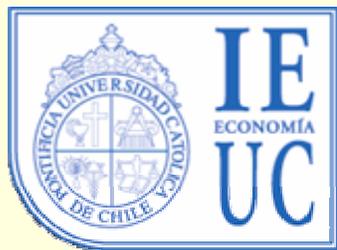


N° 105
Septiembre 1986



Documento de Trabajo

ISSN (edición impresa) **0716-7334**

ISSN (edición electrónica) **0717-7593**

Demanda Dinámica por Trabajo

Patricio Rojas

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMIA

Oficina de Publicaciones
Casilla 274-V, Correo 21
Santiago - Chile

DEMANDA DINAMICA POR TRABAJO*

Patricio Rojas Ramos

Documento de Trabajo N°105

Santiago, Septiembre, 1986

* Se agradecen los valiosos comentarios de Felipe Montt, Fernando Coloma y Francisco Rosende. Este trabajo forma parte de la tesis de Magister en Economía del autor.

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 en promedio fueron de 13,2% por año.

La evolución exhibida por el mercado laboral chileno en el período 1970-1983, Cuadro 1, nos indica que este mercado experimentó al menos dos grandes ciclos, los cuales se vieron condicionados y/o combinados con elementos tales como: cambios en la política económica, cambios en la estructura legal que envuelve 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.

Es así, como las dos recesiones mundiales, 1975 y 1981, tuvieron un gran impacto en el nivel de actividad económico doméstico. Esto fue acompañado, especialmente en la última recesión, por el fuerte crecimiento de los salarios reales, lo que provocó una importante caída en el nivel de demanda por trabajo. A su vez, la transformación de la economía chilena de una economía controlada a un sistema de libre mercado, produjo una importante reasignación que aparentemente ne-

cesitó de un gran período de ajuste.

De lo anterior, es posible rescatar la importancia 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 tanto la situación de elevado desempleo que muestra la economía chilena desde hace algunos años, como para diseñar políticas correctivas de acuerdo a dichos diagnósticos.

La persistencia de un alto desempleo en Chile ha intentado ser explicada por distintos analistas, los cuales han postulado diferentes hipótesis tanto desde el punto de vista del comportamiento de la oferta como de la demanda de trabajo, concluyéndose que explicaciones más consistentes se logran sobre la base de elementos relacionados con esta última y 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, nuestra preocupación en este estudio radicará en analizar el comportamiento de la demanda por trabajo, fundamentalmente frente a variaciones en los salarios reales, para de esta

forma derivar alternativas de políticas que favorezcan una rápida recuperación en el empleo.

A su vez, la evolución que ha presentado el mercado laboral, principalmente la concerniente a su demanda, nos hace pensar que ésta no depende solamente 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 esta razón parecería obvio que la demanda por trabajo de una empresa no puede ser considerada un elemento estático. De tal manera, se hace sumamente necesario la postulación de un modelo dinámico para explicar el comportamiento del factor trabajo durante la última década. Además, es importante considerar el gran período de ajuste que ha necesitado este mercado para adecuarse ante ciertas políticas, lo cual nos 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 juegan estos costos para determinar el patrón de la demanda por trabajo.

En el capítulo 2, se presenta una descripción general de

los principales trabajos realizados tanto en lo referente a modelaciones como a estimaciones de demandas dinámicas por trabajo.

Dada la importancia que adquiere el 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). 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 sus pronósticos.

De acuerdo a la modelación neoclásica del modelo de Sargent, resulta de suma importancia verificar la exogeneidad de los salarios reales antes de proceder a la estimación del modelo propiamente tal. Por lo que 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 nos permiten concluir dos importantes características, las cuales resultan de gran significancia 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 trabajo. Segundo, 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 tercer 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 nos permite la modelación y estimación del modelo de Sargent; estas 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, usando nuevamente la teoría del vector autorregresivo.

Los resultados encontrados nos permiten concluir que las restricciones impuestas por el supuesto de expectativas racionales no son rechazadas. Además, nuevamente se encuentra 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 en el modelo. Dicho coefi-

ciente estaría retardando el efecto de los salarios reales en el empleo, efecto que se retarda aún mucho 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 o seis trimestres para ajustarse ante shocks en salarios reales, producto de los ya mencionados costos de ajuste.

Dependiendo del tamaño de los costos de ajuste, el efecto de los salarios reales en el empleo será mayor o menor y esto nos lleva 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 a su nivel de empleo deseado más rápidamente, ya sea a través de una reducción de las regulaciones del mercado laboral, permitiéndose así una mayor movilidad de la mano de obra, como también facilitando las normas relativas a sindicalización y negociación colectiva.

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

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

Cuadro 1
INDICADORES LABORALES
1970-1983

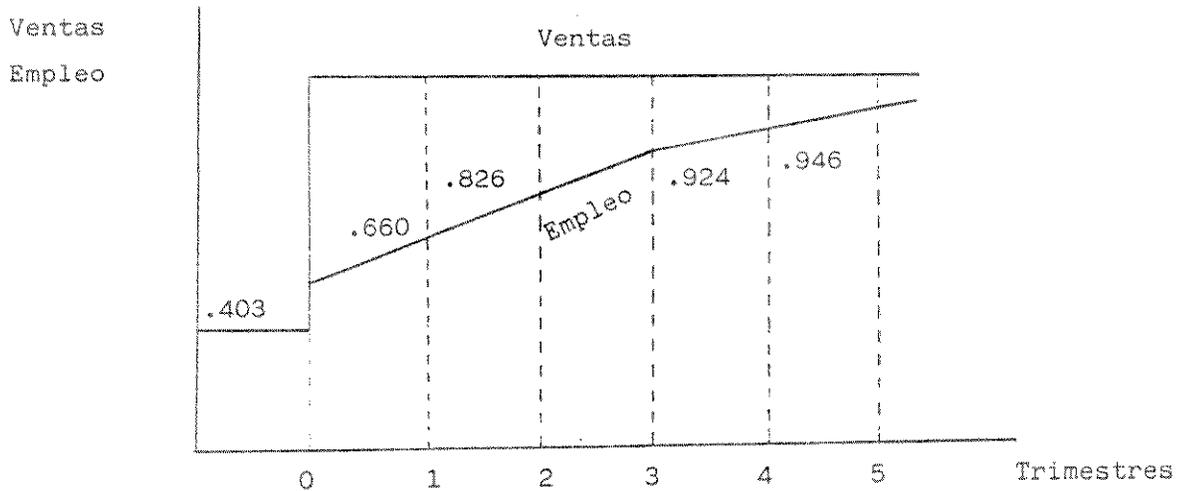
Año	Ocupación (miles)	Fuerza de Trabajo (miles)	Tasa de Desocupación (%)
1970	2808,4	2909,4	3,5
1971	2870,8	2967,4	3,3
1972	2882,3	2979,9	3,3
1973	2891,2	3037,0	4,8
1974	2784,7	3066,8	9,1
1975	2650,1	3114,7	14,9
1976	2777,3	3182,3	12,7
1977	2820,5	3199,0	11,8
1978	2981,3	3476,6	14,1
1979	3003,3	3477,5	13,6
1980	3257,1	3635,5	10,4
1981	3271,0	3688,0	11,3
1982	2786,0	3503,6	19,6
1983	3149,5	3687,6	14,6

Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas.

I. COSTOS DE AJUSTE

La acción de contratar y despedir 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 de que es mucho más barato no hacerlo así. Como veremos, estos costos aseguran que la demanda por trabajo de una empresa dependan no sólo de los típicos factores exógenos, 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 ha sido ilustrada en el Gráfico 1. Nuestro propósito en 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.

Gráfico 1



1. Tamaño y Estructura de los Costos de Ajuste

a) Cuánto Cuesta Contratar y Despedir

Si deseamos construir un modelo dinámico de demanda por trabajo basado en los costos de ajuste es importante que tengamos alguna idea del tamaño de éstos, para lo cual será de importancia tratar el empleo como un factor cuasi fijo. De acuerdo al clásico artículo de W. Oi (1962), el concepto de considerar de esta manera al trabajo es el único pertinente para una teoría de corto plazo del empleo. Si definimos este factor cuasi fijo como uno en el cual el costo de em-

pleo total es parcialmente variable y parcialmente fijo, tendremos que desde el punto de vista de la empresa el trabajo es seguramente un factor cuasi fijo, 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 dirigidas 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 la

totalidad de estos costos pagando un salario reducido por el período inicial.

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

Para tener una idea de la importancia que posee el tamaño de los costos de contrato, donde incluimos también los de entrenamiento, haremos uso nuevamente del artículo de W. Oi, el cual nos presenta un esquema de una empresa, donde se indica que los costos de contratación promedio más los costos de entrenamiento para cada nuevo empleado, constituyen aproximadamente el de 142 horas. Esto indica un costo promedio equivalente a alrededor de tres semanas de pago, pero este hecho oculta 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 enorme 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 un 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 a menudo en otros costos directos cuando un empleado deja la Empresa, los cuales son mínimos si el empleado simplemente abandona 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 el 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

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

contratos existentes.

Si retornamos 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 terminan en un abandono involuntario, se tendrá una subestimación de los costos de despido.

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

En general, podemos concluir 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 nuestro estudio. Su estructura es también de vital importancia, de tal modo que será el próximo tópico que consideraremos en este Capítulo.

b) La Estructura de los Costos de Ajuste

Nuestro interés en este tópicó 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 que debemos considerar se refiere a los costos de abandono voluntario, los cuales serán menores que los costos de despido, ya que en éstos no se requieren compensaciones ni beneficios de desempleo. En segundo lugar, debemos notar que el número bruto de empleados nuevos contratados pareciera no ser importante en 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 indudablemente cierto 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 difícil pensar en buenas razones de por qué los costos de contrato puedan ir creciendo en el margen. Por otro lado, 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 nos estaría indicando que la relación ilustrada en el Gráfico 2 nos parece razonable.

De este modo, se tiene una sección inicial donde los costos promedios 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.

En lo concerniente a los costos de despido, me parecen igualmente aplicables argumentos similares. 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 en lo relativo a los pagos de compensación. Con respecto a despidos en gran escala, la observación del caso nos sugiere que ellos son más costosos por empleado, debido a que ocasionan extensas negociacio-

nes y a menudo considerables pagos en compensación.

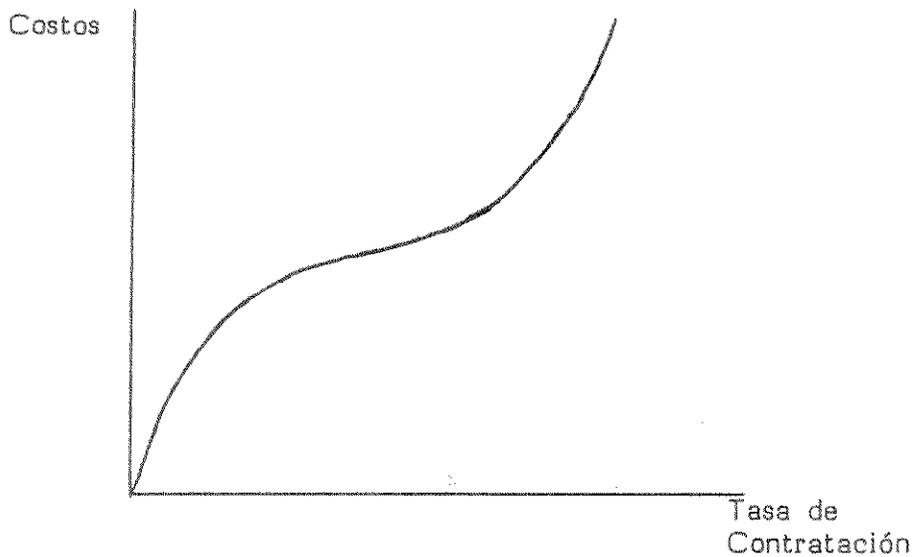
Por consiguiente, nosotros consideramos la estructura de costo dada en el Gráfico 2 como razonable para los costos de despido, teniendo presente que estos contarán con una pequeña sección no convexa.

Por supuesto, no hay una buena razón que nos haga 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 asumir distintas estructuras de costo de ajuste (convexas o lineales), puede ser encontrado en Rojas (1985) Capítulo I.

GRAFICO 2

Relación entre costos de contrato
y la tasa de contratación



II. EL ESTADO ACTUAL DE LAS INVESTIGACIONES

Los estudios realizados en la literatura², 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 crecientes³. 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 coheren-

²Los 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 es extendido en varias direcciones por ejemplo por Sargent (1978, 1979), Meese (1980), Tinsley (1971), Morrison y Berndt (1981) y otros.

³El 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.

te, se distinguen dos grupos principales⁴: i) las concernientes esencialmente a la estructura dinámica de demandas por factores interrelacionados y ii) las concernientes al 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.

En el grupo de trabajos que se preocupan 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 sobretiempo; éstos son separables en una relación de producción cuadrática. El modelo es estrictamente neo-clásico, 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 nos presentan observaciones de empleo y

⁴Una 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).

salario real ubicados a lo largo de una curva de demanda por empleo.

Dada la importancia que adquiere el considerar el comportamiento anticipado de las empresas, se hace grandemente atractivo un modelo como el de Sargent, sin desmerecer el gran aporte de Morrison y Berndt, donde a mi parecer su rica estructura dinámica se ve disminuída por el supuesto de expectativas estáticas. Por ello, nuestro esfuerzo por estimar una demanda dinámica por trabajo se verá dirigido a considerar una estructura como la de Sargent⁵.

⁵La justificación de porque 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, a continuación estimaremos 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 la dirigiremos a considerar una estructura como la de Sargent, con la salvedad que sólo plantearemos un tipo de trabajo $n(t)$. A su vez, dado que el modelo es estrictamente neo-clásico⁶ con salarios reales como determinantes del empleo, resulta de suma importancia verificar la exogeneidad de éstos, para lo cual, en la sección siguiente se realiza un test de causalidad que avale esto último.

⁶Una presentación de la línea de pensamiento Neo-Clásico del mercado de trabajo, puede ser encontrada en Riveros y Arrau, primer semestre de 1984.

1. Salarios Reales Exógenos

De acuerdo a lo anteriormente expuesto, será de suma importancia verificar 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) 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 personas⁷.

Nótese que el ISS se deflactó por IPM y no por IPC (Índice de Precios al Consumidor), ya que el modelo se realiza desde el punto

⁷Las 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 em-

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)⁸.

Luego de realizar el test de razón de verosimilitud⁹, cuyos resultados se presentan en el Cuadro 1, se encontró que la estructura óptima correspondía al sistema autorregresivo bivariado de segundo orden que se muestra en el Cuadro 2: Este sistema incluye un término de constante y dos variables dummy por la estacionalidad que presentan las series en el primer y cuarto trimestre.

Cuadro 1

Test de Longitud de Rezagos

Longitud de Rezagos	χ^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

pleo se obtuvo de un estudio de Luis Riveros, Profesor del Instituto de Economía de la Universidad de Chile.

⁸Una breve explicación de ésta puede ser encontrada en el Apéndice C de Rojas (1985).

⁹Ver Manual RATS, pag. 5-6.

Una manera de resumir los resultados de la estimación autorregresiva es a través del cálculo de los niveles críticos de los test 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 2. Es así, como el test F pertinente para verificar la hipótesis nula de que los coeficientes de los salarios reales rezagados en el vector autorregresivo de empleo son cero, tiene un nivel de significancia marginal de 0,19. A su vez, el test F pertinente para verificar la hipótesis de que los niveles de empleo rezagados poseen coeficientes cero en el vector autorregresivo de los salarios reales, tiene un nivel de significancia de 0,61. Por ello, estos resultados nos 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.

¹⁰El nivel crítico es el nivel de significancia 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 2
 Vector Autorregresivo
 (1973 III - 1983 I)

	Variable Dependiente n_t		Variable Dependiente w_t	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
Constante	191,04	100,03	-1,31	0,86
Dummy Primer Trimestre	-91,30	47,20	1,16	0,40
Dummy Cuarto Trimestre	15,01	12,23	-0,16	0,10
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	0,91	0,19
w_{t-2}	-22,15	15,19	0,08	0,13
R^2	0,71	. . .	0,62
Nivel de significancia marginal de los n rezagados 0,00		0,61
Nivel de significancia marginal de los w rezagados 0,19		0,00

Ahora, si nosotros deseamos realizar un preciso examen de la influencia de cada variable sobre la otra, no resulta claro que el Cuadro 2 sea el mejor vehículo para el ejercicio, ya que como Sims expresa "las estimaciones VAR son difíciles de describir concisamente" (1980.a, pag. 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 "Inno-

vaciones Contables". Este nos 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 3 al 6 y los Gráficos 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. Así, 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 nuestro 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 3 y 4 representan las matrices de respuesta a la innovación de una desviación estándar en el salario real y empleo res-

pectivamente. La respuesta del empleo ante una innovación en salario real, que se presenta en el Cuadro 3, es negativa y muy significativa (comparándola con su propia innovación del Cuadro 4), alcanzando su "peak" después de 10 trimestres. A su vez en el Cuadro 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 3); en este caso la respuesta del empleo a su propia innovación se vuelve negativa a partir del trimestre 13.

Cuadro 3
Respuestas al Shock de 1 DS en Salarios Reales

Trimestre	Salarios Reales	Empleo
0	0,259073	0
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 4
Respuestas al Shock de 1 DS en Empleo

Trimestre	Salarios Reales	Empleo
0	0	29,8880
1	0	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 también puede ser expresado a través de los Gráficos 1 al 4, los cuales muestran las respuestas (de los Cuadros 3 y 4), durante 35 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 1 y 2 muestran las respuestas del salario real y empleo respectivamente ante un shock en el salario real. El efecto del shock positivo en salarios reales hace disminuir significativamente el empleo, lo que nos sugiere una correlación negativa entre salarios reales y empleo.

A su vez, los gráficos 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 de como se expresó anteriormente del Cuadro 4.

Gráfico 1

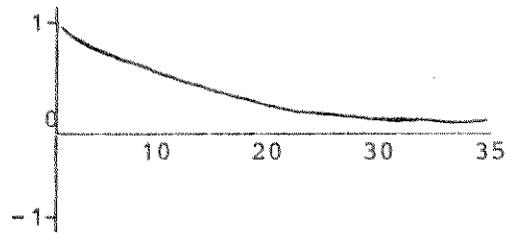


Gráfico 2

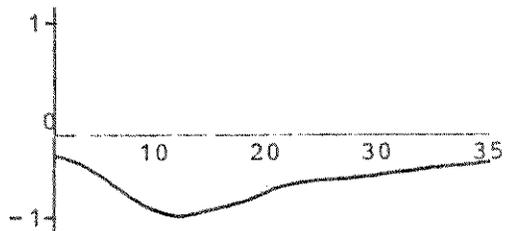


Gráfico 3

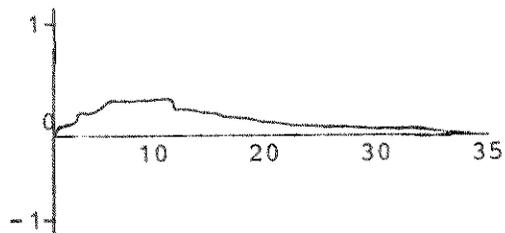
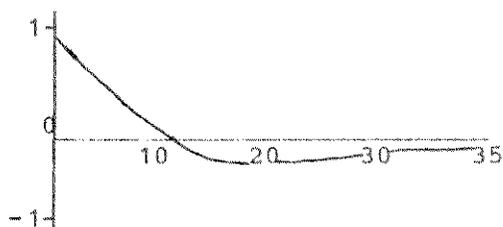


Gráfico 4



Los cuadros 5 y 6 representan la descomposición ortogonal de la varianza del error de pronóstico del proceso (n,w) . Estos nos indica 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 presentan dos Cuadros con distinto orden. El orden del Cuadro 5 es salario real-empleo y empleo-salario real en el Cuadro 6. Sin embargo, las diferencias entre los Cuadros 5 y 6 son considerablemente pequeñas, debido a que las innovaciones en empleo y salarios reales del Cuadro 2 tienen una moderada correlación de -0.206 .

Es así como los Cuadros 5 y 6 revelan luego de 35 trimestres que un significativo porcentaje (79% o 75%) de la varianza del error de pronóstico en el empleo es explicada por las innovaciones en el salario real. Y solamente un pequeño porcentaje (7% o 1,8%) de la

varianza del error de pronóstico de los salarios reales es explicada por las innovaciones en el empleo, especialmente 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 la dirección contraria.

Además, en estos dos últimos cuadros podemos ver claramente que el salario real comienza a tener algún efecto en el empleo a partir del tercer y cuarto trimestres, 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 substancialmente el desafío de modelación.

Cuadro 5
Descomposición de la Varianza del error de Pronóstico
con innovaciones ortogonalizadas

% Varianza en K pasos del error de
pronóstico por innovaciones ortogo-
nales en:

Error estándar del error de pronóstico en el K-ésimo paso		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 6
Descomposición de la Varianza del error de Pronóstico
con innovaciones ortogonalizadas

% Varianza en K pasos del error de
pronóstico por innovaciones ortogo-
nales en:

Error estándar del error de pronóstico en el K-ésimo paso		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

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. Es por eso que por razones ya explicadas, de implementación y teóricas, se considerará la modelación presentada por Sargent para tal efecto.

1. El Modelo

Si seguimos a Sargent, podemos 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 supondremos que el Capital es constante durante todo el período de estudio, además la función de producción que consideraremos será cuadrática,

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

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 y 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

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

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

Donde n_{t-1} , como también los procesos estocásticos para w_t y a_t son dados para la empresa¹¹. El parámetro b es el factor de

¹¹Se supone que los procesos estocásticos que enfrenta la empresa son

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 aleatoria¹², E es el operador de esperanza matemática y Ω_t es el set de información disponible para la empresa en el tiempo t . Se asume 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 $n_t, n_{t+1}, \dots, n_{t+T}$.

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

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

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

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

para $j = T$

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

de un orden exponencial menor que $(1/b)$.

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

Para resolver estas ecuaciones en diferencia de segundo orden, necesitamos 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.

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

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, que la solución para $\{n_{t+j}\}$ sea de un orden exponencial menor que $(1/b)^{13}$.

Por ello, 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 siguiente¹⁴.

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

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

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

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

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

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

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 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 1

Longitud de Rezagos	χ^2	Nivel de Significancia
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

De acuerdo a estos procesos estocásticos, nosotros podemos 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

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

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

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

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

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

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.

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

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

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 racionales¹⁵. Nótese que estos coeficientes son alguna función lineal de $\lambda_1, b, d, \rho, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$; 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), obtenemos

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

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

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.

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

donde $\lambda = \lambda_1 b$

Finalmente, nosotros podemos escribir el completo vector autorregresivo bivariado para n_t y w_t como

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

$$w_t = \alpha_0 + \alpha_1 w_{t-1} + \alpha_2 w_{t-2} + \alpha_3 w_{t-3} + \alpha_4 w_{t-4} + v_{2t} \quad (15.b)$$

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

$$\begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_5 & u_1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

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 $f_1, d, \rho, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, C$, 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 siguientes¹⁶

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

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

$$- \phi = \left[(f_1/d) + (1+b) \right] \quad (16.b)$$

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

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

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

¹⁷Wilson G.T. "The Estimation of Parameters in Multivariate Time Series Models" J. Royal States. Soc. Serie B, NQ1, 1973.

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

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

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

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

Para verificar 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 las 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 $\chi^2(q)$, 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, usaremos los cálculos de Wilson (1973) o Bard (1974), los cuales demuestran que la razón de verosimilitud es igual a $T \{ \log_e |\hat{V}_R| - \log_e |\hat{V}_U| \}$, 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 verificar 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 \tilde{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 $T \{ \log_e |\hat{V}_R| - \log_e |\tilde{V}_U| \}$. Debido a que la parametrización no restringida tiene ahora 18 parámetros libres, el test de razón de verosimilitud se distribuirá asintóticamente como χ^2 con nueve (18-9) grados de libertad.

2. Resultados Empíricos

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

Antes de estimar el modelo, ambas series se desestacionalizan y se les quita la tendencia a través 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 trimestre¹⁸. Los residuos de dichas regresiones serán utilizados como nuestros datos para la estimación del modelo. Dos razones pueden ser dadas 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 deter-

¹⁸Los términos de tendencia 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.

minístico 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 modelo¹⁹. Dicha maximización se realizó exitosamente utilizando el programa estadístico TSP Versión 4.0²⁰.

¹⁹De la restricción (16.a) 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

3

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

término que se introduce tanto en la ecuación de empleo del sistema (15), como en las restricciones de expectativas racionales (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.

²⁰La estimación se realizó a través de un Full Information (FIML) del

El Cuadro 2 nos entrega la estimación del modelo para los datos ajustados estacionalmente, donde los parámetros libres son f_1 , d , ρ , C , λ_1 , λ_2 , λ_3 , y λ_4 , con b mantenido fijo en 0.976, lo cual representa una tasa de descuento de 10% anual. Se puede observar de 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 vea prolongada por un espacio mayor de tiempo, es decir, es baja la velocidad a la cual la empresa responde ante un shock en estas variables.

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 maximación, debido a la ya mencionada compleja estructura no lineal de sus coeficientes.

Cuadro 2
 Modelo Restringido
 (1973,3 - 1981,1)

f ₁ = 0,0264	α ₀ = 0,0516	u ₂ = -0,0156
d = 0,3496	α ₁ = 0,6053	u ₃ = -0,4375
ρ = -0,1151	α ₂ = 0,1043	u ₄ = 0,2037
λ ₁ = 0,7682	α ₃ = -0,1967	u ₅ = 2,0228
λ ₂ = 1,3337	α ₄ = 0,0679	Q(n) = 14,40
C = -0,1852	u ₁ = 4,0020	Q(w) = 7,44

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

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

$$|\hat{V}_R| = 0,84921 \quad |\hat{V}_U| = 0,80282$$

$$T[\ln|\hat{V}_R| - \ln|\hat{V}_U|] = 2,1908$$

Nivel de Confianza Marginal = 0,45

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

$$T[\ln|\hat{V}_R| - \ln|\tilde{V}_U|] = 6,5907$$

Nivel de Confianza Marginal = 0,32

Luego de estimado el modelo y como se mencionó en la sección anterior, se procedió a verificar 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 3. En el punto 1 de dicho cuadro, se presenta (según el Cuadro 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 χ^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 χ^2 con q grados de libertad y sea χ 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 χ , 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 de que la hipótesis no puede ser rechazada a un nivel de significancia bajo el 55%, por lo que el modelo restringido no es rechazado; es decir, las restricciones impuestas por el supuesto de expectativas racionales son aceptadas por el modelo. Además, el Cuadro 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 31. Modelo Restringido

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

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

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

2. Modelo No Restringido

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

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

$$\left| \tilde{V}_u \right| = 0,80281$$

3. Modelo VAR No Restringido

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

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

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

En el caso del modelo restringido versus la alternativa menos restringida (tercer sistema en el Cuadro 3), el estadígrafo de razón de verosimilitud es 6,5907, con un nivel de significancia 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. Ade-

más la descomposición ortogonal de varianza del error de pronóstico de este tercer sistema, que se presenta en el Cuadro 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. Esto viene a apoyar la exogeneidad de salarios reales respecto a empleo, hipótesis que fue verificada en un Capítulo anterior.

Cuadro 4

Descomposición de la Varianza del error de Pronóstico
con innovaciones ortogonalizados

% Varianza en K pasos del error de pronóstico por innovaciones ortogonales en:

Error estándar del error de pronóstico en el K-ésimo paso		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, el Cuadro 2 nos entrega dos estadígrafos $Q(n)$ y $Q(w)$, que se derivan del test de Box y Pierce²². Este verifica la presencia o ausencia de autocorrelación en las series de errores v_1 y v_2 , es decir 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 test 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.

²¹Al 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, esta solamente puede estar rezagada en un período, lo cual ciertamente no es nuestro caso.

²²El 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, pág. 1509-1526. 1970.

Esto último se ve claramente a través del enfoque de las "innovaciones contables" que se presenta en los cuadros 5 al 9. El Cuadro 5 muestra la representación promedio móvil impuesta por la estimación del modelo restringido, mientras que el Cuadro 6 presenta la descomposición de varianza del error de pronóstico para este modelo restringido. Los Cuadros 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 3. A su vez el Cuadro 9 y el ya presentado Cuadro 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 3. La comparación de los Cuadros 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 6 y 8 de descomposición de varianza como las partes iniciales de los Cuadros 5 y 7 de la representación promedio móvil, reafirman la equivalencia en la estimación de ambos mode-

los. Similarmente, las representaciones promedio móvil de los modelos restringidos y VAR no restringido que se presentan en los Cuadros 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 que 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 6 y 4 de descomposición de varianza confirman igualmente la equivalencia de ambas estimaciones.

Por ello, tanto por los test realizados como por el enfoque de las "innovaciones contables" podemos concluir que en ambos casos las hipótesis nulas son aceptadas, 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 o no las de coeficiente de empleo igual a cero en el vector autorregresivo de salarios reales, lo cual apoya nuestra primitiva hipótesis de exogeneidad de salarios reales.

Cuadro 5

Representación Promedio Móvil M. Restringido

Trimestre	Empleo	Salario Real
Respuestas al shock de 1 DS en empleo		
1	2,9547	0,0
2	1,9297	0,0
3	0,9990	0,0
4	0,4818	0,0
5	0,2263	0,0
6	0,1052	0,0
7	0,0487	0,0
8	0,0225	0,0
9	0,0104	0,0
10	0,0047	0,0
15	0,0001	0,0
20	0,0000	0,0
25	0,0000	0,0
30	0,0000	0,0
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 6Descomposición de Varianza con innovaciones ortogonalizadasModelo Restringido

Orden: Salario Real-Empleo

Trimestre	Error Estándar	Empleo	Salario Real
			Salario Real
1	0,3118	0,0	100,0
2	0,3645	0,0	100,0
3	0,3930	0,0	100,0
4	0,3958	0,0	100,0
5	0,3968	0,0	100,0
6	0,3968	0,0	100,0
10	0,3969	0,0	100,0
20	0,3969	0,0	100,0
30	0,3969	0,0	100,0
35	0,3969	0,0	100,0
			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	84,71	15,29
35	4,0287	84,71	15,29

Cuadro 7Representación Promedio Móvil M. No Restringido

Trimestre	Empleo	Salario Real
Respuestas al shock de 1 DS en empleo		
1	2,8873	0,0
2	2,0864	0,0
3	1,4724	0,0
4	1,0385	0,0
5	0,7324	0,0
6	0,5166	0,0
7	0,3643	0,0
8	0,2569	0,0
9	0,1812	0,0
10	0,1278	0,0
15	0,0223	0,0
20	0,0038	0,0
25	0,0007	0,0
30	0,0001	0,0
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 8Descomposición de Varianza con innovaciones ortogonalizadasModelo No Restringido

Orden: Salario Real-Empleo

Trimestre	Error Estándar	Empleo	Salario Real
			Salario Real
1	0,3103	0,0	100,0
2	0,3562	0,0	100,0
3	0,3904	0,0	100,0
4	0,3927	0,0	100,0
5	0,3936	0,0	100,0
6	0,3937	0,0	100,0
10	0,3938	0,0	100,0
20	0,3938	0,0	100,0
30	0,3938	0,0	100,0
35	0,3938	0,0	100,0
			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 9

Representación Promedio Móvil M. VAR No Restringido

Trimestre	Empleo	Salario Real
Respuestas al shock de 1 DS en empleo		
1	2,8301	0,0
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 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 trimestres, 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. Este efecto que debería retardarse más si el parámetro de costos de ajuste fuese mayor.

Para probar lo anterior, el Cuadro 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 trimestres; 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 10

Descomposición de Varianza con innovaciones ortogonalizadasModelo Restringido ($\hat{\alpha}=0,525$)

Orden: Salario Real-Empleo

Trimestre	Error Estándar	Empleo	Salario Real
		<u>Salario Real</u>	
1	0,3118	0,0	100,0
2	0,3645	0,0	100,0
3	0,3930	0,0	100,0
4	0,3958	0,0	100,0
5	0,3968	0,0	100,0
6	0,3968	0,0	100,0
10	0,3969	0,0	100,0
20	0,3969	0,0	100,0
30	0,3969	0,0	100,0
35	0,3969	0,0	100,0
		<u>Empleo</u>	
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 10

Orden: Empleo-Salario Real

Trimestre	Error Estándar	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	100,0	0,0
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 son sugeridas para un futuro trabajo. Primero, en el desarrollo del modelo se ha agregado a través de bienes, factores y tiempo, ya que por ejemplo, los numerosos bienes

producidos bajo el título de manufacturas son tratados como un simple bien. Además sería importante diferenciar el factor trabajo en por lo menos dos categorías: Calificado y No Calificado. Segundo, sería interesante expandir el modelo a 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 son 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 el volumen de costos son cuadráticos, debido a que ésta 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 continúa siendo difícil de conseguir, pero es claro que es el próximo paso en la agenda.

Además, es particularmente importante desagregar el trabajo en por lo menos dos diferentes clases, debido a la enorme diferencia que existiría en los costos de ajuste entre los distintos grupos. Si el empleo es agregado, es seguramente necesario tomar en cuenta este hecho en la especificación de la ecuación agregada. Es 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 empresas diferentes tendería a ocultar sus verdaderas estructuras, tal vez suprimiendo la respuesta individual de la empresa más irregular. Por ejemplo, las empresas individuales algunas veces abren o cierran plantas, produciendo rápidos cambios en empleo.

Sería posible explicar este efecto al trabajar con datos de la empresa, pero este nunca se revelaría al trabajar a un nivel agregado.

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

BIBLIOGRAFIA

1. Bard Y. "Nonlinear Parameter Estimation". New York: Academic Press, 1974.
2. 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.
3. Cox Edwards A. "The Chilean Labor Market 1970-1983: An Overview" (1985).
4. Doan T.A., y R.B. Litterman, "User's Manual: RATS, Version 4.11" Sept. 1983.
5. Eckstein Z. "A Rational Expectations Model of Agricultural Supply" J. Political Economy. Vol 92, Nº 1, 1984.
6. Eisner R. y Strotz R. "Determinants of Business Investment". Impacts of Monetary Policy, Prentice-Hall, 1963.
7. Epstein L. y Denny M. "The Multivariate Flexible Accelerator Model: Its Empirical Restrictions and an Application to U.S. Manufacturing". Econometrica, Mayo, 1983.
8. Geweke J. Meese R. y Dent W. "Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal Systems". J. of Econometrics 21, 1983.
9. Gould J. "Adjustment Costs in the Theory of Investment of the Firm" Review of Economic Studies, 35, 1968.
10. Granger C.W.J. "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods" Econometrica 37, Nº3, Julio 1969.
11. Granger C.W.J. y Newbold P. "Forecasting Economic Time Series". New York: Academic-Press.

12. Holt C. "Planning Production Inventories and Work Force". Prentice-Hall. 1960.
13. Kennan J. "The Estimation of Partial Adjustment Models with Rational Expectations" Econometrica Nov. 1979.
14. Litterman R. "A Bayesian Procedure for Forecasting with Vector Autoregressions" Federal Reserve Bank of Minneapolis Working Paper.
15. Lucas R. "Optimal Investment Policy and the Flexible Accelerator". International Economic Review, 8, 1967.
16. _____ "Adjustment Costs and the Theory of Supply". Journal of Political Economy. Agosto 1967.
17. Meese R. "Dynamic Factor Demand Schedules for Labour and Capital Under Rational Expectations". Journal of Econometrics, 14, 1980
18. Montt F. "Time Series Analysis of the Copper Market" Cap. VIII, Tesis Doctoral.
19. Morrison C. "Structural Models of Dynamic Factor Demands with Nonstatic Expectations: An Empirical Comparison of Rational and Adaptive Expectations" Tufts University, Mimeo. 1983.
20. Morrison C. y Berndt E. "Short-Run Labour Productivity in a Dynamic Model" Journal of Econometrics 16, 1981.
21. Mortensen D. "Generalized Costs of Adjustment and Dynamic Factor Demand Theory". Econometrica 41, 1973.
22. Nadiri M.I. y S. Rosen "Interrelated Factor Demand Functions" American Economic Review 69, Sept. 1969.
23. Nerlove M. "Lags in Economic Behaviour". Econometrica 40, 1972.
24. Nickell S. "Fixed Costs, Employment and Labour Demand Over the Cycle" Economica, Nov. 1978.

25. _____ "Dynamic Models of Labour Demand" Centre for Labour Economics, London School of Economics, Discussion Paper Nº 197, 1984.
26. Oi W, "Labor as a Quasi-Fixed Factor". Journal of Political Economy, Diciembre 1962.
27. Pindyck R. y Rotemberg J. "Dynamic Factor Demands and the Effects of Energy Price Shocks". American Economic Review, 1983.a.
28. _____ . _____ "Dynamic Factor Demands Under Rational Expectations" Scandinavian Journal of Economics 85,(2) 1983.b.
29. Riveros L.A. "Un análisis sobre el problema del empleo en Chile en la década del 70" Estudios de Economía Nº23, U. de Chile, Segundo Semestre de 1984.
30. _____ y P. Arrau "Un análisis empírico de la demanda por trabajo del sector industrial chileno 1974-1982" Estudios de Economía Nº22, U. de Chile, Primer Semestre de 1984.
31. Rojas, P. "Demanda Dinámica por Trabajo". Tesis Pontificia Universidad Católica de Chile, 1985.
32. Sargent T.J. "The Observational Equivalence of Natural and Unnatural Rate Theories of Macroeconomics" Journal of Political Economy 84, 1976.
33. _____ "Rational Expectations, Econometric Exogeneity, and Consumption". Journal Political Economy, Vol 86, Nº4, 1978.a.
34. _____ "Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules under Rational Expectations". Journal Political Economy, Vol 86, Nº6, 1978.b.
34. _____ "Macroeconomic Theory". New York: Academic Press, 1979.
35. _____ "Interpreting Economic Time Series" Journal Political Economy 89, 1981.

36. _____ y Hansen L.P. "Formulating and Estimating Dynamic Linear Rational Expectations Models". Journal of Economic Dynamics and Control 2, Febrero 1980.
37. Sims C.A. "Money, Income, and Causality" American Economic Review 62, Nº4, Septiembre 1972.
38. _____ "Output and Labor Input in Manufacturing". Brookings Papers on Economic Activity, 3, 1974.
39. _____ "Macroeconomics and Reality" Econometrica 48, 1980.a.
40. _____ "Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered" American Economic Review, Vol. 70, Nº2, 1980.b.
41. Tinsley P. "A Variable Adjustment Model of Labor Demand" International Economic Review. Octubre 1971.
42. Treadway A. "On Rational Entrepreneurial Behavior and the Demand for Investment". Review of Economic Studies. 36, 1969.