

Universidad de Chile

Facultad de ciencias Económicas y Administrativas

EMPLEO AGREGADO Y SUS DETERMINANTES

UNA MIRADA DESDE 1993 HASTA HOY

Seminario para obtener el Título de Ingeniero Comercial, mención Economía.

Alumno

CRISTÓBAL ERAZO ARATA

Profesor Guía: JOSÉ MIGUEL BENAVENTE

Santiago, Chile

Marzo 2005

AGRADECIMIENTOS

Parto agradeciendo a mi esposa Claudia quien con paciencia y amor ha sabido apoyarme en la elaboración de este trabajo.

Quiero agradecer también a Sebastián Bustos Lagarrigue por la ayuda brindada en la estimación de mis cálculos. Sin este desinteresado aporte no hubiese podido terminar mi seminario.

Finalmente agradezco a mi hijo y a mi madre quienes de manera inconsciente, me han dado un incentivo para no dejarme vencer.

CONTENIDOS

	Página
Portada	1
Agradecimientos	2
Contenidos	3
Resumen	5
Introducción	6
I. Discusión teórica y evidencia para Chile	8
I.a Contabilidad Nacional	9
I.b La producción y el pago a los factores	10
I.c El gasto y los componentes de la demanda	11
I.d Contabilidad del crecimiento	12
I.e Series de tiempo	15
I.f Estacionariedad y no estacionariedad	18
I.g Características de las series estacionarias y no estacionarias	20
I.h Orden de integración	21
I.i Pruebas para el orden de integración de una serie	23
I.j Teoría de la cointegración	25
I.k Pruebas de cointegración	27
I.l Evidencia empírica para Chile	28
II Metodología	33
II.a Especificación del modelo	34
III Los Datos	37
III.a Series Utilizadas	38
III.b Análisis temporal de las series	44

IV Resultados	49
IV.a Mercado laboral	50
IV.b Reforma laboral 2001	52
IV.c Efectos de la incertidumbre cambiaria	60
IV.d Conclusiones	64
Referencias	66

RESUMEN

En este seminario se estudian los determinantes del empleo agregado en Chile. Modelando la ocupación como una función entre el producto y los precios de factores, se controla si la reforma laboral del año 2001 introdujo distorsiones desincentivadoras a la contratación de mano de obra.

A su vez se analiza si el proceso de apertura vivido en Chile ha introducido un factor de incertidumbre que afecte el mercado laboral.

Los resultados sugieren que la reforma laboral del 2001 no introdujo distorsiones adicionales y que la incertidumbre asociada a la apertura comercial tiene un efecto negativo en la contratación.

Por su parte un simple ejercicio de simulación sugiere que de mantenerse los niveles de volatilidad cambiaria de los años noventa, se esperarían en promedio treinta mil puestos de trabajo adicionales para cada trimestre desde el año 2000 a la fecha.

INTRODUCCIÓN

¿Cómo influye el crecimiento económico, en la creación de empleo? para contestar esta pregunta debemos entender qué es y cómo se compone el producto, cuales son los factores que producen su crecimiento y el grado de participación que tienen dichos factores.

Partimos entonces con un pequeño repaso de contabilidad nacional, para seguir estudiando modelos de crecimiento. Cabe destacar que el crecimiento se da a través del tiempo, por lo que resulta crucial entender las implicancias estadísticas que tiene el trabajar con variables que dependen de éste.

Analizamos series de tiempo y aprendimos los peligros de las series espurias e inconsistentes. Detectamos la presencia de Cointegración como garante de modelos bien especificados.

Generamos una función entre el producto y los precios de factores con la idea es explicar la demanda de trabajo mediante el nivel de producto y el precio de los factores que intervienen en nuestra función de producción, aislando de este modo, el efecto del producto sobre la ocupación.

Finalmente evaluamos la reforma laboral del 2001 y la desviación trimestral del tipo de cambio nominal como una forma de modelar la incertidumbre o volatilidad.

Estudiamos la reforma laboral ya que al incorporar mayores restricciones a la contratación o a los despidos, estaríamos aumentando el costo del factor trabajo. Dejando todo lo demás constante, deberíamos esperar una reducción en el nivel de ocupados.

Bajo esta lógica podemos evaluar si la reforma laboral es más bien restrictiva o permisiva en la contratación o los despidos, mediante quiebres estadísticos en el nivel de ocupados, a la baja o al alza respectivamente.

Estudiamos la desviación trimestral del tipo de cambio nominal como proxy de incertidumbre o volatilidad debido a que tanto el riesgo país, las tasas de interés, los retornos a las exportaciones, los saldos en balanza comercial, expectativas y un sin fin de otros indicadores son capturados en el valor nominal del dólar.

I. DISCUSIÓN TEÓRICA Y EVIDENCIA PARA CHILE

I.a. CONTABILIDAD NACIONAL

Comenzamos con el estudio de la contabilidad nacional pues esta es la estructura formal de los modelos macroeconómicos al entregar indicadores que nos permiten caracterizar nuestras economías y el nivel general de precios.

Nuestra primera definición es la de producto interno bruto o PIB. “El PIB es el valor de todos los bienes y servicios finales producidos en un país durante un determinado periodo de tiempo¹”. El PIB puede estudiarse desde la demanda o la producción.

Desde el punto de vista de la demanda el producto se consume o se invierte, desde el punto de vista de la producción, el producto se reparte entre el trabajo en forma de salario o el capital en forma de intereses.

La división de la producción en pagos a los factores, constituye el marco para estudiar el crecimiento y la oferta agregada. Desde el punto de vista de la demanda, constituye el marco para estudiar la demanda agregada.

Cabe destacar que, independiente del punto de vista que se realice el calculo del producto estos, deben ser iguales en equilibrio.

¹ Rudiger Dornbusch, Stanley Fisher y Richard Startz “Macroeconomía” Séptima edición 1998, Capitulo II pagina 14.

I.b. LA PRODUCCIÓN Y EL PAGO A LOS FACTORES

Definiremos su función de producción, como una relación matemática entre diversos factores productivos. Dicha función transforma los insumos de una economía, como por ejemplo capital y trabajo, en bienes y servicios, es decir, en el PIB.

Los elementos que intervienen en la producción se denominan factores productivos y lo que se les paga se denomina pago a los factores. El producto (y) se define entonces como el pago a los factores, por el número total de factores que intervienen, más los beneficios generados.

$$y = \sum_{i=1}^n \theta_i x_i + \text{beneficio} \quad (1)$$

El vector al pago de factores es θ , siendo x el conjunto de factores productivos que intervienen en la economía. Por simplicidad trabajamos θ con salario e interés y x con capital y trabajo, de este modo nuestra ecuación se reduce a:

$$y = \begin{bmatrix} w & c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} L \\ K \end{bmatrix} + \text{beneficios} = wL + cK + \text{beneficios} \quad (2)$$

Si bien en la práctica este cálculo se complica bastante más, para nuestros propósitos nos basta con entender que el PIB es la suma de todos los factores que intervienen en la economía, multiplicado por sus respectivos pagos.

I.c. EL GASTO Y LOS COMPONENTES DE LA DEMANDA

Cuatro son los componentes que constituyen el producto desde la perspectiva de la demanda: el consumo de los hogares (C), el gasto en inversión (I), la compra de bienes y servicios por parte del estado (G) y la demanda exterior (NX).

$$Y \equiv C + I + G + NX \quad (3)$$

La identidad (3) explica todo el gasto de un país. Esta definición será útil en nuestro trabajo para entender órdenes de magnitud, por ejemplo, durante 1996 Estados Unidos consumió su PIB en las siguientes proporciones; 68,1% fue gasto privado, un 14,5% inversión, 18,7% gasto del gobierno y un -1,3% en las exportaciones netas.

En dicho año la economía de Estados Unidos si hubiese querido aumentar el producto en un uno por ciento tendría que haber aumentado el gasto privado en un 40% o el gasto público en un 440%. Tener claro este tipo de implicancias es fundamental a la hora de proponer políticas económicas.

I.d. CONTABILIDAD DEL CRECIMIENTO

En esta sección queremos responder la pregunta ¿Por qué crecen las economías? Para lo cual utilizamos la función de producción para explicar dicho crecimiento; en particular decimos que “La producción crece gracias a los aumentos de los factores de producción y a los incrementos de la productividad debido a la mejora de la tecnología y a la capacitación de la mano de obra. La función de producción establece una relación cuantitativa entre los factores y los niveles de producción²”

Inicialmente y a modo de simplificación, suponemos el capital (K) y el trabajo (L) como los únicos factores productivos. Definimos así una función de producción que depende solo de estos factores, más un nivel dado de tecnología (A).

$$Y = AF(K, L) \quad (4)$$

Nótese que a medida que aumenta A, mas producto tenemos con la misma dotación de factores. A su vez mientras mas factores productivos mas producto, es decir, el producto marginal del trabajo y el capital son positivos.

Para obtener una ecuación de crecimiento tenemos que aplicar dos supuestos. La función de producción muestra rendimientos constantes a escala y la economía es competitiva. El primer supuesto significa que si

² Rudiger Dornbusch, Stanley Fisher y Richard Startz “Macroeconomía” Séptima edición 1998, Capitulo I pagina 8.

todos los factores aumentan en la misma proporción, la producción aumenta en dicha proporción.

$$AF(\lambda K, \lambda L) = \lambda AF(K, L) = \lambda Y \quad (5)$$

El segundo supuesto, competitividad, se refiere al pago de los factores.

Una economía competitiva paga a cada factor su productividad marginal.

$$\frac{\partial Y}{\partial K} = \frac{\partial AF(K, L)}{\partial K} = Pmg(K) = c \quad (6)$$

$$\frac{\partial Y}{\partial L} = \frac{\partial AF(K, L)}{\partial L} = Pmg(L) = w \quad (7)$$

Ahora queremos saber cuánto aumenta Y si aumentamos en Δ el trabajo, el capital y la tecnología. El aumento en producción queda expresado por:

$$\Delta Y = Pmg(L)\Delta L + Pmg(K)\Delta K + F(K, L)\Delta A \quad (8)$$

Dividendo por $Y = AF(K, L)$ y ordenando los términos obtenemos la ecuación:

$$\frac{\Delta Y}{Y} = \frac{Pmg(L)}{Y} \Delta L + \frac{Pmg(K)}{Y} \Delta K + \frac{\Delta A}{A} \quad (9)$$

Finalmente multiplicamos por uno y acomodando algebraicamente:

$$\frac{\Delta Y}{Y} = \left(\frac{Pmg(L)L}{Y} \right) \frac{\Delta L}{L} + \left(\frac{Pmg(K)K}{Y} \right) \frac{\Delta K}{K} + \frac{\Delta A}{A} \quad (10)$$

$$\frac{\Delta Y}{Y} = \left[(1 - \theta) \times \frac{\Delta L}{L} \right] + \left[\theta \times \frac{\Delta K}{K} \right] + \frac{\Delta A}{A} \quad (11)$$

Con $(1 - \theta) \equiv \frac{Pmg(L)L}{Y}$ como la participación total del trabajo. Nótese que $Pmg(L)L$, es el pago total al trabajo que dividido por (Y) es el

porcentaje del pago al trabajo sobre todos los pagos o mejor dicho sobre el producto. Análogamente y bajo el supuesto de solo dos factores, θ es la participación total del capital.

En resumen, decimos que el crecimiento de la producción es igual a la participación del trabajo por el crecimiento del trabajo más la participación de capital por el crecimiento del capital más progresos tecnológicos.

La ecuación (11) nos describe las contribuciones del crecimiento de los factores y mejoras tecnológicas en el crecimiento del producto, a su vez, hablamos de crecimiento en la productividad de los factores, cuando con la mismos cantidad de factores obtenemos mas producto.

El profesor y premio Nobel Robert Solow plantea que los determinantes mas importantes del crecimiento son el progreso técnico, el aumento de la fuerza de trabajo y la acumulación de capital, en ese orden.

Ahora que entendemos porque crecen las economías, podemos continuar con nuestro estudio.

I.e. SERIES DE TIEMPO

Estudiar el crecimiento económico requiere necesariamente, trabajar con series de tiempo, ya que es a través del tiempo que las economías crecen.

La principal implicancia estadística de trabajar con series temporales es que las observaciones no son aleatorias, dependen del tiempo. Esta dependencia temporal puede producir regresiones espurias, inconsistentes o no estacionarias, por ejemplo, al regrecionar el crecimiento de un árbol con el PIB nacional, es muy probable que obtenga parámetros significativos, lo que no implica que si abono dicho arbolito, el país crecerá a una tasa mayor.

El trabajo con series de tiempo merece ciertos cuidados que expondremos aquí. Primero entregaremos definiciones que nos ayuden en la comprensión de nuestros modelos temporales.

Tomemos la siguiente ecuación dinámica:

$$y_t = \alpha + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \cdots + \beta_p y_{t-p} \quad (12)$$

Según las raíces de la ecuación características esta expresión divergirá o convergerá.

Las raíces las denotaremos como z , y se obtienen resolviendo el siguiente polinomio:

$$c(z) = 1 - \beta_1 z - \beta_2 z^2 - \dots - \beta_p z^p = 0 \quad (13)$$

Obtenemos ecuaciones estables o convergentes cuando el valor absoluto de las raíces es mayor a la unidad.

Por ejemplo veamos el proceso AR(1) donde la ecuación característica es:

$$c(z) = 1 - \beta z = 0 \quad (14)$$

Esta ecuación es estacionaria si $|\beta| < 1$. Evaluar la estacionariedad de procesos AR aumenta de complejidad a medida que el proceso aumenta de grado, entendiendo por grado el número de rezagos que tiene nuestro proceso.

Las series de tiempo pueden ser vistas como una regresión sobre valores pasados con un término de error aditivo³ o como la agregación de errores pasados⁴. Para entender mejor expresamos un proceso AR(1) como:

$$y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

Donde μ es la constante y ε_t el término de error. Si aplicamos el operador de rezago L a la ecuación (15) obtenemos:

$$y_t(1 - \gamma L) = \mu + \varepsilon_t \quad (16)$$

³ Procesos AR

⁴ Procesos MA

Dividiendo esta expresión por $(1-\gamma L)$ y notando que si $|\gamma| < 1$, la expresión $1/(1-\gamma L) = (1 + \gamma + \gamma^2 + \gamma^3 + \dots + \gamma^i)$ nuestro proceso AR(1) puede ser reexpresado como:

$$y_t = \frac{\mu}{(1-\gamma)} + \sum_{i=0}^n \gamma^i \varepsilon_{t-1} \quad (17)$$

Tenemos en consecuencia la evolución de nuestra variable (y) en términos de una constante y la historia de “innovaciones”⁵.

Para valores de γ menor que la unidad, a medida que aumenta la potencia (rezagos mayores) el efecto de las innovaciones va desapareciendo. En este caso hablamos de series de memoria corta. Por el contrario para valores de γ mayor a la unidad el efecto de las innovaciones no desaparece en el tiempo. Nos referimos entonces a series de memoria larga. En el limite cuando $\gamma=1$ y por conveniencia asumiendo que $\mu=0$ podemos expresar el proceso AR(1) como:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

O, a partir de (17) como:

$$y_t = \sum_{i=0}^n \varepsilon_{t-1} \quad (19)$$

En este caso los shocks antiguos tienen una ponderación igual en la determinación del valor actual de y_t . Esto es lo que se conoce como un paseo aleatorio o *random walk*.

Que una serie sea de memoria corta o larga esta directamente relacionado, en los proceso AR, con el valor de γ lo que a su vez determina si la serie es estacionaria o no y su orden de integración.

⁵ Como γ es una constante, el operador de rezago en el primer término desaparece.

I.f. ESTACIONARIEDAD Y NO ESTACIONARIEDAD

Cuando los momentos de una serie como la media y la varianza no dependen del tiempo, hablamos de series estacionarias.

Se dice que la serie y_t es estacionaria en covarianza si:

$$\begin{aligned} E(y_t) &= \mu \quad \forall t \\ \text{Var}(y_t) &= \gamma_0 \quad \forall t \\ \text{Cov}(y_t, y_s) &= \gamma_k \end{aligned} \tag{20}$$

Es decir que, ni el valor esperado de la serie como su varianza dependen del tiempo. Por su parte γ_k depende de la diferencia entre t y s y no de sus valores individuales.

Un caso particular de serie estacionaria es el ruido blanco o *white noise* donde:

$$\begin{aligned} E(y_t) &= 0 \\ \text{Var}(y_t) &= \sigma^2 \\ \text{Cov}(y_t, y_s) &= 0 \end{aligned} \tag{21}$$

Veamos ahora un proceso ARMA, en particular podemos demostrar que un proceso ARMA es estacionario si las raíces del polinomio de rezago AR $(1 - \gamma_1 L - \gamma_2 L^2 - \gamma_3 L^3 - \dots - \gamma_p L^p)$ quedan fuera del circulo unitario, o lo que es lo mismo, si el polinomio es invertible.

Para ver esto, el proceso ARMA(p, q) puede expresarse como:

$$y_t = \sum_i \gamma_i y_{t-i} + \sum_j \vartheta_j \varepsilon_{t-j} \quad \text{con } \vartheta_0 = 1 \quad (22)$$

Que puede ser reescrito como:

$$\gamma(L)y_t = \vartheta(L)\varepsilon_e \quad (23)$$

Donde:

$$\gamma(L) = 1 - \sum_i \gamma_i L^i \quad \text{y} \quad \vartheta(L) = 1 + \sum_j \vartheta_j L^j \quad (24)$$

Que son los polinomios de los componentes AR y MA respectivamente. Las raíces del polinomio AR son simplemente el o los valores que resuelven la ecuación característica:

$$c(z) = 1 - \sum_i \gamma_i z^i = 0 \quad (25)$$

Si cada una de estas raíces en valor absoluto, y de manera separada, tienen un valor mayor que uno, se dice que el polinomio es invertible y que en consecuencia el proceso ARMA es estacionario. Si no se cumplen estas condiciones, estamos en presencia de una serie no estacionaria.

I.g. CARACTERÍSTICAS DE LAS SERIES ESTACIONARIAS Y NO ESTACIONARIAS.

Para describir ciertas características de nuestras series y a modo de simplicidad trabajaremos con un proceso AR(1).

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \mu_t \quad \Delta y_t \equiv 0 \quad (26)$$

Si $|\alpha| < 1$ decimos que nuestra serie es estacionaria, como ya sabemos las series estacionarias tienen varianza finita, sufren de innovaciones transitorias entorno a su media y poseen una tendencia a volver a su valor medio, que no depende del tiempo.

Por el contrario si el valor de $|\alpha| \geq 1$ tenemos una serie no estacionaria, es decir, estamos en presencia de al menos una raíz unitaria, una varianza asintóticamente infinita. En muestras pequeñas el valor de la serie rara vez se cruza con su media y sufre de innovaciones permanentes.

I.h. ORDEN DE INTEGRACIÓN

El orden de integración de una serie guarda directa relación con la estacionariedad de la serie. Se dice que una serie está integrada de orden d si tiene una representación estacionaria invertible $ARMA(p, q)$ después de haber diferenciado la serie d veces. Este tipo de series se denota como $x_t \sim I(d)$ con d como el orden de integración.

Una serie integrada de orden d puede ser descrita como una representación $ARIMA(p, d, q)$

La importancia de todo esto se resume en el hecho de que una serie no estacionaria, al no poseer varianza asintóticamente finita, no aplican los teoremas estándar de análisis asintóticos. Lamentablemente, esto también es extensible en muestras finitas, y puede ilustrarse mediante dos ejemplos. Las regresiones espúreas y regresiones inconsistentes.

Regresiones espúreas se dan al relacionar series sin ninguna relación entre sí pero que comparten la variable tiempo. Por ejemplo, el ya mencionado caso del crecimiento de un árbol que depende del tiempo y el producto interno bruto del país también. Al hacer el ejercicio de medir un arbolito cada tres meses y regrecionar este valor, contra el PIB trimestral, obtendríamos parámetros significativos y R^2 distinto de cero. Si bien en éste caso, es obvio que no existe relación teórica entre las variables, pero no siempre es tan fácil detectar este tipo de correlaciones.

Una forma de detectar la presencia de correlación espúrea es mediante estadísticas de autocorrelación, en particular la prueba de Durbin-Watson (DW). Si no existe relación entre las series, el estadístico DW convergerá a cero a medida que la muestra aumenta. Por el contrario si las series tienen relación, el DW tenderá a un valor finito a medida que la muestra aumenta.

Una regla útil para detectar la presencia de relaciones espúreas es, si $R^2 > DW$ existen fuertes probabilidades de estar en presencia de correlación espúrea.

La regresión inconsistente es un corolario directo del problema anterior. Al regrecionar una serie estacionaria sobre una no estacionaria, y debido a que la serie no estacionaria tiene una media que varia con el tiempo, el valor del coeficiente de la regresión no será constante, dependerá del periodo que se considere.

Luego las grandes diferencias en los valores de los coeficientes sobre diferentes sub muestras es característico de una regresión inconsistente y es causada principalmente por el echo de que la variable dependiente y la variable independiente tienen diferentes orden de integración. Necesitamos entonces saber como puedo probar el orden de integración de una serie de tiempo.

I.i. PRUEBAS PARA EL ORDEN DE INTEGRACIÓN DE UNA SERIE.

Consideremos el siguiente proceso:

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \mu_t \quad \mu_t \sim (0, \sigma^2) \quad y_0 \equiv 0 \quad (27)$$

La prueba del orden de integración de una serie es simplemente probar el valor del coeficiente de α en nuestra ecuación, sabemos que si el resultado es menor a la unidad estamos en presencia de una serie estacionaria, por el contrario si este valor supera la unidad hablamos de una serie no estacionaria.

Construyendo un t-student se podría evaluar esta condición bajo la hipótesis nula de $H_0: \alpha = 1$. El problema es que cuando testeamos bajo esta nula, la distribución limite no es una distribución t-student estándar. En la practica la distribución es sesgada hacia la izquierda, rechazando la nula demasiado seguido.

Para solucionar este problema, Dickey y Fuller (1976) describen la prueba en una forma de prueba t de la siguiente manera:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (28)$$

La significancia ahora recae en ρ y la hipótesis nula es $H_0: \rho = 0$. Como $\rho = (\alpha - 1)$ la nula $H_0: \alpha = 1$ es equivalente a $\rho = 0$. El rechazo de la nula en favor de $\rho < 0$ implica que $\alpha < 1$ lo que a su vez implica que la serie es estacionaria. Si la nula no puede ser rechazada, existe evidencia de a lo menos una raíz unitaria en la serie y_t .

Ahora se puede no rechazar la hipótesis a favor de raíz unitaria, pero que exista más de una raíz unitaria. Con el fin de testear si la serie y_t es exactamente $I(1)$ en vez de $I(2)$ o una de mayor orden, debemos diferenciar la serie hasta eliminar la raíz unitaria. El número de veces que tengo que diferenciar una serie hasta obtener una serie estacionaria, es lo que se conoce como orden de integración. La prueba de Dickey - Fuller (DF) se aplica entonces sobre Δy_{t-1}

Un gran problema que presenta el test de DF es que asume necesariamente procesos AR(1), lo que de no ser así, sesga el test. La solución a este dilema la otorga el test de Dickey – Fuller aumentado (ADF). Este test ADF es prácticamente idéntico al DF estándar pero se construye en el contexto de una regresión del siguiente tipo:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^j \gamma_j \Delta y_{t-j} + \mu_y \quad (29)$$

Luego la selección del largo del rezago j debe asegurar de que el término de error se distribuye como ruido blanco. El criterio de información de Akaike (o la prueba de Schwartz) puede considerarse para escoger el largo óptimo del rezago j .

Finalmente para presentar nuestro modelo del empleo agregado solo nos queda considerar el caso especial de series integradas cuyas características dinámicas reflejan una relación sistemática entre las variables y sus determinantes. Este es el caso de la cointegración.

I.j. TEORÍA DE LA COINTEGRACIÓN

La cointegración a pesar de basarse en un principio sencillo, cuenta con implicancias bastante poderosas.

Primero desde el punto de vista económico sabemos que existen pares de datos que tienden a moverse sistemáticamente parecidos en el tiempo, como por ejemplo el consumo y el ingreso o la inflación y la tasa de interés nominal.

Si bien estas series individualmente no son estacionarias, la teoría económica entrega relaciones de equilibrio entre estas series. La cointegración representa una caracterización estadística de tales relaciones de equilibrio.

Segundo, los métodos de cointegración nos permiten capturar las relaciones de equilibrio, si dichas relaciones existen, entre series no estacionarias dentro de un modelo estacionario, es decir, dentro del marco de regresión clásico. Es así como la cointegración evita los problemas de regresión espúrea e inconsistente, que se darían de regrecionar variables no estacionarias.

Tercero, y a pesar de un amplio sustento económico respecto al equilibrio de nuestras variables, no resulta claro al explicar el corto plazo con relaciones de largo plazo. Es así como la cointegración entrega una herramienta para particionar la evolución de una serie de tiempo en dos componentes, las características del equilibrio de largo plazo y la dinámicas

de los desequilibrios de corto plazo, mediante el uso de la relación entre cointegración y los denominados modelos de corrección de errores. Esto permite la combinación de información de corto y largo plazo en el mismo modelo, y así se resuelve parte de los problemas y críticas asociadas con la pérdida de información que ocurre en los intentos simples para atacar la no estacionariedad mediante la diferenciación.

Combinaciones lineales entre series de igual orden de integración da series del mismo orden de integración, es decir, la combinación lineal entre dos series $I(p)$ es también una serie $I(p)$. A su vez, combinaciones lineales entre series de distinto orden de integración, arroja series del mayor nivel de integración entre las series combinadas, es decir, la relación entre una serie $I(p)$ con una serie $I(q)$ será $I(p)$ si y solo si $p > q$.

La excepción a la regla es precisamente la cointegración, en el cual la combinación lineal entre dos series $I(1)$, es $I(0)$. Si $y_t \sim I(d)$ y $x_t \sim I(c)$ pero $z_t = (y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t) \sim I(d - c)$ entonces se dice que las series x_t e y_t están cointegradas o cointegran.

I.K. PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN

Si la regresión entre dos variables $I(1)$ produce residuos estacionarios, entonces ambas series cointegran.

En las pruebas de cointegración testeamos, si en la serie z_t los residuos estimados de la regresión de cointegración se distribuyen $I(1)$ ó $I(0)$. Esto es equivalente a probar si $\rho \geq 1$ en la ecuación (30):

$$z_t = \rho z_{t-1} + \varepsilon_t \quad H_0 : \rho \geq 1 \quad H_a : \rho < 1 \quad (30)$$

La prueba de Dickey-Fuller para cointegración se realiza al probar el valor de $\beta = (\rho - 1)$ en la regresión:

$$\Delta z_t = \beta z_{t-1} + \varepsilon_t \quad H_0 : \beta \geq 0 \quad H_a : \beta < 0 \quad (31)$$

La prueba de Dickey-Fuller Aumentado es un test sobre β en la regresión:

$$\Delta z_t = \beta z_{t-1} + \sum \gamma_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \quad i: 1 \dots n \quad H_0 : \beta \geq 0 \quad H_a : \beta < 0 \quad (32)$$

Los valores críticos para estas pruebas son obtenidos de tablas especialmente diseñadas para ello.

Podemos ahora plantear nuestro modelo. Como ya hemos mencionado antes, es una relación matemática entre el nivel de empleo, el producto y los precios de factores a través del tiempo. Antes eso si, estudiaremos evidencia empírica para Chile.

I.L. EVIDENCIA EMPÍRICA PARA CHILE

Pasamos a revisar algunos trabajos en Chile sobre la estimación de demanda de trabajo. Desde una perspectiva keynesiana, Solimano (1981), Eyzaguirre (1981) y Riveros y Arrau (1984), utilizan datos del sector manufacturero durante 1974-1980, para estimar modelos de demanda.

Solimano (1981) estima una demanda por empleo industrial (agregación de 8 sectores CIIU de 2 dígitos), aprovechando un experimento natural en el alza de las cotizaciones, lo que le permite determinar los efectos de corto y mediano plazo en una rebaja de las cotizaciones provisionales. El modelo de demanda estimado es uno de ajuste parcial. El autor supone costos de ajuste y utiliza una estimación basada en variables instrumentales. El principal resultado de este estudio es que la demanda de trabajo es relativamente inelástica respecto del costo de la mano de obra en el corto y largo plazo. Esta elasticidad sería -0.08 en el corto plazo y -0.39 en el largo plazo.

Eyzaguirre (1981) desarrolla un modelo en el contexto de una economía deprimida, suponiendo racionamiento en el mercado de productos, su ajuste por tanto, se hace en cantidades y en salarios reales. En este contexto, la ley de Walras se manifestaría en que el exceso de oferta de trabajo más el exceso de oferta en el mercado de bienes tiene por contraparte un exceso de demanda en el mercado de dinero. La hipótesis de desequilibrio se desarrolla suponiendo que sólo hay dos mercados (trabajo y bienes), y el mercado de trabajo es estudiado en dos contextos, uno con exceso de demanda y otro con exceso de oferta en el mercado de

bienes. Eyzaguirre encuentra una elasticidad producto bastante baja, tanto en el corto como en el largo plazo, con valores de 0.14 y 0.29, respectivamente; además, encuentra una elasticidad precio casi nula, por lo que concluye que se rechaza la hipótesis neoclásica del desempleo.

Riveros y Arrau (1984) estiman un modelo donde la capacidad de venta más que los precios de los insumos determina el nivel de empleo. Suponen que el empleo depende de rezagos en el ajuste del empleo, el nivel de capital fijo y expectativas en las ventas esperadas de las firmas (adaptativas y racionales). Sus variables explicativas son el costo de la mano de obra relativo al de las importaciones y rezagos del nivel de producto y de empleo. Encuentran una demanda de trabajo con elasticidad precio de -0.13 en el corto plazo y de -0.32 en el largo plazo. Por su parte, la elasticidad producto es de 0.48 en el corto plazo y de 1.20 en el largo plazo.

Rojas (1987) plantea una demanda de trabajo de ajuste parcial, que considera el nivel de empleo y salarios esperados en la contratación de mano de obra. El autor trabaja un sistema de dos ecuaciones, la primera determina el nivel de empleo y la segunda, el salario real. Sus resultados sobre la elasticidad empleo producto son de 0.45 y 0.69, en el corto y largo plazo, respectivamente. Las elasticidades precio encontradas son -0.29 y -0.46 en el corto y largo plazo. Finalmente, cabe mencionar que Rojas observa que al considerar los niveles efectivos de las variables en vez de los esperados, las elasticidades estimadas disminuyen.

Marcel (1987) analiza los efectos de los cambios de la composición del producto sobre el empleo. Encuentra que tales cambios no afectan la calidad global del ajuste ni la elasticidad empleo producto, lo que se asocia

a que los cambios en la absorción de la mano de obra al interior de los sectores son más importantes que las diferencias en la evolución de los sectores. Los resultados incluyen una elasticidad precio de -0.09 en el corto plazo y de -0.20 en el largo plazo. La elasticidad producto encontrada es de 0.40 y 0.90 en el corto y largo plazo, respectivamente.

Meller y Labán (1987) examinan la naturaleza cambiante de la relación entre empleo y salario real, y entre empleo y producto, durante el período de reformas y cambios de política en Chile. Obtienen elasticidades precio y producto para el período 1974-1985 a nivel sectorial (industria, construcción, agricultura, minería, comercio y transporte) y agregado. A nivel agregado, el período 1974-1981 se caracteriza por tener una elasticidad producto estable en torno a 0.56 , mientras que el período 1982-1985 presenta fluctuaciones en los valores entre 0.56 y 0.82 . La elasticidad precio en el período 1975-1977 es prácticamente cero, mientras en 1977-1981 tiene signo opuesto al esperado (de 0.02), y entre 1982-1985 fluctúa en torno a -0.09 .

Paredes y Riveros (1993) estiman una demanda por trabajo agregada y otra para el sector manufacturero, incorporando el costo del trabajo, la tasa de interés real, y el nivel de producto como variables explicativas. Incluyen, además, el empleo rezagado como una forma de capturar costos de ajuste y una dummy para el período 1974-1979. Los autores obtienen una elasticidad producto para antes y después de las reformas laborales de 1979, de 0.25 y 0.75 , para el total de la muestra, y de 0.84 y 1.24 considerando sólo el sector manufacturero. Al mismo tiempo, la elasticidad precio para toda la muestra es de 0.19 (signo contrario al esperado) y -0.34 para antes y después de las reformas laborales de 1979, respectivamente, mientras que en la industria manufacturera ésta sería prácticamente cero.

García (1995) estima un sistema de tres ecuaciones no lineales: para empleo primario (formal), para el empleo secundario (de libre entrada) y para el salario nominal. Además, utiliza variables instrumentales para controlar la posible endogeneidad del producto, la fuerza de trabajo y el empleo agrícola. Las ecuaciones se motivan por la existencia de un mercado de trabajo segmentado, firmas maximizadoras y costos de ajuste en la contratación de mano de obra. Los resultados indican que el capital tiene una participación en los costos del orden de 23%, y el trabajo de 69% (24% trabajo no calificado y 45% de trabajo calificado). La elasticidad producto varía entre un 0.3 y un 1.3 en el corto y largo plazo, respectivamente, mientras que la elasticidad precio tiene un rango entre -0.03 y -0.10 .

Cuadro N°1

Evidencia empírica de la demanda de trabajo en Chile.

	Autores	Fecha de publicación	Periodo de estimación	Frecuencia de los datos	Fuente de los datos	Especificación	Agregación del empleo	Elasticidad producto	Elasticidad precio	Nota sobre los coeficientes
1	Solimano	1981	1974-78	Trimestral	SOFOFA-INE	Ajuste parcial	Manufactura	0.09, 0.46	-0.080, -0.390	Corto-Largo plazo
2	Eyzaguirre	1981	1974-78	Trimestral	SOFOFA	Ajuste parcial	Manufactura	0.14, 0.29	0.002, 0.004	Corto-Largo plazo
3	Riveros y Arrau	1984	1974-82	Trimestral	INE	Ajuste parcial	Manufactura	0.48, 1.20	-0.130, -0.320	Corto-Largo plazo
4	Rojas	1987	1977-85	Trimestral	U.Chile-Gran Santiago	Ajuste parcial	Total	0.45, 0.69	-0.290, -0.460	Corto-Largo plazo
5	Marcel	1987	1974-85	Trimestral	Jadresic 1986b (INE-U.Chile)	Ajuste parcial	Total	0.40, 0.90	-0.090, -0.200	Corto-Largo plazo
6	Meller y Labán	1987	1974-85	Trimestral	Jadresic 1986b (INE-U.Chile)	Nivel, Filtro de Kalman	Total y sectorial	0.54, 0.81	-0.130, 0.020	Rango filtro de Kalman
7	Paredes y Riveros	1993	1974-88	Trimestral	U.Chile-Gran Santiago	Ajuste parcial	Total	0.25, 0.75	0.190, -0.34	Antes-después 1979,Corto plazo
8	García	1995	1980-94	Trimestral	García 1994	Ajuste parcial	Primario	0.30, 1.30	-0.025, -0.103	Corto-Largo plazo

Nota:ecuaciones

1/ $\log Et = b_0 + b_1 \log Yt + b_2 \log Wt + b_3 \log Et-1$

2/ $\log Et = b_0 + b_1 \log Yt - 1 + b_2 \log Wt-1 + b_3 \log Et-1 + b_4 \log Kt + b_5 \text{tend} + b_6 \text{tend}^2$

3/ $\log Et = b_0 + b_1 \log Yt + b_2 \log Wt + b_3 \log Et-1 + b_4 \log PIMt$

4/ $\log Et = b_0 + b_1 \log Yt + b_2 \log Wt + b_3 \log Et-1 + b_4 \log \text{tend}$

5/ $\log Et = b_0 + b_1 \log Yt + b_2 \log Wt + b_3 \log Yt-1$

6/ $\log Et = b_1t + b_2t \log Yt + b_3t \log Wt$

7/ $\log Et = b_0 + b_1 \log Yt + b_2 \log Wt + b_3 \log it + b_4 D^* \log \text{Cost} + b_5 D^* \log Yt + b_6 * Et-1 + b_7 * D$

8/ $\log E\text{primt} = b_1 \log Y\text{primt} + b_2 \log Kt + b_3 (\log W \text{clt} - \log W\text{import}) + b_4 (\log W \text{mint} - \log W \text{clt}) + b_5 \log E\text{primt-1} + b_6 \log(1 + W\text{cl} / W\text{min}) + b_7 \text{tend} + b_8 \text{Dumcrisis} + b_9i \text{Dumestaci} (i=1...4)$

Donde:

Et es empleo, Yt es producto, Wt es salario, tend es tendencia, $\text{tend}^2 = \text{tend} * \text{tend}$, PIM es precio de los bienes importados, Cost es costo total del trabajo (salario más costos no salariales) deflactado por IPM, it es la tasa de interés real, D es dummy con valor 1 para 1974:1-1979:4, Eprimt es empleo primario, Yprimt es producto primario, Kt es capital, Wcl es salario de trabajadores calificados (índice costo de mano de obra del INE), Wimport es costo de insumos importados, Wmin es salario mínimo, Dumcrisis es dummy con valor 1 en 1982:2 y 1982:3, Dumestaci es dummy por efectos estacionales.

II. METODOLOGÍA

II.a. ESPECIFICACIÓN DEL MODELO

Suponemos la demanda por trabajo como una demanda derivada⁶ de la producción de otros bienes. El nivel agregado lo asumimos como la adición de las demandas individuales de cada firma. Finalmente, decimos que la demanda individual de cada firma esta determinada por la actividad económica del país.

Trabajamos con un modelo de tres factores; empleo, insumo importado y capital, denotados por L, M y K respectivamente.

$$Y = F(L, K, M) \quad (33)$$

A su vez definimos los precios de cada factor como; salario, precio del insumo importado y precio del capital, denotados por w, x y c respectivamente.

La teoría microeconómica indica que la maximización de beneficios por parte de la firma, implica la existencia de una función de costos mínimos, correspondiente a la suma del producto entre el precio de cada uno de los insumos y el nivel de insumos que maximiza ganancias. Esta función de costos depende del nivel de producción y del precio de los factores:

$$C \equiv wL^* + cK^* + xM^* = C(Y, w, c, x) \quad (34)$$

La función de costos (34) mas el uso del lema de Shepard que establece las demandas condicionadas de cada factor como la derivación de la función de costos totales respecto al precio de los respectivos

⁶ Miramos el trabajo solo como un factor productivo, obviamos cualquier análisis referente al bienestar del trabajo en si mismo.

factores, nos permite construir las demandas de cada factor por las empresas.

La interpretación intuitiva del lema de Shepard es que, al variar el precio de algún factor, la empresa ve variar sus costos en la cuantía en que este factor esta contratado. Luego la demanda por trabajo es la derivada de la función de costos totales con respecto al salario:

$$L^d = \frac{\partial C(Y, w, c, x)}{\partial w} = L(Y, w, c, x) \quad (35)$$

La expresión anterior nos da una base teórica para realizar nuestras estimaciones de ocupación a partir de la siguiente aproximación logarítmica entre el empleo el producto y los precios de factores.

$$\log L^d = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log w + a_3 \log c + a_4 \log x \quad (36)$$

Esta expresión log-log nos permite aislar el efecto del producto sobre la ocupación, corrigiendo por el precio de los factores. El parámetro a_1 en (36) es la elasticidad Empleo –Producto.

Para contestar nuestra primera pregunta, es decir, cómo afecta el crecimiento económico en la contratación de mano de obra, debemos ver si las series son estacionarias, si no lo son, debemos ver si cointegran, estimar de acuerdo al resultado anterior y obtener a_1 de la ecuación (36).

Mediante este modelo podemos contestar si la reforma laboral introdujo cambios estructurales en el mercado del trabajo.

Nos interesa estudiar la nueva ley laboral ya que, mediante variaciones estadísticamente significativas del nivel de trabajadores, a partir de la vigencia de esta nueva ley, podemos ver si la reforma laboral del año 2001 introdujo mayores costos al factor trabajo.

Para medir los efectos de la reforma agregamos una variable dicotómica con el valor 1 a partir del primer trimestre del 2001.

$$\log L^d = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log w + a_3 \log c + a_4 \log x + a_5 dummy \quad (37)$$

La significancia o no de nuestra variable dicotómica no nos permite inferir nada sobre la reforma laboral, solo nos permite saber si existió un quiebre estadístico ese año⁷.

Adicionalmente, nos interesa saber si la mayor apertura que ha experimentado el país ha traído consigo un nivel de incertidumbre sobre los agentes económicos que desincentivan la contratación de empleo. Medimos incertidumbre mediante el valor nominal del dólar observado diariamente publicado por el Banco Central. Utilizamos esta variable nominal como proxy de volatilidad ya que el mercado del dólar captura el riesgo país, las tasas de interés, los retornos a la exportación, expectativas, los precios de los principales factores productivos, entre otras. El mercado del dólar interioriza inmediatamente cualquier cambio en el escenario nacional o mundial, siendo una especie de termómetro de la economía.

Incorporando la variable desviación del dólar como proxy de volatilidad, obtenemos:

$$\log L^d = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log w + a_3 \log c + a_4 \log x + a_6 \log Desv \quad (38)$$

Finalmente estimamos un modelos que capture ambos efectos:

$$\log L^d = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log w + a_3 \log c + a_4 \log x + a_5 dummy \quad (39)$$

$$+ a_6 \log Desv$$

⁷ Esta no solo es una diferencia semántica sino teórica. Una variable dummy en series temporales captura quiebres entre periodos, resultando imposible a priori determinar la procedencia de dicho quiebre, por ejemplo puede capturar cambios tecnológicos.

III. LOS DATOS

III.a. SERIES UTILIZADAS

Utilizamos variables trimestrales para el periodo 1993:1 – 2004:3. Trabajamos este periodo por la disponibilidad de datos. La serie de empleo y salario real, corresponden a las bases de datos del INE.

El empleo se mide en miles de personas y se utilizan promedios móviles trimestrales. Considera la población de 15 años y más, corresponden a los resultados de la nueva encuesta nacional de empleo, basada en el Censo de Población y Vivienda de 1992. La desestacionalización de las series del INE se ha realizado a base del modelo X-12 ARIMA⁸.

El salario es el índice real de remuneraciones por hora – INE medido en pesos chilenos.

El precio del insumo importado lo definimos como el tipo de cambio multilateral. Este lo construye el Banco Central a partir de una canasta de las monedas mas transadas en Chile, calculando el promedio ponderado del valor de estas monedas respecto al peso chileno.

La volatilidad cambiaria se calcula con el dólar observado diario que publica el Banco Central, agrupando trimestralmente el valor diario del dólar; se calculó su desviación estándar trimestral.

⁸ Disponible en www.census.gov

Se usó esta moneda, por ser la de mayor referencia en el mercado. Su carácter nominal no incide sobre las otras variables medidas en forma real, siendo un proxy de incertidumbre en cada periodo.

Como el costo del capital no es observable, construimos este, utilizando un enfoque estándar (Romer 1994). Seguimos la metodología empleada por Bustos, Engel y Galetovic en su paper “Impuestos y demanda por capital en Chile, 1985-1995”.

Se define el costo del capital como:

$$c_t = \left[r_t + \delta - \frac{p_{t+1}(k) - p_t(k)}{p_t(k)} \right] \cdot [1 - \tau_t f_t] p_t(k) \quad (40)$$

Con $p_t(k)$ como el precio del capital en el periodo t , r_t tasa de interés relevante, δ tasa de depreciación, $\frac{p_{t+1}(k) - p_t(k)}{p_t(k)}$ representa la ganancia esperada de mantener capital, τ_t impuesto al ingreso de las firmas y f_t capacidad de las empresas en descontar impuestos a través de financiar la inversión con deuda y usar mecanismos de depreciación. Para construir c_t utilizamos la tasa de colocación indizada de 90-360 días del sistema bancario como tasa de interés relevante (r_t), una tasa de depreciación (δ) equivalente al 10% anual, la tasa de impuesto de primera categoría efectiva de cada año (τ_t) y una capacidad en descuento de impuesto $f_t = 1$.

Al mismo tiempo, consideramos el precio relativo del capital ($p_t(k)$) como la razón entre el deflactor de la formación bruta de capital y el deflactor del PIB.

Para contestar nuestras tres preguntas, debemos partir evaluando el comportamiento de las series.

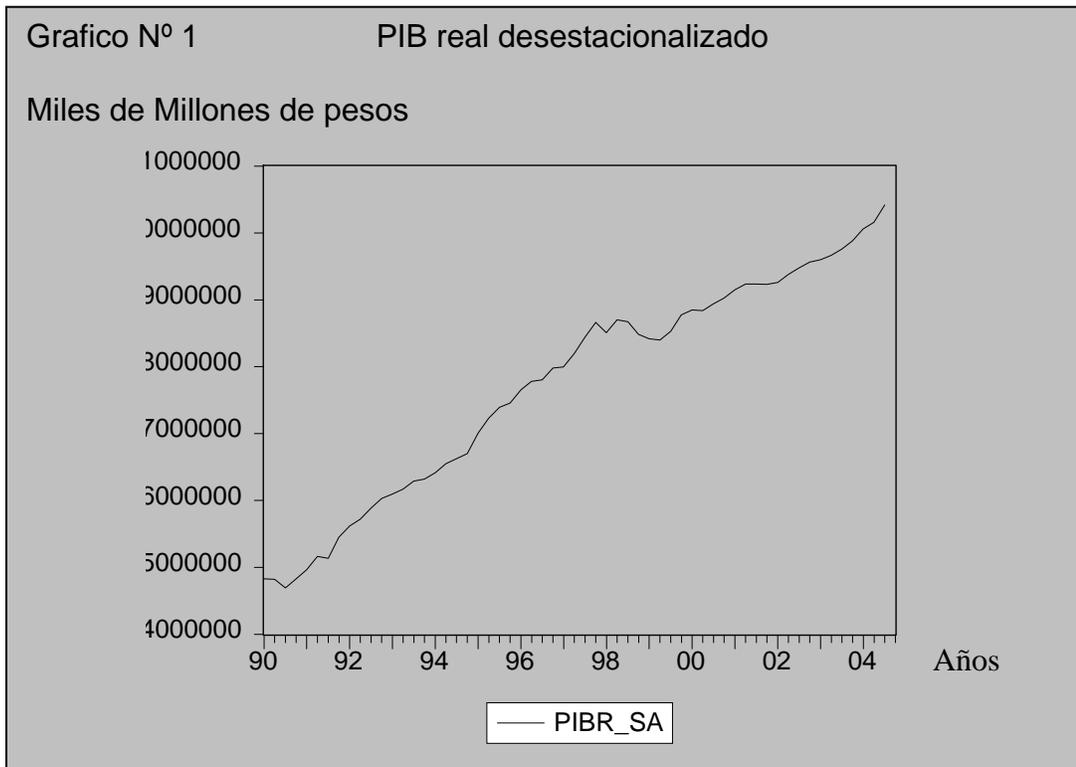


Grafico N° 2 Costo del capital destacionalizado

Miles de pesos

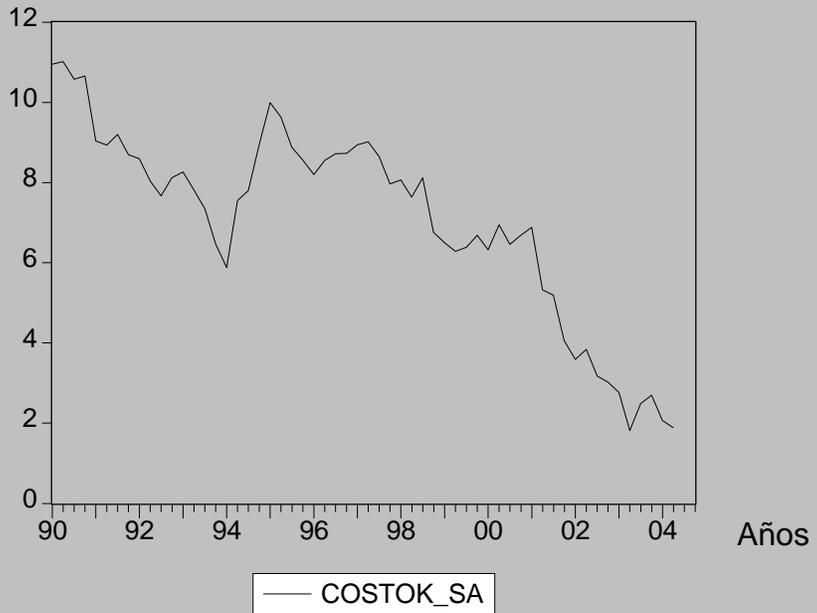


Grafico N° 3 Salario real destacionalizado

Miles de pesos

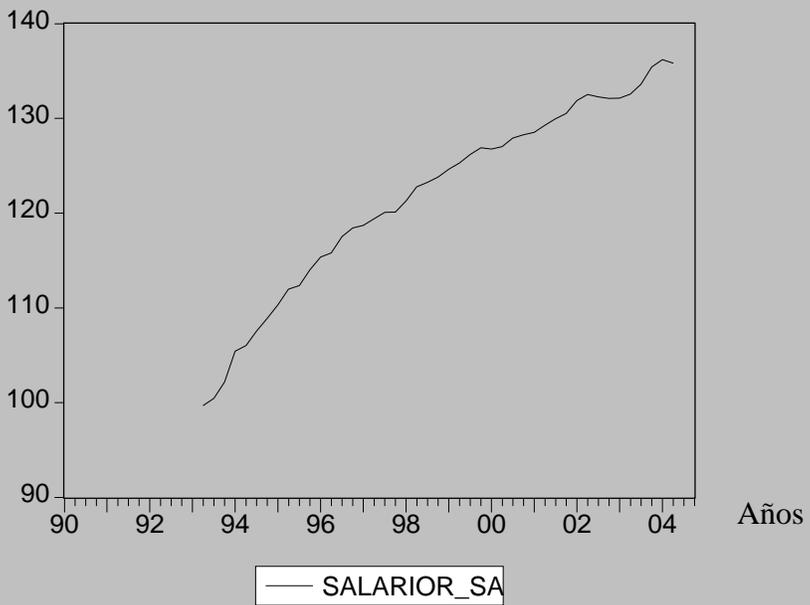


Grafico N° 4 Tipo de cambio real destacionalizado

Pesos chilenos por el promedio de las monedas más transadas

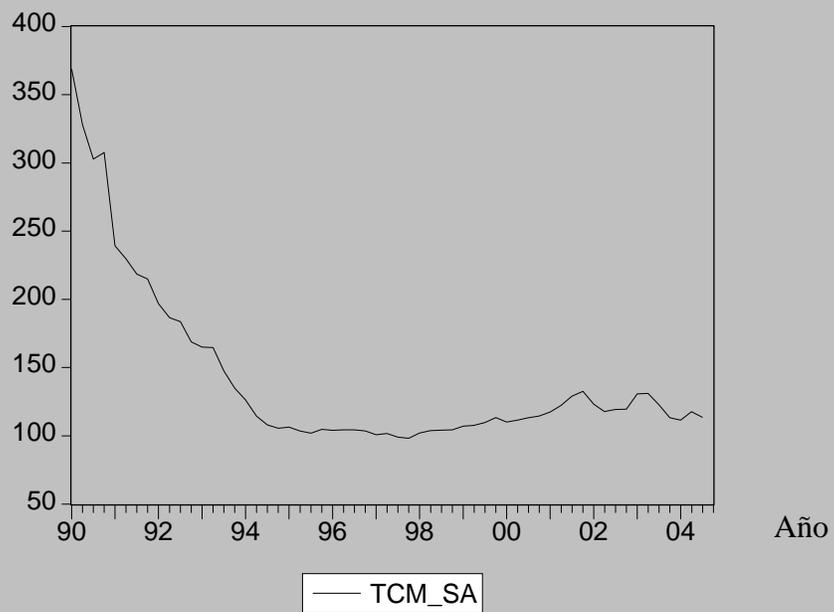


Grafico N° 5 Desviación estándar del dólar destacionalizado

Pesos chilenos

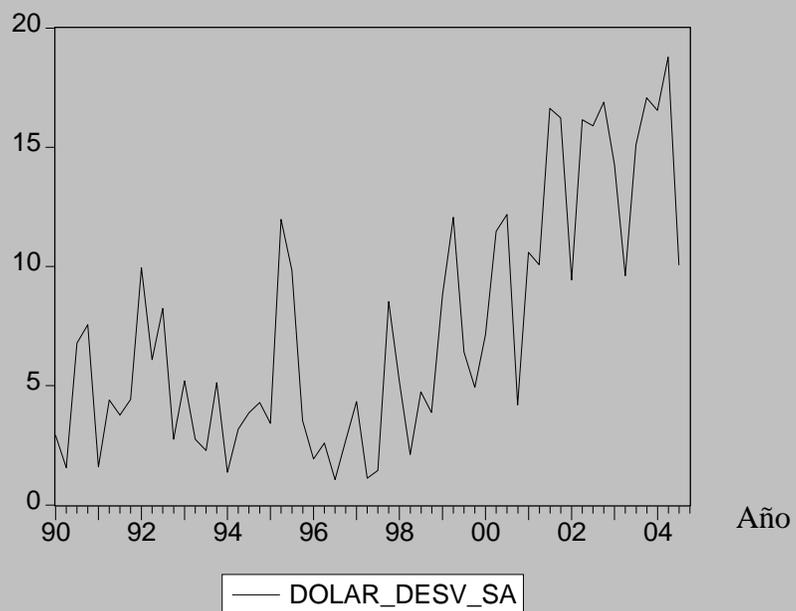
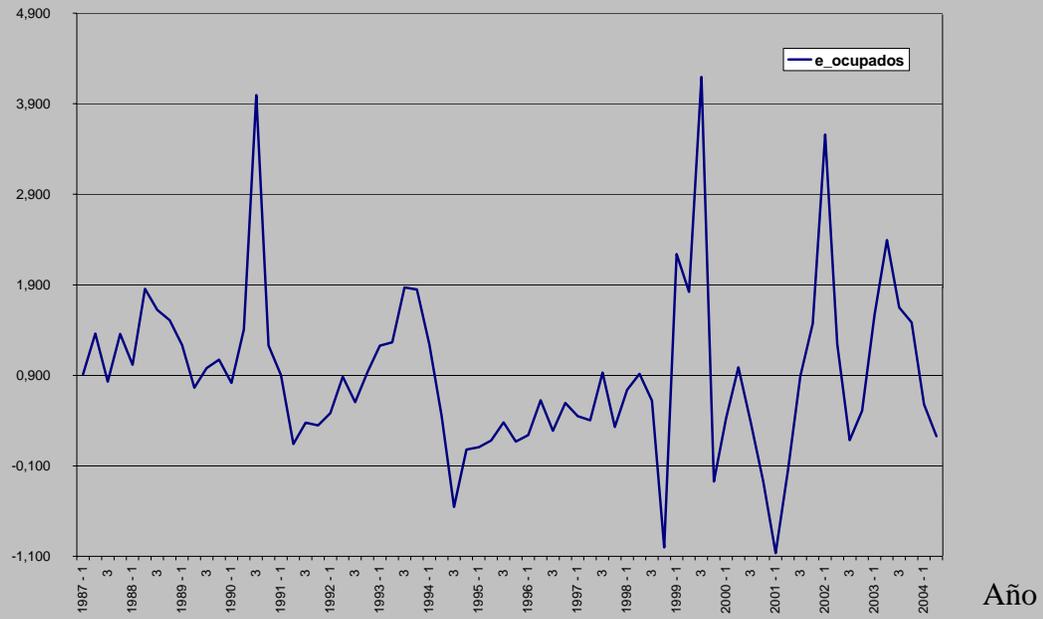


Grafico N°6

$$\left(\frac{\Delta L}{\Delta Y} * \frac{Y}{L}\right)$$

Elasticidad Arco 1987:1 - 2004:2



III.b. ANÁLISIS TEMPORAL DE LAS SERIES

Si usamos series temporales, y queremos estimar correctamente, debemos saber si las series son estacionarias o no. Si las series son estacionarias podemos estimar con mínimos cuadrados ordinarios sin riesgo de caer en relaciones espurias. Ahora si, las series no son estacionarias como en nuestro caso, pero cointegran, podemos igualmente estimar por MCO.

Tabla N°1 Test de raíz unitaria sobre el PIB real desestacionalizado

ADF Test Statistic	-0.900434	1% Critical Value*	-3.5478
		5% Critical Value	-2.9127
		10% Critical Value	-2.5937

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(PIBR_SA)
Method: Least Squares
Date: 02/28/05 Time: 10:08
Sample(adjusted): 1990:3 2004:3
Included observations: 57 after adjusting endpoints

Tabla N°2 Test de raíz unitaria sobre el costo del capital desestacionalizado

ADF Test Statistic	-0.505878	1% Critical Value*	-3.5501
		5% Critical Value	-2.9137
		10% Critical Value	-2.5942

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(COSTOK_SA)
 Method: Least Squares
 Date: 02/28/05 Time: 10:15
 Sample(adjusted): 1990:3 2004:2
 Included observations: 56 after adjusting endpoints

Tabla N°3 Test de raíz unitaria sobre el salario real desestacionalizado

ADF Test Statistic	-3.991382	1% Critical Value*	-3.5889
		5% Critical Value	-2.9303
		10% Critical Value	-2.6030

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(SALARIOR_SA)
 Method: Least Squares
 Date: 02/28/05 Time: 14:07
 Sample(adjusted): 1993:4 2004:2
 Included observations: 43 after adjusting endpoints

Tabla N°4 Test de raíz unitaria sobre el tipo de cambio real desestacionalizado

ADF Test Statistic	-6.451565	1% Critical Value*	-3.5478
		5% Critical Value	-2.9127
		10% Critical Value	-2.5937

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(TCM_SA)
 Method: Least Squares
 Date: 02/28/05 Time: 14:08
 Sample(adjusted): 1990:3 2004:3
 Included observations: 57 after adjusting endpoints

Tabla N°5 Test de raíz unitaria sobre la desviación estándar del dólar nominal desestacionalizado

ADF Test Statistic	-2.395673	1% Critical Value*	-3.5478
		5% Critical Value	-2.9127
		10% Critical Value	-2.5937

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DOLAR_DESV_SA)
 Method: Least Squares
 Date: 02/28/05 Time: 14:09
 Sample(adjusted): 1990:3 2004:3
 Included observations: 57 after adjusting endpoints

Tabla N°6 Test de raíz unitaria sobre el error de la ecuación (36)

ADF Test Statistic	-3.953427	1% Critical Value*	-3.5889
		5% Critical Value	-2.9303
		10% Critical Value	-2.6030

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(ERAZO)
 Method: Least Squares
 Date: 02/28/05 Time: 14:53
 Sample(adjusted): 1993:4 2004:2
 Included observations: 43 after adjusting endpoints

Los test de raíz unitaria sobre el PIB (tabla N°1), costo del capital (tabla N°2) y desviación estándar del dólar nominal (tabla N°5) no rechazan la hipótesis nula. Esto nos entrega evidencia de al menos una raíz unitaria en dichas series, es decir, son no estacionarias.

Adicionalmente se calculó la ecuación (36)⁹ aplicando un test de raíz unitaria sobre su residuo (tabla N°6). El valor crítico nos permite rechazar la hipótesis nula en favor de la estacionariedad, prueba necesaria pero no suficiente a favor de la cointegración.

⁹ Ecuación (36) = $\log L^d = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log w + a_3 \log c + a_4 \log x$

Tabla N° 7

Series: OCUPACION PIBR SALARIOR TCM COSTOK

Lags interval: 1 to 1

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0,69	109,82	68,52	76,07	None **
0,54	58,88	47,21	54,46	At most 1 **
0,34	25,20	29,68	35,65	At most 2

Como se aprecia en la tabla N° 7, el test de Johansen muestra la existencia de una relación de largo plazo entre las variables utilizadas. Los resultados indican que no es posible rechazar la existencia de un único vector de cointegración. Esto nos da evidencia preliminar de que en el periodo de nuestro estudio no ha cambiado la relación estructural entre las variables, ya que de haber ocurrido un cambio sería difícil encontrar tal relación.

La existencia de cointegración nos permite estimar nuestro modelo mediante métodos tradicionales como el de mínimos cuadrados ordinarios.

IV. RESULTADOS

IV.a. MERCADO LABORAL

Para contestar la primera pregunta estimamos la ecuación¹⁰ (36). Los parámetros estimados tienen los signos esperados, son significativos a los niveles de confianza habituales y tiene órdenes de magnitud económicamente plausibles. Especial atención merecen los resultados del impacto salario real y producto de, -0,46 y 0,43 respectivamente, estos resultados nos sugieren que ajustes salariales en igual porcentaje que las alzas del producto, el efecto real neto sobre el nivel de trabajo sería cero.

Los test de cointegración basados en los residuos confirman la existencia de una ecuación de largo plazo (tabla N°6) . Finalmente destacamos el signo negativo del tipo de cambio multilateral¹¹, lo que nos propone una complementariedad de las importaciones y no una sustitución de producto local.

¹⁰ La Tabla N°8 presenta los resultados de las ecuaciones 36, 37, 38 y 39 detalladas en el capítulo II Metodología, ítem II.a. Especificación del modelo

¹¹ Si las exportaciones compitieran con la producción local, se esperarían ajustes en la misma dirección del tipo de cambio, es decir, cae el tipo de cambio y cae el empleo, contrario a nuestros resultados.

Tabla N° 8

Ecuaciones sobre el nivel de ocupación

Variable	Eq (36)	Eq (37)	Eq(38)	Eq(39)
C	4,16 *** (7,65)	3,93 *** (7,27)	4,21 *** (8,04)	4,02 *** (7,54)
LOG(PIBR_SA)	0,43 *** (6,87)	0,42 *** (6,97)	0,41 *** (6,71)	0,41 *** (6,78)
LOG(COSTOK_SA)	-0,03 *** (-5,30)	-0,03 *** (-5,63)	-0,03 *** (-5,82)	-0,03 *** (-5,94)
LOG(SALARIOR_SA)	-0,46 *** (-4,44)	-0,41 *** (-3,91)	-0,40 *** (-3,94)	-0,38 *** (-3,62)
LOG(TCM_SA)	-0,03 ** (-2,19)	-0,02 (-0,87)	-0,03 * (-1,91)	-0,02 (-0,91)
REFORMA		-0,01 * (-1,90)		-0,01 (-1,41)
LOG(DOLAR_DESV_SA)			0,00 ** (-2,04)	0,00 (-1,58)
R-squared	0,94	0,94	0,94	0,95
Adjusted R-squared	0,93	0,93	0,94	0,94
S,E, of regression	0,01	0,01	0,01	0,01
Sum squared resid	0,00	0,00	0,00	0,00
Log likelihood	153,46	155,45	155,74	156,89
Durbin-Watson stat	1,30	1,43	1,28	1,38
Mean dependent var	8,57	8,57	8,57	8,57
S,D, dependent var	0,03	0,03	0,03	0,03
Akaike info criterion	-6,60	-6,64	-6,66	-6,66
Schwarz criterion	-6,40	-6,40	-6,41	-6,38
F-statistic	147,22	126,18	127,93	109,64
Prob(F-statistic)	0,00	0,00	0,00	0,00
	OK	OK	OK	OK
Observaciones	45	45	45	45

Notas: Test-T entre parentesis. ***, ** y * corresponden a significancia al 1%, 5% y 10% respectivamente
OK denota que el test de Dikey- fuller es significativo al 1%

$$\text{Ecuación (36)} \log L^d = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log w + a_3 \log c + a_4 \log x$$

$$\text{Ecuación (37)} \log L^d = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log w + a_3 \log c + a_4 \log x + a_5 \text{dummy}$$

$$\text{Ecuación (38)} \log L^d = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log w + a_3 \log c + a_4 \log x + a_6 \log Desv$$

$$\text{Ecuación (39)} \log L^d = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log w + a_3 \log c + a_4 \log x + a_5 \text{dummy} \\ + a_6 \log Desv$$

IV.b. REFORMA LABORAL 2001

Para saber si la reforma laboral introdujo distorsiones adicionales al mercado ocupacional, agregamos una variable dicotómica a nuestro modelo a partir del primer semestre del 2001¹², en la ecuación (37).

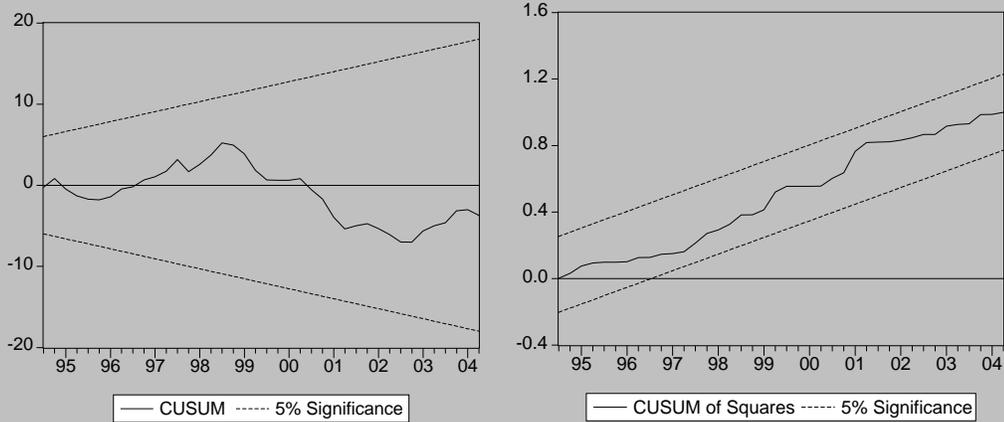
Como se observa en la tabla N°8 nuestra dummy es significativa al 10% solo en la ecuación (37). En la ecuación (39) que captura los efectos cruzados de la reforma laboral y la desviación del dólar, deja de ser significativa. Si repetimos el ejercicio para los ocupados (tabla N° 11) en ninguna especificación esta variable es significativa.

Tabla N°9		Cambios estructurales sobre Eq (36)	
Chow Breakpoint Test: 2000:1			
F-statistic	0.980166	Probability	0.443570
Log likelihood	5.897.205	Probability	0.316350
Chow Breakpoint Test: 2001:1			
F-statistic	2.615.158	Probability	0.041243
Log likelihood	1.428.438	Probability	0.013900
Chow Breakpoint Test: 2002:1			
F-statistic	0.685692	Probability	0.637412
Log likelihood	4.205.263	Probability	0.520258
Ecuación (36) $\log L^d = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log w + a_3 \log c + a_4 \log x$			

¹² Ecuación (37) $\log L^d = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log w + a_3 \log c + a_4 \log x + a_5 dummy$

Tabla Nª10

Sobre Eq (36)



1 Ecuación (36) $\log L^d = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log w + a_3 \log c + a_4 \log x$

En el contraste CUSUM sobre nuestra ecuación principal, no se observa ningún quiebre estructural entre los años 2000, 2001 y 2002 (tablas 9 y 10) esto verifica la no significancia de la reforma laboral sobre los niveles de ocupados. Este tipo de test (dummy y CUSUM) que capturan quiebres entre un periodo y otro no nos permiten decir nada respecto, en este caso, a la reforma laboral, solo podemos hacer inferencia.

Si no se observa un quiebre a partir del primer semestre del 2001 que sea estadísticamente distinto de cero, y en igual periodo comienza a regir la

nueva ley laboral, podríamos argumentar que ésta - la reforma - no introdujo distorsiones adicionales¹³.

Adicionalmente y a modo de contrarrestar nuestros resultados, testeamos la especificación anterior con los trabajadores asalariados¹⁴. La teoría nos sugiere que, si la reforma introdujo distorsiones adicionales al mercado laboral, se esperaría una disminución de los trabajos asalariados y un aumento de los trabajos informales¹⁵.

En la tabla N° 11 se observa que la variable reforma no tiene significancia para ninguna de nuestras especificaciones (ecuaciones 37.a y 39.a). Los datos plantean además que los asalariados son más sensibles ante cambios en producto y salario. La elasticidad producto para los ocupados varía entre 0,41 y 0,43 en cambio la elasticidad producto para los asalariados varía entre 0,58 y 0,63. Por su parte la elasticidad salario para los ocupados se encuentra entre -0,38 y -0,46 y para los asalariados entre -0,53 y -0,66.

Resulta interesante observar que la volatilidad cambiaria es significativa en todas las especificaciones sobre los asalariados (ecuaciones 38.a y 39.a); por el contrario a las estimaciones basadas en ocupación (ecuación 39 no presenta significancia en la volatilidad). Esto nos sugiere que la incertidumbre afecta principalmente el mercado formal de trabajo.

¹³ Si bien el resultado no es directo o concluyente, para nuestros efectos es suficiente. Si el resultado hubiese sido distinto, es decir, que se observa un quiebre estructural, entonces hubiésemos tenido que ahondar más en las causas de dicho quiebre.

¹⁴ Resultados que se presentan en el Tabla N°11

¹⁵ Debido a la disponibilidad de datos, construimos el nivel de empleo informal como el total de ocupados menos asalariados y empleadores.

Los resultados muestran además que, la relación entre empleo formal e informal durante el periodo de estudio, se ha mantenido estable. Incluso ha mejorado a favor de los trabajos formales en los dos primeros trimestres del 2004 contrario a lo que se esperaba¹⁶.

¹⁶ Si la ley laboral introdujo costos en la mano de obra se esperaría un cambio del trabajo formal al informal

Tabla N° 11 Ecuaciones sobre el nivel de Asalariados

Variable	Eq(36.a)		Eq(37.a)		Eq(38.a)		Eq(39.a)	
C	1,46	**	1,23		1,57	**	1,49	
	(2,00)		(1,66)		(2,49)		(2,27)	
LOG(PIBR_SA)	0,63	***	0,62	***	0,59	***	0,58	
	(7,55)		(7,54)		(8,01)		(7,93)	
LOG(COSTOK_SA)	0,00		0,00		-0,01		-0,01	
	-(0,49)		-(0,63)		-(1,37)		-(1,38)	
LOG(SALARIOR_SA)	-0,66	***	-0,61	***	-0,54	***	-0,53	
	-(4,78)		-(4,29)		-(4,37)		-(4,14)	
LOG(TCM_SA)	-0,04	*	-0,02		-0,03		-0,02	
	-(1,91)		-(0,88)		-(1,54)		-(1,04)	
REFORMA			-0,01				0,00	
			-(1,37)				-(0,50)	
LOG(DOLAR_DESV_SA)					-0,01	***	-0,01	
					-(3,84)		-(3,51)	
R-squared	0,91		0,92		0,94		0,94	
Adjusted R-squared	0,90		0,91		0,93		0,93	
S,E, of regression	0,01		0,01		0,01		0,01	
Sum squared resid	0,01		0,00		0,00		0,00	
Log likelihood	140,27		141,32		147,48		147,63	
Durbin-Watson stat	1,08		1,13		1,29		1,30	
Mean dependent var	8,14		8,14		8,14		8,14	
S,D, dependent var	0,04		0,04		0,04		0,04	
Akaike info criterion	-6,01		-6,01		-6,29		-6,25	
Schwarz criterion	-5,81		-5,77		-6,05		-5,97	
F-statistic	103,57		85,03		114,24		93,41	
Prob(F-statistic)	0,00		0,00		0,00		0,00	
	OK		OK		OK		OK	
Observaciones	45		45		45		45	

Notas: Test-T entre parentesis. ***, ** y * corresponden a significancia al 1%, 5% y 10% respectivamente.
OK denota que el test de Dikey- fuller es significativo al 1%

$$\text{Ecuación (36a)} \log L^{\text{Asalariados}} = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log w + a_3 \log c + a_4 \log x$$

$$\text{Ecuación (37a)} \log L^{\text{Asalariados}} = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log w + a_3 \log c + a_4 \log x + a_5 \text{dummy}$$

$$\text{Ecuación (38a)} \log L^{\text{Asalariados}} = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log w + a_3 \log c + a_4 \log x + a_6 \log \text{Desv}$$

$$\text{Ecuación (39a)} \log L^{\text{Asalariados}} = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log w + a_3 \log c + a_4 \log x + a_5 \text{dummy} \\ + a_6 \log \text{Desv}$$

Tabla Nº12 Cambios estructurales sobre Eq (36.a)

Chow Breakpoint Test: 2000:1

F-statistic	1.749.683	Probability	0.149117
Log likelihood	1.003.983	Probability	0.074114

Chow Breakpoint Test: 2001:1

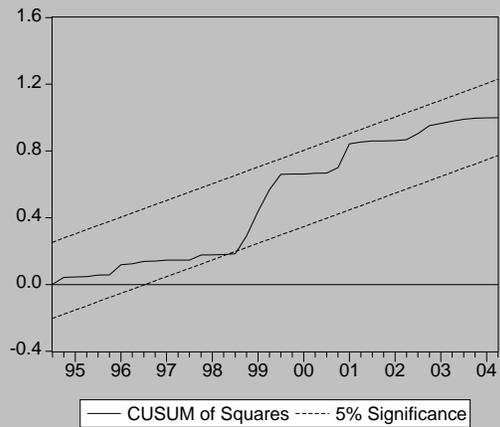
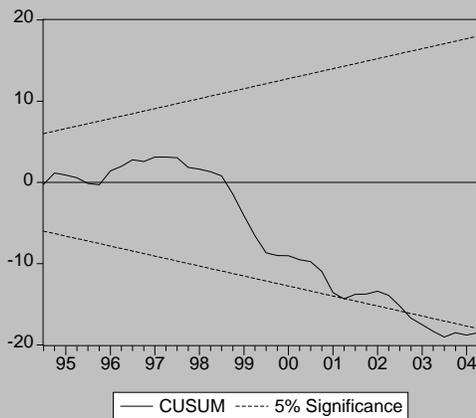
F-statistic	2.253.021	Probability	0.070598
Log likelihood	1.255.680	Probability	0.027906

Chow Breakpoint Test: 2002:1

F-statistic	0.908972	Probability	0.486411
Log likelihood	5.493.946	Probability	0.358610

Ecuación (36a) $\log L^{Asalariados} = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log w + a_3 \log c + a_4 \log x$

Tabla Nº 13 Sobre Eq (36.a)



Ecuación (36a) $\log L^{Asalariados} = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log w + a_3 \log c + a_4 \log x$

Tabla Nº14 Cambios estructurales sobre Eq (38.a)

Chow Breakpoint Test: 2000:1

F-statistic	2.322.744	Probability	0.055682
Log likelihood	1.585.293	Probability	0.014566

Chow Breakpoint Test: 2001:1

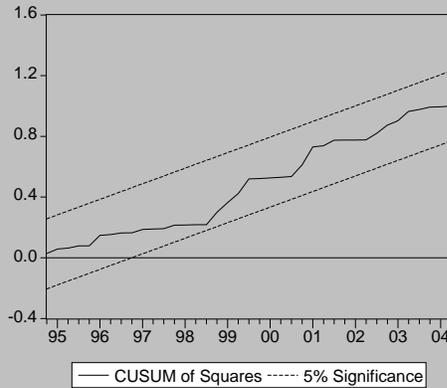
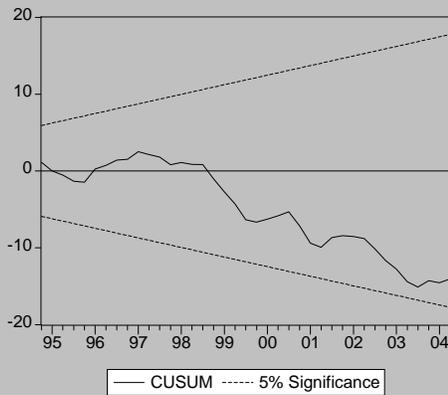
F-statistic	2.461.973	Probability	0.044477
Log likelihood	1.664.680	Probability	0.010673

Chow Breakpoint Test: 2002:1

F-statistic	1.299.251	Probability	0.284869
Log likelihood	9.542.896	Probability	0.145269

Ecuación (38a) $\log L^{Asalariados} = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log w + a_3 \log c + a_4 \log x + a_6 \log Desv$

Tabla Nº15 Sobre Eq (38.a)



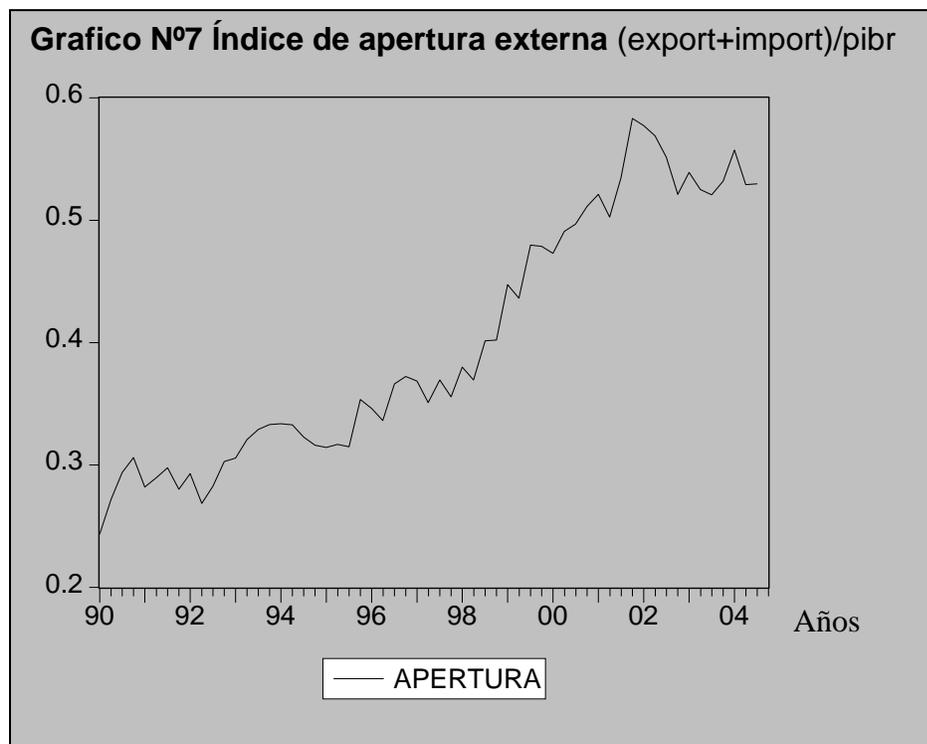
Ecuación (38a) $\log L^{Asalariados} = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log w + a_3 \log c + a_4 \log x + a_6 \log Desv$

1
1

Finalmente y a modo de contraste se presentan las tablas 12, 13, 14 y 15 donde se descarta la probabilidad de algún quiebre en las especificaciones descritas.

IV.c. EFECTOS DE LA INCERTIDUMBRE CAMBIARIA

Las exportaciones chilenas en relación al PIB han pasado de un 28% a un 33% para los periodos 1996-1999 y 2002-2003 respectivamente. Nuestro índice de apertura externa presenta un crecimiento explosivo los últimos años.



En las tablas 8 y 11 se observa que el tipo de cambio real o precio del factor importado, solo presenta significancia en las ecuaciones 36, 38 y 36.a. En cambio la desviación del dólar no presenta significancia solo en la ecuación 39. Planteamos entonces, que no solo el nivel del tipo de cambio

es relevante a la hora de evaluar el mercado del trabajo¹⁷, sino que la volatilidad que éste presenta. Usamos la desviación del dólar nominal trimestral como una medida de incertidumbre.

La desviación del dólar a principios de los años 90 era en promedio de 4,47 pesos, en cambio desde el 2000 en adelante, esta desviación alcanza los 13,10 pesos.

Incorporando la desviación del dólar a nuestros modelos¹⁸ y evaluando obtenemos resultados muy interesantes. Se observa como mencionamos anteriormente, que los asalariados presentan mayores niveles de incidencia frente a esta variable que los ocupados. En todas nuestras especificaciones el signo tiene el sentido correcto, vale decir, negativo, a mayor incertidumbre menor empleo y viceversa.

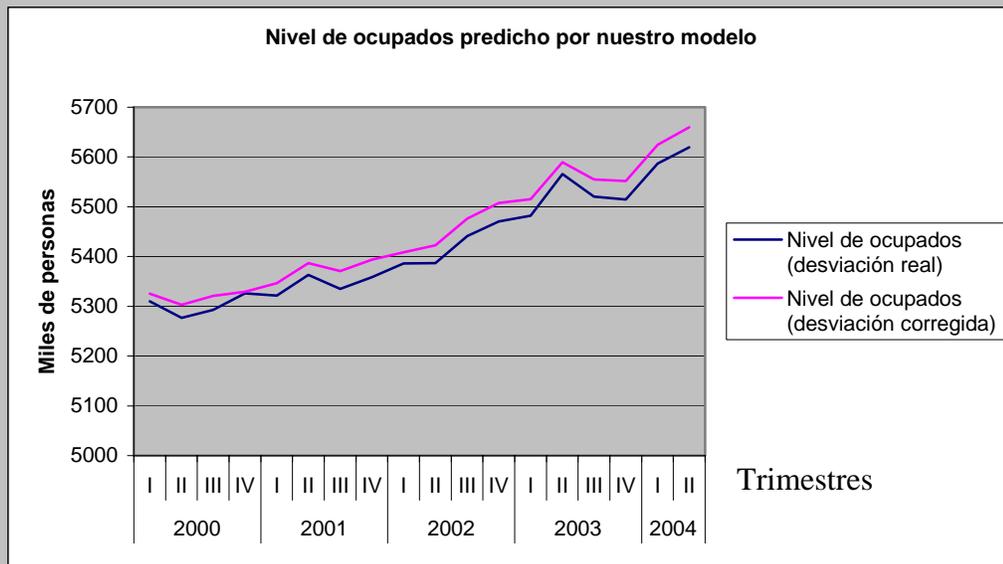
Presentamos a continuación un simple ejercicio de simulación utilizando estos resultados. Tomamos la desviación trimestral del dólar desde el primer trimestre del año 1993 hasta el cuarto trimestre del año 1999 y lo promediamos. Reemplazamos este valor por la desviación del dólar para el periodo comprendido entre el primer trimestre del año 2000 hasta el segundo trimestre del año 2004 y evaluamos aplicando los parámetros encontrados en la ecuación 38. El resultado de la simulación sugiere que puedo conseguir en promedio treinta mil puestos de trabajo adicionales para cada trimestre del 2000 a la fecha. Los resultados están graficados en el grafico N° 8.

¹⁷ Recordemos que en nuestro trabajo el nivel del tipo de cambio real es el precio de los insumos importados.

¹⁸ Ecuaciones 38, 39, 38.a y 39.a

Grafico N° 8

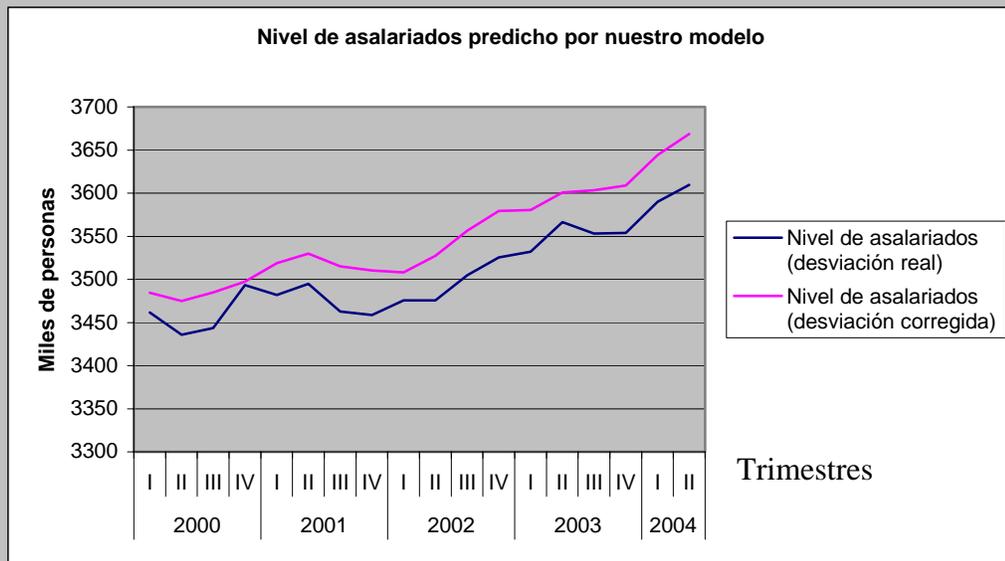
Nivel de ocupados estimado con la desviación real del dólar V/S nivel de ocupados estimado con la desviación del dólar promedio de los 90



Repitiendo el mismo ejercicio para los asalariados, es decir con los parámetros encontrados en la ecuación 38.a, el resultado se eleva a los cuarenta y tres mil puestos de trabajo adicionales para cada trimestre del 2000 a la fecha. Los resultados se grafican en el grafico N° 9.

Grafico N° 9

Nivel de asalariados estimado con la desviación real del dólar V/S nivel de asalariados estimado con la desviación del dólar promedio de los 90



IV.d. CONCLUSIONES

El objetivo de este estudio, evaluar el impacto de la reforma laboral del año 2001, lo obtuvimos mediante el uso de un modelo.

Encontramos una elasticidad producto sobre los ocupados entre 0,41 y 0,43 y una elasticidad producto para los asalariados entre 0,58 y 0,63. Estos resultados se encuentran dentro de los rangos encontrados por Rojas 1987 quien plantea una elasticidad producto entre 0,45 y 0,69 para los ocupados.

La elasticidad salario en los ocupados nos dio entre $-0,38$ y $-0,46$ y para los asalariados entre $-0,53$ y $-0,66$. Ningún estudio de los detallados en este seminario encuentra valores tan altos para la elasticidad salario como los encontrados por nosotros, siendo Rojas 1987 nuevamente, quien mas se aproxima a nuestros resultados con una elasticidad salario entre $-0,29$ y $-0,46$.

Los resultados sugieren además, que la relación de largo plazo entre producto, empleo y salario no presenta un quiebre estructural significativo desde la aprobación de la reforma laboral del 2001.

Lo anterior sugiere que el efecto de la reforma en los agregados macroeconómicos no fue significativo en términos de generación de empleo adicional.

Finalmente encontramos evidencia de que el alto nivel de volatilidad cambiara desincentiva la creación de empleo, especialmente, el empleo asalariado.

REFERENCIAS

Aizenman, J. y Marion, N. (1996) "Volatility and the investment response" . NBER WP 5841.

Aizenman, J. y Powell, A. (1997) "Volatility and financial intermediation". NBER. WP 6320.

Benavente J.M (semestre Otoño 2004) Cátedra "EconometríaII"

Bergoeing, R. y F. Morandé (2002) "Crecimiento, empleo e impuestos al trabajo: Chile 1998-2001" Cuadernos de Economía N° 117

Bustos, Engel y Galetovic (1998) "Impuestos y demanda por capital en Chile, 1985-1995". Mimeo, Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile.

Dornbusch, R. Fisher, S y Startz, R "Macroeconomía" Séptima edición McGraw-Hill 1998

Eyzaguirre, N. (1981) "El empleo en una economía deprimida. Análisis econométrico de sus determinantes en la industria Chilena 1974-1978" Estudios de Economía N° 16.

García, P. (1995) "Mercado laboral y crecimiento: Chile 1980-1994 y proyecciones de mediano plazo". Colección Estudios Cieplan N° 40.

Hammermesh, D. (1986) "The demand of labor in the long run". en Handbook of Labor Economics Vol. I, editado por O. Ashenfelter y R. Layard.

Hausmann, R. y Gavin, M. (1995) "Overcoming volatility, special report in economic and social progress in Latin America" Inter-America Development Bank.

Marcel, M. (1987) "Empleo agregado en Chile 1974-1985, una aproximación econométrica". Colección de Estudios Cieplan N° 21.

Meller P. y R. Labán (1987). "Aplicación del Filtro de Kalman a la estimación de elasticidades variables en el mercado del trabajo Chileno (1974-1985)". Análisis Económico N° 2(1).

Paredes, R. y L. Riveros (1993) "El Rol de las regulaciones en el mercado laboral: El caso de Chile". Estudios de Economía N° 20.

Pindyck, R. y Solimano, A. (1993) "Economic instability and aggregate investment", NBER, Macroeconomic annual report. WP 4380.

Riveros, L. y P. Arrrau (1984) "Un análisis empírico de la demana por trabajo del sector industrial Chileno 1974-1982". Estudios de Economía N° 22

Rojas, P. (1987) "Un análisis empírico de la demanda por trabajo en Chile 1977-1985". Cuadernos de Economía N°71.

Romer, D. (1994) "Advanced Macroeconomics" McGraw-Hill.

Solimano, A. (1981) "La rebaja en cotizaciones previsionales y su impacto sobre el empleo industrial: Una estimación para el período 1974-1978". Notas técnicas Cieplan N° 48.