o ausencia de autocorrelación en las series de errores v_1 y v_2 , es decir, testea la aleatoriedad de las innovaciones estimadas para n y w , ante las restricciones impuestas por el modelo. Ambos estadígrafos no presentan problemas de autocorrelación serial.

En resumen, de acuerdo a los tests realizados, las estimaciones tanto del modelo restringido como las de los no restringidos serían cercanamente equivalentes, excepto en un punto: el vector autorregresivo para empleo del modelo restringido posee algunos coeficientes de las variables rezagadas que son generalmente más pequeños en valor absoluto que los presentados en los modelos no restringidos. Esto último se ve claramente a través del enfoque de las "innovaciones contables" que se presenta en los cuadros N°s 5 al 9. El Cuadro N° 5 presenta la representación promedio móvil impuesta por la estimación del modelo restringido, mientras que el Cuadro N° 6 presenta la descomposición de varianza del error de pronóstico para este modelo restringido. Los cuadros N°s 7 y 8 presentan las correspondientes representaciones promedio móvil y descomposición de varianza de la estimación no restringida que se presenta en el punto 2 del Cuadro N° 3. A su vez el Cuadro N° 9 y el ya presentado Cuadro N° 4 corresponden a la representación promedio móvil y descomposición de varianza de la estimación VAR no restringida que se presenta en el punto 3 del Cuadro N° 3. La comparación de los cuadros N°s 5 y 7 nos indica que el modelo restringido captura inicialmente la misma respuesta del empleo ante su propia innovación que el modelo no restringido, la cual comienza a ser subestimada por el modelo restringido a partir del trimestre 10, a su vez, el modelo restringido subestima, a partir del trimestre 15, la respuesta del empleo ante la innovación en salarios reales, efectos que se deben a la ya mencionada diferencia de magnitud de algunos de los coeficientes de la estimación restringida. En general, tanto los cuadros N°s 6 y 8 de descomposición de varianza como las partes iniciales de los cuadros N°s 5 y 7 de la representación promedio móvil, reafirman la equivalencia en la estimación de ambos modelos. Similarmente las representaciones promedio móvil de los modelos restringidos y VAR no restringido que se presentan en los cuadros N°s 5 y 9, respectivamente, nos muestran una respuesta que inicialmente es similar para ambos modelos, tanto para la respuesta del empleo ante su propia innovación como la respuesta ante una innovación en salario real para, posteriormente, al igual que el caso anterior, el modelo restringido comience a subestimar las respuestas por la misma causa anterior. A su vez, los cuadros N°s 6 y 4 de descomposición de varianza confirman, igualmente, la equivalencia de ambas estimaciones.

Por lo que, tanto por los tests realizados como por el enfoque de las "innovaciones contables", se puede concluir que en ambos casos las hipótesis nulas son aceptadas,

21/ Al existir variable endógena rezagada, el estadígrafo de Durbin y Watson está sesgado al valor 2, lo que implicaría ausencia de autocorrelación; a su vez, aunque el estadígrafo h de Durbin permite la inclusión de variable endógena rezagada para testear la autocorrelación, ésta solamente puede estar rezagada en un período, lo cual, ciertamente, no es nuestro caso.

22/ El número de autocorrelaciones testeado fue 15. Para más detalle del test, ver Box, G.E.P. y Pierce, D.A. "Distribution of Residual Autocorrelations in Autorregressive-Integrated Moving Average Models" J.A.S.A. Vol. 65, págs. 1509-1526. 1970.

lo que significa que las restricciones impuestas por el supuesto de expectativas racionales no son rechazadas, ya sea en el caso en que se imponen las restricciones de coeficiente de empleo igual a cero en el vector autorregresivo de salarios reales o no, lo cual apoya la primitiva hipótesis de exogeneidad de Salarios Reales.

CUADRO Nº 5

REPRESENTACION PROMEDIO MOVIL MODELO RESTRINGIDO

TRIMFSTRE	EMPLEO	SALARIO REAL
Respuestas al shock de 1 DS en empleo		
1	2,9547	0,0000
2	1,9297	0,0000
3	0,9990	0,0000
4	0,4818	0,0000
5	0,2263	0,0000
6	0,1052	0,0000
7	0,0487	0,0000
8	0,0225	0,0000
9	0,0104	0,0000
10	0,0047	0,0000
15	0,0001	0,0000
20	0,0000	0,0000
25	0,0000	0,0000
30	0,0000	0,0000
Respuestas al shock de 1 DS en Salarios Reales		
1	-0,6073	0,3119
2	0,4976	0,1888
3	0,9132	0,1468
4	0,7714	0,0472
5	0,5275	0,0279
6	0,3179	0,0057
7	0,1903	0,0071
8	0,1126	0,0026
9	0,0686	0,0031
10	0,0409	0,0011
15	0,0024	0,0000
20	0,0001	0,0000
25	0,0000	0,0000
30	0,0000	0,0000

CUADRO N° 6

DESCOMPOSICION DE VARIANZA CON INNOVACIONES ORTOGONALIZADAS
MODELO RESTRINGIDO

Orden: Salario Real-Empleo

TRIMESTRE	ERROR ESTANDAR	EMPLEO	SALARIO REAL
Salario Real			
1	0,3118	0,00	100,00
2	0,3645	0,00	100,00
3	0,3930	0,00	100,00
4	0,3958	0,00	100,00
5	0,3968	0,00	100,00
6	0,3968	0,00	100,00
10	0,3969	0,00	100,00
20	0,3969	0,00	100,00
30	0,3969	0,00	100,00
35	0,3969	0,00	100,00
Empleo			
1	3,0165	95,94	4,06
2	3,6153	95,28	4,72
3	3,8603	90,27	9,73
4	3,9660	86,99	13,01
5	4,0074	85,53	14,47
6	4,0213	85,00	15,00
10	4,0286	84,71	15,29
20	4,0287	84,71	15,29
30	4,0287	85,71	15,29
35	4,0287	84,71	15,29

CUADRO Nº 7

REPRESENTACION PROMEDIO MOVIL MODELO NO RESTRINGIDO

TRIMESTRE	EMPLEO	SALARIO REAL
Respuestas al shock de 1 DS en empleo		
1	2,8873	0,0000
2	2,0864	0,0000
3	1,4724	0,0000
4	1,0385	0,0000
5	0,7324	0,0000
6	0,5166	0,0000
7	0,3643	0,0000
8	0,2569	0,0000
9	0,1812	0,0000
10	0,1278	0,0000
15	0,0223	0,0000
20	0,0038	0,0000
25	0,0007	0,0000
30	0,0001	0,0000
Respuestas al shock de 1 DS en Salarios Reales		
1	-0,5629	0,3103
2	0,7479	0,1749
3	0,5186	0,1597
4	0,9924	0,0424
5	0,7638	0,0268
6	0,7667	-0,0087
7	0,5157	-0,0017
8	0,4135	-0,0073
9	0,2581	-0,0006
10	0,1926	-0,0018
15	0,0298	0,0001
20	0,0055	0,0000
25	0,0009	0,0000
30	0,0002	0,0000

CUADRO N° 8

DESCOMPOSICION DE VARIANZA CON INNOVACIONES ORTOGONALIZADAS
MODELO NO RESTRINGIDO

Orden: Salario Real-Empleo

TRIMESTRE	ERROR ESTANDAR	EMPLEO	SALARIO REAL
Salario Real			
1	0,3103	0,00	100,00
2	0,3562	0,00	100,00
3	0,3904	0,00	100,00
4	0,3927	0,00	100,00
5	0,3936	0,00	100,00
6	0,3937	0,00	100,00
10	0,3938	0,00	100,00
20	0,3938	0,00	100,00
30	0,3938	0,00	100,00
35	0,3938	0,00	100,00
Empleo			
1	2,9416	96,33	3,67
2	3,6832	93,54	6,46
3	4,0003	92,84	7,16
4	4,2504	88,20	11,80
5	4,3801	85,85	14,15
6	4,4767	83,52	16,48
10	4,5639	81,55	18,45
20	4,5690	81,45	18,55
30	4,5690	81,45	18,55
35	4,5690	81,45	18,55

CUADRO N° 9

REPRESENTACION PROMEDIO MOVIL MODELO VAR NO RESTRINGIDO

TRIMESTRE	EMPLEO	SALARIO REAL
Respuestas al shock de 1 DS en empleo		
1	2,8301	0,0000
2	1,9993	0,0498
3	1,7863	0,0850
4	0,9990	0,0729
5	0,9018	0,0297
6	0,6348	-0,0043
7	0,5568	-0,0207
8	0,3694	-0,0197
9	0,2594	-0,0139
10	0,1357	0,0078
15	-0,0123	0,0021
20	-0,0082	0,0000
25	0,0009	0,0000
30	0,0001	0,0000
Respuestas al shock de 1 DS en Salarios Reales		
1	-0,5838	0,2992
2	0,7269	0,1550
3	0,5385	0,1440
4	0,9706	0,0359
5	0,6867	0,0282
6	0,7646	-0,0064
7	0,5033	0,0016
8	0,4410	-0,0064
9	0,2584	-0,0013
10	0,2021	-0,0053
15	0,0027	-0,0019
20	0,0065	-0,0002
25	0,0015	0,0000
30	0,0000	0,0000

Finalmente, al igual que en el capítulo anterior, podemos ver claramente en el Cuadro N° 6 de descomposición de varianza del modelo restringido que el salario real comienza a tener algún efecto importante en el empleo a partir del tercer y cuarto trimestre, lo que vendría a apoyar la importancia relativa del coeficiente de costos de ajuste (d) estimado en 0,35, el cual estaría retardando el efecto de los salarios reales sobre

el empleo, efecto que debería retardarse más si el parámetro de costos de ajuste fuese mayor.

A modo de probar lo anterior, el Cuadro N° 10 nos entrega la descomposición de varianza del modelo restringido cuando el parámetro de costos de ajuste es aumentado en un 50% ($d=0,525$). Se puede observar de éste, que el salario real empieza a tener un efecto importante en el empleo a partir del quinto y sexto trimestre; es decir, el empleo necesitaría, por lo menos, cinco o seis trimestres para ajustarse ante un shock en salarios reales, producto de los ya mencionados costos de ajuste. Esto último también se ve apoyado por el aumento de la raíz λ_1 a 0,808, lo que indicaría una disminución de la velocidad a la cual se ajusta la empresa.

CUADRO N° 10

**DESCOMPOSICION DE VARIANZA CON INNOVACIONES ORTOGONALIZADAS
MODELO RESTRINGIDO ($d=0,525$)**

Orden: Salario Real-Empleo

TRIMESTRE	ERROR ESTANDAR	EMPLEO	SALARIO REAL
Salario Real			
1	0,3118	0,00	100,00
2	0,3645	0,00	100,00
3	0,3930	0,00	100,00
4	0,3958	0,00	100,00
5	0,3968	0,00	100,00
6	0,3968	0,00	100,00
10	0,3969	0,00	100,00
20	0,3969	0,00	100,00
30	0,3969	0,00	100,00
35	0,3969	0,00	100,00
Empleo			
1	3,0442	95,54	4,46
2	3,6823	96,65	3,35
3	3,9021	94,78	5,22
4	3,9862	93,14	6,86
5	4,0182	92,27	7,73
6	4,0295	91,91	8,09
10	4,0358	91,68	8,32
20	4,0359	91,67	8,33
30	4,0359	91,67	8,33
35	4,0359	91,67	8,33

(Continuación Cuadro N° 10)

Orden: Empleo-Salario Real

TRIMESTRE	ERROR ESTANDAR	EMPLEO	SALARIO REAL
Salario Real			
1	0,3118	4,45	95,55
2	0,3645	4,45	95,55
3	0,3930	4,45	95,55
4	0,3958	4,45	95,55
5	0,3968	4,45	95,55
6	0,3968	4,45	95,55
10	0,3969	4,45	95,55
20	0,3969	4,45	95,55
30	0,3969	4,45	95,55
35	0,3969	4,45	95,55
Empleo			
1	3,0442	100,00	0,00
2	3,6823	97,04	2,96
3	3,9021	93,02	6,98
4	3,9862	90,57	9,43
5	4,0182	89,44	10,56
6	4,0295	89,00	11,00
10	4,0358	88,75	11,25
20	4,0359	88,74	11,26
30	4,0359	88,74	11,26
35	4,0359	88,74	11,26

Es importante tener en mente que el modelo presentado aquí tiene varias limitaciones, las cuales se sugieren para un futuro trabajo. Primero, en el desarrollo del modelo se han agregado las distintas categorías de bienes, factores y tiempo. Por ejemplo, los numerosos bienes producidos bajo el título de manufacturas son tratados como un solo bien. Además, sería importante diferenciar el factor trabajo a lo menos en dos categorías: Calificado y No Calificado. Segundo, sería interesante expandir el modelo a fin de que considerara el factor Capital, en una forma no tan compleja y difícil de estimar como es el caso que presenta Meese (1980). Sin embargo, las extensiones en cada una de estas direcciones, aunque posibles, son complejas y costosas, principalmente en lo que se refiere a la estimación máximo verosímil del modelo.

V. DIRECCION DE FUTURAS INVESTIGACIONES

Todos los trabajos empíricos existentes están basados en el supuesto de que los volúmenes de costos son cuadráticos, debido a que esta es la única forma de llegar a una simple relación lineal de empleo. Dentro de este contexto es claro el ámbito donde avanzar. La combinación de una tecnología flexible con factores múltiples y un tratamiento satisfactorio de las expectativas permanece difícil de conseguir, pero está claro que es el próximo paso en la agenda.

Además, es particularmente importante desagregar el trabajo a lo menos en dos clases diferentes, debido a la enorme diferencia que existiría en los costos de ajuste entre los distintos grupos. Si el empleo es agregado, seguramente es necesario tomar en cuenta este hecho en la especificación de la ecuación agregada. Está claro que en el mejor de los casos posibles sería interesante trabajar con datos de empresas, debido a que siempre se ha tenido la impresión de que la agregación de muchas diferentes empresas tendería a ocultar sus verdaderas estructuras, tal vez suprimiendo la respuesta individual de la más irregular empresa. Por ejemplo, existen empresas individuales que algunas veces abren o cierran plantas, produciendo rápidos cambios en el empleo. Efecto que sería posible explicar al trabajar con datos de la empresa, pero al trabajar a un nivel agregado éste nunca se revelaría.

Finalmente, la pregunta que surge es cómo sería posible o deseable moverse del escenario cuadrático en las aplicaciones empíricas. Esto pareciera indiscutiblemente deseable, ya que las principales bases para aceptar los costos de ajuste cuadráticos se han ido mermando.

APENDICE A

Análisis de Series de Tiempo: Modelo Vector Autorregresivo (VAR)^{1/}

En este apéndice se presenta una metodología alternativa para tratar las series de tiempo. La ventaja de este modelo es que no requiere de muchos supuestos respecto a la estructura de la economía, como es el caso de otros modelos, ya que este método es, básicamente, de naturaleza estadística.

El modelo con el cual se trabaja es una ecuación en diferencia lineal estocástica, más comúnmente llamado vector autorregresivo (VAR).

Cada elemento del vector de variables posee una ecuación, en cuyo lado derecho se encuentran sus propios valores rezagados y los valores rezagados de todas las otras variables del sistema.

La especificación del VAR es muy general. Este es capaz de modelar arbitrariamente bien cualquier proceso estocástico de covarianza estacionaria. La principal debilidad en su especificación y la razón por la cual no ha sido usado en extenso en el pasado se debe a que el número de parámetros libres se incrementa cuadráticamente con el número de variables del sistema. Por ejemplo, un modelo con cinco rezagos y aproximadamente veinte variables, estará muy cerca de tener cero grados de libertad.

Varios tipos de modelos macroeconómicos pueden ser vistos como vector autorregresivo, con particulares clases de restricciones. Es así como las formas reducidas de los tradicionales modelos econométricos de ecuaciones simultáneas son un caso especial de VAR. Tales modelos son estimados e identificados a través de la imposición de un gran número de restricciones de exclusión en las ecuaciones estructurales y de restricciones implícitas para catalogar las variables en exógenas y endógenas.

Otro método común para pronosticar es el de Box y Jenkins (ARIMA), que genera procesos estocásticos, los cuales, bajo el supuesto de invertibilidad, nos dan una representación autorregresiva. Mientras tales modelos son, teóricamente, virtuosos y capa-

1/ Basado en Litterman, R. y en el Capítulo VIII de la Tesis Doctoral de Montt, F.

ces de captar largos rezagos en las distribuciones con parsimoniosa parametrización, ellos tienen severas desventajas. La adición de un promedio móvil, lo cual diferencia los modelos ARIMA de los VAR, provoca una pérdida de linealidad, lo que produce que la estimación, la inferencia estadística, la interpretación y la predicción sean más difíciles, aún en el caso univariante y las dificultades se incrementan dramáticamente con los modelos multivariantes. Los modelos univariantes, comúnmente usados, pueden ser vistos como multivariantes si se imponen severas restricciones de exclusión a las ecuaciones cruzadas.

La solución de equilibrio de los modelos de expectativas racionales^{2/} son otro caso especial de VAR. Aquí, el supuesto de comportamiento optimizador de los agentes, generalmente conducirá a un complejo conjunto de restricciones en las ecuaciones cruzadas.

Una característica común de los modelos de ecuaciones simultáneas, ARIMA y de expectativas racionales, es que las restricciones son impuestas con completa certidumbre. En cambio, el procedimiento que se sugiere aquí (VAR) agrega información en la forma de distribución de probabilidades.

Representación Teórica

El modelo estadístico subyacente del procedimiento vector autorregresivo es un sistema dinámico lineal con un vector aleatorio ($n \times 1$) de productos, x_t , el cual es generado por una ecuación en diferencia estocástica. El vector x puede incluir variables ya sean exógenas o endógenas, por ejemplo: producto, inversión, tasas de interés, salario, empleo. Cada variable es tratada como una función lineal de sus propios rezagos y de los valores rezagados de cada una de las otras variables, más un error aleatorio.

Si suponemos que el proceso del vector estocástico es linealmente regular y de covarianza estacionaria es posible escribir

$$x_t = \hat{x}_t^n + \epsilon_t^n \quad (1)$$

donde \hat{x}_t es la mejor proyección lineal de x_t basada en su propio pasado, $x_t = P(\hat{x}_t / x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-n})$ y ϵ_t es un proceso de ruido blanco, el cual es ortogonal a las realizaciones pasadas de x_t , lo cual incluye también todos los vectores pasados del error ϵ , es decir, $P(\epsilon_t / x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, \epsilon_{t-1}, \epsilon_{t-2}, \dots) = 0$.

Como n avanza hacia el infinito, la secuencia $\{x_t^n\}$ converge, en un sentido de cuadrado medio, a la proyección de x_t basada en un conjunto infinito de valores rezagados de x , entonces podemos escribir la ecuación mencionada anteriormente de la siguiente forma

$$x_t = P(x_t / x_{t-1}, x_{t-2}, \dots) + \epsilon_t \quad (2)$$

Donde ϵ_t es el residuo mínimo cuadrático. Por lo que la proyección basada en un pasado finito puede aproximarse a la proyección basada en un pasado infinito arbitrariamente bien.

2/ Sargent (1978.b), Eckstein (1984).

El teorema de descomposición de Wol nos permite, si $\{x_t\}$ es un proceso lineal regular y además estocástico y de covarianza estacionaria, tener entonces

$$x_t = \sum_{s=0}^{\infty} \theta_t(s) \epsilon(t-s) \quad (3)$$

Donde $\epsilon(s)$ es la innovación en $x(s)$ y $\theta_t(s)$ es una matriz de constantes. La ecuación (3) es llamada la representación promedio móvil de x_t .

La secuencia $\{\theta_t(s)\}$ es absolutamente una suma de cuadrados y

$$V(\epsilon_t, \epsilon_t^T) = \sum$$

Y todas las covarianzas cruzadas son cero, $t \neq s$. La representación MAR(3), también supone que el vector del proceso estocástico x_t es linealmente indeterminado. De otro modo, la ecuación (3) también debería incluir un término que podría ser predicho arbitrariamente bien por una función lineal de los valores pasados de x .

Si además de las condiciones ya dichas, suponemos que $\theta_t(0)$ es invertible y si todas las raíces de (3) están fuera del círculo unitario, entonces podemos obtener una representación autorregresiva de $x(t)$.

$$\sum_{s=0}^{\infty} \gamma_t x(t-s) = \epsilon_t \quad (4)$$

donde existe una relación entre $\gamma(s)$ y $\theta(s)$, ya que por una larga división de polinomios se tiene

$$\gamma(L)^{-1} = \theta(L)$$

$$\text{donde } \theta(L) = \sum_{s=0}^{\infty} \theta(s). \text{ Nótese que } \gamma(0) = \theta(0)$$

Si efectuamos un shock unitario, en una sola innovación en (4), por ejemplo $\epsilon_{ij}=1$ y $\epsilon_{js}=0$, para todo $s = 0, 1, \dots, y$, dadas todas las condiciones iniciales, este shock se expresará por la columna i en la matriz θ . El elemento θ_{ji} en la matriz $\theta(s)$ es la respuesta de la variable j ante un shock en la variable i en el período s .

En concordancia con el teorema de Wold, cualquier proceso estocástico estacionario puede ser representado como la suma de un componente determinístico^{3/} y uno no determinístico, el cual es representado como un promedio móvil (Ecuación (3)). De aquí, todos los procesos estocásticos estacionarios, para los cuales el componente de promedio móvil es invertible, puede ser representado por uno autorregresivo de orden infinito y aproximadamente bien por uno autorregresivo de orden finito. Además, una amplia clase de series no estacionarias pueden ser representadas por un modelo au-

3/ Un componente determinístico de x_t , típicamente adicional, puede incluir un polinomio en t variables dummies estacionales.

torregresivo, si los primeros m valores de un proceso de orden m son tomados como predeterminados o dados por una distribución de probabilidades.

Por tanto, mediante el teorema de Wold y las condiciones agregadas, tenemos que x_t puede ser aproximado arbitrariamente bien por una representación finita de un vector autorregresivo.

$$x_t = \sum_{s=1}^K \gamma_t(s) x_{t-s} + u_t \quad (5)$$

Con la elección de un k suficientemente grande, donde $\gamma(s)$ es una matriz de constantes, $\sum \gamma_t(s) x_{t-s}$ es el mejor pronosticador lineal de x_t , el cual minimiza el error de pronóstico. Nótese que u_t es serialmente no correlacionado y con covarianza finita.

Para estimar el vector autorregresivo (VAR) o promedio móvil (MAR), requerimos de algunos supuestos adicionales. Se presumirá que $E[u_i(t)/x_i(t-s)]_{i,s} = 0$, unido con el supuesto de estacionariedad hecho anteriormente, uno puede justificar la usual teoría de distribución para mínimos cuadrados.

Consistentes estimaciones de las matrices $\gamma(s)^4$ pueden ser obtenidas por medio del método de Aitken-Zellner, aparentemente de regresiones no relacionadas (nótese que la condición general para que los estimadores de mínimos cuadrados sean asintóticamente eficientes, es que todos los regresores sean los mismos en todas las ecuaciones, o alternativamente, que la matriz varianza-covarianza de los errores sea diagonal).

$$x_t = \sum_{s=0}^{\infty} \theta(s) T T^T u_t \quad \text{o} \quad x_t = \sum_{s=0}^{\infty} d(s) w_t \quad (6)$$

donde $V[u_t] = \Sigma = T T^T$ y $V[T^{-1} u_t] = I$. Debido a que la ortogonalización no es única, es aconsejable y atractivo elegir una tal, que T sea una baja matriz triangular. De este modo, la matriz restringe que las primeras innovaciones sean correlacionadas con el resto de las innovaciones, y las segundas innovaciones sean correlacionadas con las siguientes $(n-2)$ y así sucesivamente. Esto quiere decir que un shock en las primeras ecuaciones tiene un efecto contemporáneo en todas las variables, mientras que un shock en las últimas variables del sistema tiene un efecto solamente en ellas mismas.

Luego que la representación autorregresiva ha sido estimada se pueden derivar algunos usos del VAR, tales como: i) la respuesta del sistema a las innovaciones, en cualquiera de sus componentes, y ii) la descomposición ortogonal de la varianza. Esta función de respuestas a los impulsos es simplemente la representación del promedio móvil del sistema indicado por la ecuación (3). Esta es una secuencia de matrices, $\theta_0, \theta_1, \theta_2, \theta_3, \dots$, con $\theta_0 = I$ tal que:

$$x_t = \theta_0 \epsilon(t) + \theta_1 \epsilon(t-1) + \dots = \theta(L) \epsilon_t \quad (7)$$

donde los ϵ son las innovaciones en el proceso x . La respuesta de la variable i ante una unidad de innovación en la variable j en k períodos delante es dada por el elemento ij de θ_k .

4/ Debido a la estacionalidad, se obtiene que las matrices $\theta_t(s)$ y $\gamma(s)$ son matrices fijas.

Algún cuidado debemos tener para interpretar las matrices de respuesta de impulsos. Primero debemos reconocer que uno en general no esperaría que innovaciones de diferentes variables ocurran independientemente. La matriz de correlaciones de los residuos nos indicaría que es probable que las innovaciones ocurran conjuntamente, ya que este modelo es lineal y la respuesta a la combinación de innovaciones es justamente la suma de las contribuciones por separado.

Otro cuidado que debemos tener es el concerniente al supuesto implícito de que la estructura del sistema no cambia. Este requiere cuidadosa consideración cuando las características de la respuesta al impulso pueden afectar las decisiones de políticas.

El coeficiente definido en (6) tiene la interpretación de ser la respuesta de los impulsos en la variable correspondiente, incluyendo todas las respuestas contemporáneas que puedan ocurrir.

El otro uso del VAR es la descomposición ortogonal de la varianza, ya que algunas veces es de interés ver la partición de la varianza del error de pronóstico, dentro de la proporción atribuible a las innovaciones en cada variable del sistema.

Si las innovaciones contemporáneas en diferentes variables son ortogonales, la descomposición de la varianza del pronóstico debe ser correcta.

Usando el coeficiente definido en (6) y los de la representación promedio móvil (MAR) definidos en la ecuación (3) estamos en condiciones de obtener la proporción de la varianza del error de pronóstico que puede ser atribuible a cada innovación.

Definamos

$$C_{ij}(s) = \sum_{j=0}^s \theta_{ij}(s)^2$$

como la parte de la varianza del error de pronóstico en $x_i(s)$, contabilizada para un impulso en la variable j en el tiempo cero. Entonces, la proporción de la varianza del error de pronóstico de $x_i(s)$ contabilizada para un impulso en x_j es definido por

$$\sum_{j=1}^n \frac{C_{ij}(s)}{d_{ij}(s)}$$

donde d_{ij} son los coeficientes apropiados provenientes de (6).

Los coeficientes $\gamma(s)$, $\theta(s)$, unidos con el enfoque de las "innovaciones contables" descrito anteriormente, pueden y deben proveer alguna idea sobre la dinámica del sistema, como a su vez nos debe permitir probar si existe o no causalidad de algún tipo en el sistema.

BIBLIOGRAFIA

- Bard, Y. "Nonlinear Parameter Estimation". New York: Academic Press, 1974.
- Berndt, E.R.; Morrison, C. y Watkins, G.C. "Dynamic Models of Energy Demand: An Assessment and Comparison" en E. Berndt y B. Field. *Measuring and Modelling Natural Resource Substitution*. Cambridge: MIT Press, 1981.
- Cox Edwards, A. "The Chilean Labor Market 1970-1983: An Overview" (1985).
- Doan, T.A., y R.B. Litterman, "User's Manual: RATS, Version 4.11". Sept. 1983.
- Eckstein, Z. "A Rational Expectations Model of Agricultural Supply". *J. Political Economy*. Vol. 92, Nº 1, 1984.
- Eisner, R. y Strotz, R. "Determinants of Business Investment". Impacts of Monetary Policy, Prentice-Hall, 1963.
- Epstein, L. y Denny, M. "The Multivariate Flexible Accelerator Model: Its Empirical Restrictions and an Application to U.S. Manufacturing". *Econometrica*, May, 1983.
- Geweke, J.; Meese, R. y Dent, W. "Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal Systems". *J. of Econometrics* 21, 1983.
- Gould, J. "Adjustment Costs in the Theory of Investment of the Firm". *Review of Economic Studies*, 35, 1968.
- Granger, C.W.J. "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods". *Econometrica* 37, Nº 3, July 1969.
- Granger, C.W.J. y Newbold, P. "Forecasting Economic Time Series". New York: Academic-Press.
- Holt, C. "Planning Production Inventories and Work Force". Prentice-Hall. 1960.
- Kennan, J. "The Estimation of Partial Adjustment Models with Rational Expectations". *Econometrica*. Nov. 1979.

- Litterman, R. "A Bayesian Procedure for Forecasting with Vector Autoregressions". Federal Reserve Bank of Minneapolis Working Paper. 1981.
- Lucas, R. "Optimal Investment Policy and the Flexible Accelerator". *International Economic Review*, 8, 1967.
- "Adjustment Costs and the Theory of Supply". *Journal of Political Economy*. August. 1967.
- Meese, R. "Dynamic Factor Demand Schedules for Labour and Capital Under Rational Expectations". *Journal of Econometrica*, 14, 1980.
- Montt, F. "Time Series Analysis of the Copper Market". Cap. VIII, *Tesis Doctoral*.
- Morrison, C. "Structural Models of Dynamic Factor Demands with Nonstatic Expectations: An Empirical Comparison of Rational and Adaptive Expectations". *Tufts University, Mimeo*. 1983.
- Morrison, C. y Berndt, E. "Short-Run Labour Productivity in a Dynamic Model". *Journal of Econometrics* 16, 1981.
- Mortensen, D. "Generalized Costs of Adjustment and Dynamic Factor Demand Theory". *Econometrica* 41, 1973.
- Nadiri, M.I. y S. Rosen. "Interrelated Factor Demand Functions". *American Economic Review* 69, Sept. 1969.
- Nerlove, M. "Lags in Economic Behaviour". *Econometrica* 40, 1972.
- Nickell, S. "Fixed Costs, Employment and Labour Demand Over the Cycle". *Economica*, Nov. 1978.
- "Dynamic Models of Labour Demand". *Centre for Labour Economics, London School of Economics*, Discussion Paper N^o 197, 1984.
- Oi, W. "Labor as a Quasi-Fixed Factor". *Journal of Political Economy*. December 1962.
- Pindyck, R. y Rotemberg, J. "Dynamic Factor Demands and the Effects of Energy Price Shocks". *American Economic Review*, 1983.a.
- "Dynamic Factor Demands Under Rational Expectations". *Scandinavian Journal of Economics* 85,(2), 1983.b.
- Riveros, L.A. "Un análisis sobre el problema del empleo en Chile en la década del 70". *Estudios de Economía* N^o 23, U. de Chile, Segundo Semestre de 1984.
- y P. Arrau. "Un análisis empírico de la demanda por trabajo del sector industrial chileno 1974-1982". *Estudios de Economía* N^o 22, U. de Chile, Primer Semestre de 1984.
- Rojas, P. "Demanda Dinámica por Trabajo". Tesis de Magister, Universidad Católica de Chile, 1985.
- Sargent, T.J. "The Observational Equivalence of Natural and Unnatural Rate Theories of Macroeconomics". *Journal of Political Economy* 84, 1976.
- "Rational Expectations, Econometric Exogeneity, and Consumption". *Journal Political Economy*, Vol. 86, N^o 4, 1978.a.

- "Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules under Rational Expectations". *Journal Political Economy*, Vol. 86, N^o 6, 1978.b.
- "Macroeconomic Theory". New York: Academic Press, 1979.
- "Interpreting Economic Time Series". *Journal Political Economy* 89, 1981.
- y Hansen, L.P. "Formulating and Estimating Dynamic Linear Rational Expectations Models". *Journal of Economic Dynamics and Control* 2, February 1980.
- Sims, C.A. "Money, Income, and Causality". *American Economic Review* 62, N^o 4, Sept. 1972.
- "Output and Labor Input in Manufacturing". *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, 1974.
- "Macroeconomics and Reality". *Econometrica* 48, 1980.a.
- "Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered". *American Economic Review*, Vol. 70, N^o 2, 1980.b.
- Tinsley, P. "A Variable Adjustment Model of Labor Demand". *International Economic Review*, October 1971.
- Treadway, A. "On Rational Entrepreneurial Behavior and the Demand for Investment". *Review of Economic Studies*. 36, 1969.

TITULOS PUBLICADOS DE LA SERIE DE ESTUDIOS ECONOMICOS

<i>Nº</i>	<i>Título</i>	<i>Autor(es)</i>
1.	Incidencia de la inflación externa en el índice de precios al consumidor en Chile. 1981.	Wally Meza San Martín
2.	Algunas reflexiones acerca del proceso de apertura financiera en Chile. 1981.	Francisco Rosende R.
3.	El patrón de fijación cambiaria: una aproximación empírica. 1981.	Hugo Albornoz P.
4.	Algunos antecedentes básicos sobre la evolución de las importaciones de bienes de capital durante el período 1977-1980. 1981.	Juan C. Corral Wally Meza San Martín
5.	Evolución de la política cambiaria en el período 1973-1980. 1981.	Wally Meza San Martín
6.	Elementos acerca de la determinación del tipo de cambio efectivo. 1981.	Francisco Rosende R.
7.	Empleo generado por las exportaciones: Chile 1973-1979. 1981.	Verónica Urzúa T.
8.	Política monetaria y tasas de interés: una aproximación empírica. 1981.	Roberto Toso C.
9.	Evolución de la actividad textil, período 1969-1980. 1981.	Manuel Torres Aguirre
10.	El mercado del azúcar. 1982.	Guillermo Jorquera Figueroa
11.	Números índices de comercio exterior: metodología utilizada para la elaboración de los índices de valor unitario y cuántum de importaciones y exportaciones. 1982.	Wally Meza San Martín Francisco Pizarro B.
12.	Antecedentes sobre la evolución de la industria automotriz. 1982.	Carlos Godoy Vera
13.	Algunas consideraciones acerca de tasas de interés internacionales. 1982.	Iván Porras P.
14.	Reflexiones sobre apertura financiera. El caso chileno. 1982.	Mario Gutiérrez Urrutia
15.	Política fiscal y cambiaria en economías inflacionarias: consideraciones sobre la experiencia chilena. 1982.	Sergio de la Cuadra F. Francisco Rosende R.
16.	Evolución de la política arancelaria: años 1973-1981. 1982.	Cecilia Torres Rojas
17.	Medición del desarrollo financiero chileno (1975-1980). 1982.	Pedro Pablo Vergara B. José Miguel Yrarrázaval E.