

LA CURVA DE SALARIOS EN CHILE †

Pablo García S. ‡
Paulina Granados Z. ‡

Esta versión: 17 de Julio 2003

Resumen

Este trabajo evalúa la existencia de una relación entre el salario individual y la tasa de desocupación local —la curva de salarios— en la economía Chilena. Se aprovechan las distintas fuentes de información disponibles en Chile, incluyendo la encuesta CASEN, la ESI, y la encuesta de Ocupación y Desocupación de la Universidad de Chile. La evidencia apunta de manera clara a la existencia de una curva de salarios en Chile. El orden de magnitud del coeficiente que relaciona tasa de desocupación local con salario individual es similar a la encontrada en otros estudios para otras economías, aunque algo superior, particularmente en los años más recientes, 1998 a 2000.

Keywords: Local labor markets, wage curve, unemployment
JEL Classification: E24, J31, J61

† No citar sin autorización de los autores. Las opiniones entregadas en este trabajo son las de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco Central de Chile.

‡ Información de contacto: Banco Central de Chile, Gerencia de Análisis Macroeconómico, Agustinas 1180 piso 4, Santiago, Teléfono 388-2172, Fax 388-2908, email: pgarcia@bcentral.cl, pgranados@bcentral.cl.
Presentador: Paulina Granados.

1. Introducción

En las estimaciones tradicionales de curva de Phillips (de salarios o inflación), típicamente se encuentra una relación negativa entre las medidas de desempleo o de brechas de capacidad y los *cambios* en los precios o los salarios. Esta relación refleja, a su vez, una parte relevante del mecanismo de transmisión de la política monetaria a la inflación en el contexto de modelos estructurales de la economía, utilizados habitualmente para realizar proyecciones o simulaciones. Sin embargo, esta relación empírica no permite *identificar* la estructura del mercado laboral que está detrás de la dinámica de los salarios, el empleo y la inflación.

Este problema de identificación lo ejemplificamos de una manera muy sencilla. Supongamos que la estrategia empírica de estimación se refleja en una ecuación como (1), donde por simplicidad se impone la hipótesis de homogeneidad, todas las variables se presentan como logaritmos. Δ es el operador de primeras diferencias, w es el salario nominal, p el nivel de precios, el subíndice t corresponde al tiempo, mientras que U es la tasa de desocupación y se introduce un término de error. Los coeficientes α se obtienen por métodos estadísticos tradicionales.

$$\Delta w = \alpha_0 + \Delta p - \alpha_1 U_{-1} + \varepsilon \quad (1)$$

Una vez obtenida la estimación, ¿permite esta especificación recuperar la estructura verdadera de la economía? En particular, ¿permite la estimación de (1) encontrar los determinantes del salario real de equilibrio, como la correlación de largo plazo con la tasa de desocupación?. Veremos que es fácil llegar a una respuesta negativa a estas preguntas.

En efecto, una primera manera —que llamaremos neo-clásica— de interpretar la estimación (1) resulta de suponer que el desempleo, más allá de factores de tipo estructural, es producto de desequilibrios entre oferta y demanda por trabajo. Esto lleva, por ejemplo, a una dinámica de corto plazo en la economía en la que los salarios nominales se ajustan de forma de compensar por movimientos en la inflación y para cerrar la brecha entre el salario real de equilibrio de largo plazo y el salario real efectivo, ambos rezagados en un período¹

$$\Delta w = \Delta \omega^* + \Delta p - \theta(\omega_{-1} - \omega_{-1}^*)$$

Por lo tanto, en este caso se dará que si el salario real $\omega = w - p$ supera al salario real de equilibrio ω^* , entonces la tasa de desocupación U es superior a la tasa natural de desocupación U^* . Por lo tanto, en este caso la estimación de la ecuación (1) en realidad captura la siguiente relación:

$$\Delta w = \tilde{\alpha}_0 + \Delta p - \alpha_1 (U_{-1} - U_{-1}^*) + \varepsilon$$

donde

$$\tilde{\alpha}_0 = \alpha_0 - \alpha_1 U_{-1}^*$$

¹ Para una curva de Phillips de inflación el argumento es similar, porque utiliza como insumo una curva de Phillips salarial como la presentada.

Por lo que se puede deducir que

$$\Delta \omega^* = \widetilde{\alpha}_0$$

Así, aunque no es posible deducir el nivel del salario real de equilibrio ω^* , se da el caso que en esta interpretación

$$\frac{\partial U^*}{\partial \omega^*} = \frac{\theta}{\alpha_1} > 0$$

lo que es inambiguamente positivo: tasas de desocupación más altas en equilibrio se asocian con salario real de equilibrio también más alto. Ello no es de extrañar: en esta especificación las combinaciones de equilibrio entre salario real y desempleo ocurren a lo largo de una demanda por trabajo, que tiene pendiente negativa.

Ahora bien, una interpretación alternativa de los datos —que por referencia a este trabajo denominaremos de curva de salarios—, es que existe una relación de largo plazo *negativa* entre salario real de equilibrio y tasa de desempleo. Ello es consistente con modelos teóricos del mercado laboral que consideran salarios de eficiencia, búsqueda o contratos implícitos². Un caso sencillo, útil para nuestros propósitos, ocurre cuando el salario nominal meta, fijado en un proceso de negociación colectiva, por ejemplo, depende del nivel de precios esperado, de la tasa de desocupación, y de una constante:

$$w = p^e + \beta_0 - \beta_1 U_{-1}$$

Si, por otro lado, el nivel de precios se determina competitivamente como un margen por sobre los costos laborales, entonces:

$$p = w + m$$

A partir de este modelo, se puede encontrar el salario real de equilibrio y la tasa de desocupación de equilibrio, dadas por

$$\omega^* = -m$$
$$U^* = \frac{m + \beta_0}{\beta_1}$$

lo que refleja que

$$\omega^* = \beta_0 - \beta_1 U^*$$

y por lo tanto

² En la sección siguiente de este trabajo se presenta una revisión de estas teorías, siguiendo a Blanchflower y Oswald (1994).

$$\frac{\partial U^*}{\partial \omega^*} = -\beta_1 < 0$$

La dinámica de ajuste en este modelo la proveen las expectativas en el proceso de negociación colectiva. Un supuesto simple es que éstas se determinan racionalmente, a partir de la forma cómo evolucionen los precios. Si la inflación es ruido blanco, entonces se tiene que

$$p = p_{-1} + \eta$$

$$p^e = p_{-1}$$

Insertando esto en la curva de salarios, se encuentra que

$$\Delta w = m + \beta_0 - \beta_1 U_{-1}$$

Lo que es equivalente a (1), dado el supuesto de ruido blanco en la inflación y de expectativas racionales.

De esta manera, una misma especificación empírica para la dinámica salarial, que relaciona negativamente la tasa de desocupación con el crecimiento de los salarios, es consistente a la vez con una visión del mercado laboral en que incrementos en el salario real llevan a disminuciones en el empleo, por movimientos a lo largo de una demanda por trabajo, y con una visión alternativa, en que aumentos del desempleo se asocian con caídas en el salario real. Esto resulta de que la estimación de (1) captura en el primer caso un ajuste parcial frente a desviaciones del pleno empleo, mientras que en el segundo identifica una relación de largo plazo entre desocupación y salario real. La Figura 1 muestra estos dos casos en forma esquemática.

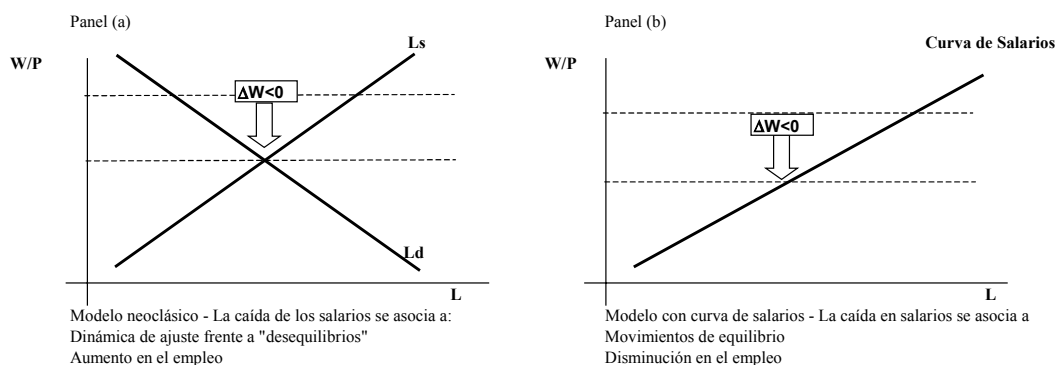


Figura 1 – Dinámica salarial en distintos modelos

Los ejemplos sencillos presentados revelan la insuficiencia para entender la estructura del mercado laboral de estimar ecuaciones como (1), puesto que no llegan a identificar la estructura del mercado laboral, ni cuestiones básicas como la relación entre desempleo y salario real en el largo plazo.

Una manera de solucionar este problema es especificar de manera mucho más precisa el funcionamiento del mercado laboral, de manera de extraer hipótesis testeables con datos de series de tiempo. Aunque es una estrategia viable, tiene dificultades, inherentes al uso de datos agregados. En este trabajo utilizamos un marco metodológico alternativo, distinto al implementado habitualmente en macroeconomía empírica, de manera de detectar la relación de largo plazo entre la tasa de desempleo y el nivel del salario real.

Para ello, aquí replicamos para Chile la observación empírica, expuesta formalmente por primera vez en los estudios de Blanchflower y Oswald (1990, 1994 y 1995), que describen la relación entre el salario del trabajador y la tasa de desempleo en el mercado laboral local. Esta relación resulta ser en una diversidad de países una curva convexa y con pendiente negativa en el espacio salario/desempleo. Lo que dice esta relación es que un trabajador que está empleado en una región de alto desempleo, tiene un salario menor que un individuo idéntico que trabaja en una región con desempleo bajo. La curva de salarios se estima típicamente usando datos a nivel micro y una ecuación de salarios microeconómica estándar, donde la tasa de desempleo regional es una variable independiente adicional³. De encontrar una relación de este tipo para Chile, se validaría una visión como el segundo ejemplo dado más arriba, pudiendo así interpretar mejor los resultados empíricos de estimar curvas de Phillips tradicionales.

De manera de contribuir de forma robusta a un mejor entendimiento del mercado laboral en Chile, este trabajo considera la totalidad de las fuentes de información disponibles para realizar las estimaciones, además de utilizar una diversidad de metodologías y grados de agregación. Las tres bases de datos utilizadas son aquellas en las que se puede cruzar información de mercado laboral y de ingreso: la encuesta de caracterización socioeconómica (CASEN), la encuesta suplementaria de ingresos (ESI), módulo de la encuesta nacional del empleo (ENE) y la encuesta de ocupación y desocupación de la universidad de Chile (UCHILE). Desde el punto de vista metodológico, se procedió a realizar estimaciones *pooled*, luego de corte transversal para distintos años, y finalmente de paneles a partir de cohortes sintéticos, esto último sobre la base de la metodología desarrollada en Granados (2001). Se escogieron, asimismo, dos niveles de agregación, por regiones y por comunas.

Los resultados de este trabajo en general apoyan de manera bastante sólida la existencia de una curva de salarios para Chile. Sin embargo, se tiende a encontrar que la sensibilidad del salario real a cambios en la tasa de desempleo local es superior a la hallada en otros países, sobre todo en años recientes. Una posible interpretación de este resultado es que el mercado laboral en Chile es más flexible de lo que se esperaba, y en particular más flexible que en otras economías. Una interpretación alternativa, es que los mercados laborales locales en Chile están menos integrados entre sí en momentos de caídas o desaceleración en el nivel de actividad, lo que produce la incidencia mayor de los cambios en la desocupación sobre el salario real en cada mercado laboral local.

³ En general, además de la tasa de desempleo regional, se controla por un set de variables características tanto del individuo como de la región que habita. Me referiré al detalle de las variables de control utilizadas en este estudio y en la literatura económica en la sección 2.3.

El trabajo está estructurado de la siguiente forma. En la sección siguiente se presenta la estrategia empírica, se describen los datos y se presentan los principales resultados. En la sección tres se comparan estos resultados con los obtenidos en la literatura internacional, comparándose también con estudios relacionados en Chile. Finalmente, la cuarta sección concluye.

2. Estrategia empírica.

2.1. Descripción de datos

Los datos utilizados en este estudio provienen de la Encuesta Suplementaria de Ingreso (ESI) y de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN)⁴.

La ESI es un módulo que se agrega en el último trimestre del año a la Encuesta Nacional de Empleo (E.N.E.)⁵, encuesta de carácter nacional que levanta el Instituto Nacional de Estadísticas de Chile (INE) anualmente, desde 1990 (excepto para 1994). El objetivo de la ESI es conocer los ingresos percibidos por la población chilena. Esta se aplica a una muestra aproximada de ciento cincuenta mil personas distribuidas en tres submuestras mensuales, a partir de la cual se pueden obtener estimaciones para el país, las regiones y algunas áreas menores. Se pregunta por todos los ingresos netos que cada persona recibió en un mes, tanto laborales como provenientes de otras fuentes. La información se encuentra disponible tanto para *personas* (todos los individuos perceptores o no de ingreso) como para *hogares* (estos últimos concebidos como unidad económica a la cual aportan, por definición, todos los miembros de él que reciben algún ingreso)⁶.

La Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN), se ha llevado a cabo desde el año 1985, con una periodicidad de dos años (excepto la del año 89, que debió realizarse en 1990). Esta se aplica a una muestra aproximada de doscientas mil personas distribuidas en todo el país. Las encuestas CASEN realizadas hasta la fecha corresponden a los años 1985, 1987, 1990, 1992, 1994, 1996, 1998 y 2000. La Encuesta CASEN proporciona información acerca de las condiciones socioeconómicas de los diferentes sectores sociales del país, sus carencias más importantes, la dimensión y características de la pobreza, así como una cuantificación de las distintas fuentes del ingreso percibidas por los individuos.

En este estudio se utilizan los datos individuales entre 1990 y el año 2000. Para la estimación de una curva de salarios los individuos relevantes de cada encuesta serán aquellos que se encontraban ocupados al momento de ser entrevistados. Se excluyen los ingresos provenientes de fuentes diferentes a las laborales, como arriendos, subsidios del Estado o transferencias entre personas, ya que la relación entre salario y desempleo es la que interesa cuantificar.

⁴ Se encuentra en desarrollo el análisis de curva de salarios a partir de la Encuesta de Ocupación y Desocupación de la Universidad de Chile.

⁵ Efectuada trimestralmente por el Instituto Nacional de Estadísticas de Chile.

⁶ Para una descripción detallada de la ESI de hogares, ver Granados (2001).

Las características individuales aquí utilizadas son nivel de educación, género y estado civil. Dado que las categorías educacionales y de estado civil no eran homogéneas para encuestas de diferentes años, se definieron nuevas variables a partir de éstas, de manera de lograr coherencia entre años. Así, la variable nivel de educación quedó definida como *baja*, *media* y *alta calificación*, agrupando a las personas que alcanzaron estudios primarios en la primera, secundarios y técnicos profesionales en la segunda y universitarios en la última⁷. Por su parte, con respecto a la variable de estado civil, para homogeneizar la muestra entre períodos y simplificar este efecto, se definieron sólo dos categorías que aúnan a las anteriores. Estas son *con pareja* y *sin pareja*⁸.

En la Tabla 1 se presentan la media y porcentaje con respecto a la muestra, según corresponda y desviación estándar de la muestra a utilizar, tanto para la ESI como la CASEN. En los anexos se presentan tablas estadísticas regionales para cada año.

⁷ El detalle de cómo se agruparon las variables originales de nivel de educación en estas tres nuevas categorías, tanto para la ESI como para la CASEN, aparece en Granados (2001).

⁸ Es decir, *con pareja* incluye a las categorías *conviviente* y *casada/o*; *sin pareja* incluye *viuda/o*, *soltera/o* y *separada/o*.

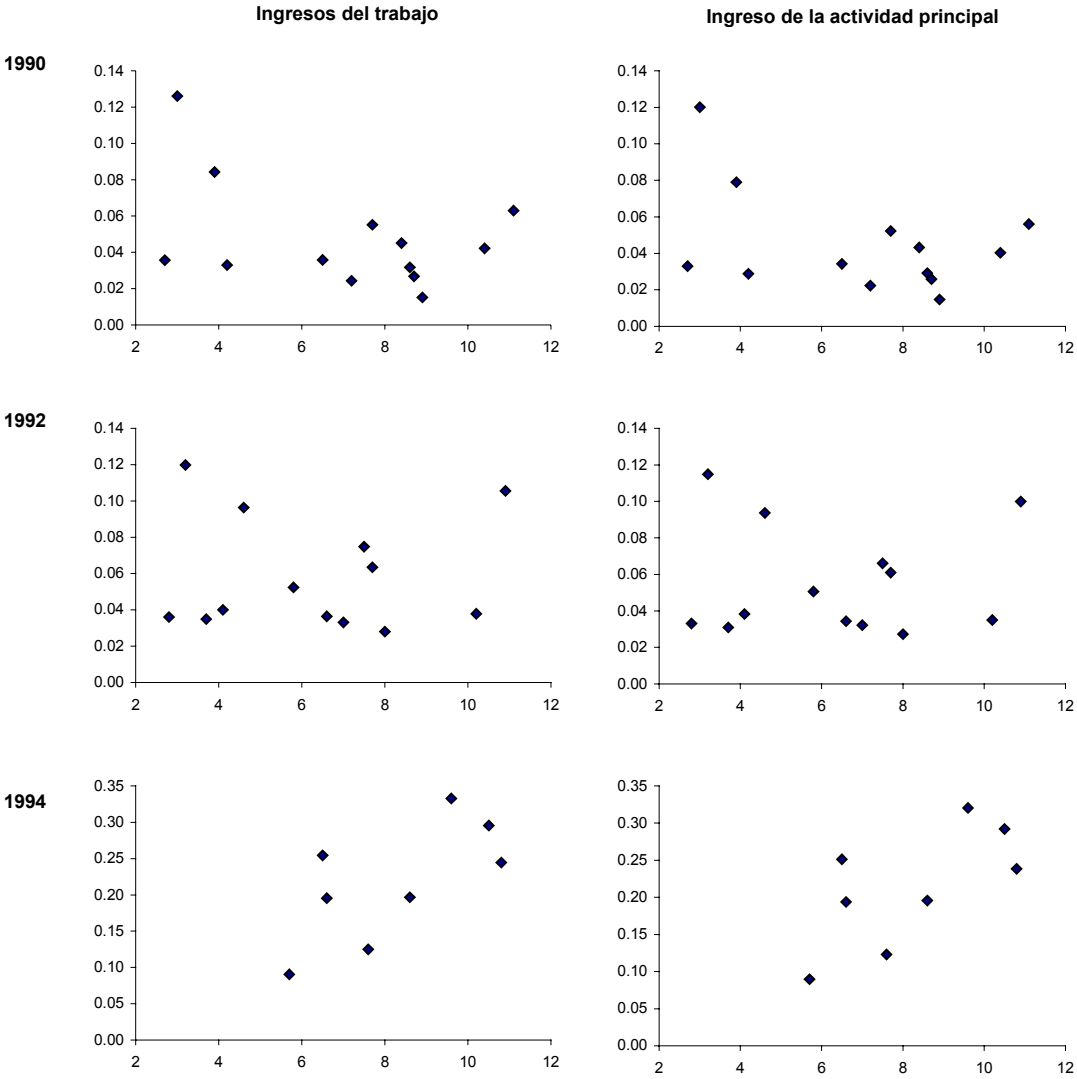
Tabla 1: Resumen estadístico de la muestra: ESI y CASEN.

ESI	1990	1991	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Ingreso (miles de \$)										
media	56,84	65,32	85,89	100,19	133,90	148,43	164,53	176,76	179,66	189,59
desv.est.	136,48	124,42	180,18	197,62	244,58	306,01	249,76	266,48	356,80	316,85
Edad (años)										
media	37,5	37,8	38,1	38,2	38,5	38,5	38,9	39,3	39,6	39,7
desv.est.	13,7	13,7	13,7	13,8	13,6	13,1	13,1	13,0	12,9	12,8
Género										
% Hombres	71,4	71,0	70,0	69,1	69,6	69,3	68,7	68,2	68,3	67,9
desv.est.	0,45	0,45	0,46	0,46	0,46	0,46	0,46	0,47	0,47	0,47
Estado Civil										
% Con pareja	60,1	59,9	60,3	60,8	61,5	63,3	63,2	63,4	63,6	63,7
desv.est.	0,49	0,49	0,49	0,49	0,49	0,48	0,48	0,48	0,48	0,48
Nivel educacional										
% Baja Calificación	38,2	36,9	35,8	34,4	32,3	39,4	38,0	41,0	40,2	37,7
% Media Calificación	53,5	54,5	55,3	56,6	58,7	50,6	52,3	48,3	48,8	50,8
% Alta Calificación	8,3	8,5	8,9	9,0	9,0	9,9	9,7	10,7	11,0	11,5
desv.est.	0,61	0,61	0,61	0,61	0,60	0,64	0,63	0,65	0,65	0,65

CASEN	1990	1992	1994	1996	1998	2000
Ingreso ocupación principal (miles de \$)						
media	195,71	111,43	92,23	172,04	208,67	195,71
desv.est.	361,95	238,25	175,62	316,38	520,04	361,95
Ingreso del trabajo (miles de \$)						
media	212,44	115,31	101,57	183,87	222,10	212,44
desv.est.	444,21	245,95	186,72	340,43	540,66	444,21
Edad (años)						
media	39,3	29,0	38,0	37,8	38,5	39,3
desv.est.	13,4	20,7	13,1	13,2	13,3	13,4
Género						
% Hombres	69,7	49,4	70,2	69,0	67,5	69,7
desv.est.	0,50	0,50	0,46	0,46	0,47	0,46
Estado Civil						
% Con pareja	63,5	40,2	64,9	62,3	63,5	63,5
desv.est.	0,49	0,49	0,48	0,48	0,48	0,48
Nivel educacional						
% Baja Calificación	41,5	65,7	49,0	48,2	37,1	41,5
% Media Calificación	52,4	31,7	45,7	45,3	55,9	52,4
% Alta Calificación	6,1	2,6	5,3	6,5	7,0	6,6
desv.est.	0,58	0,53	0,59	0,61	0,59	0,59

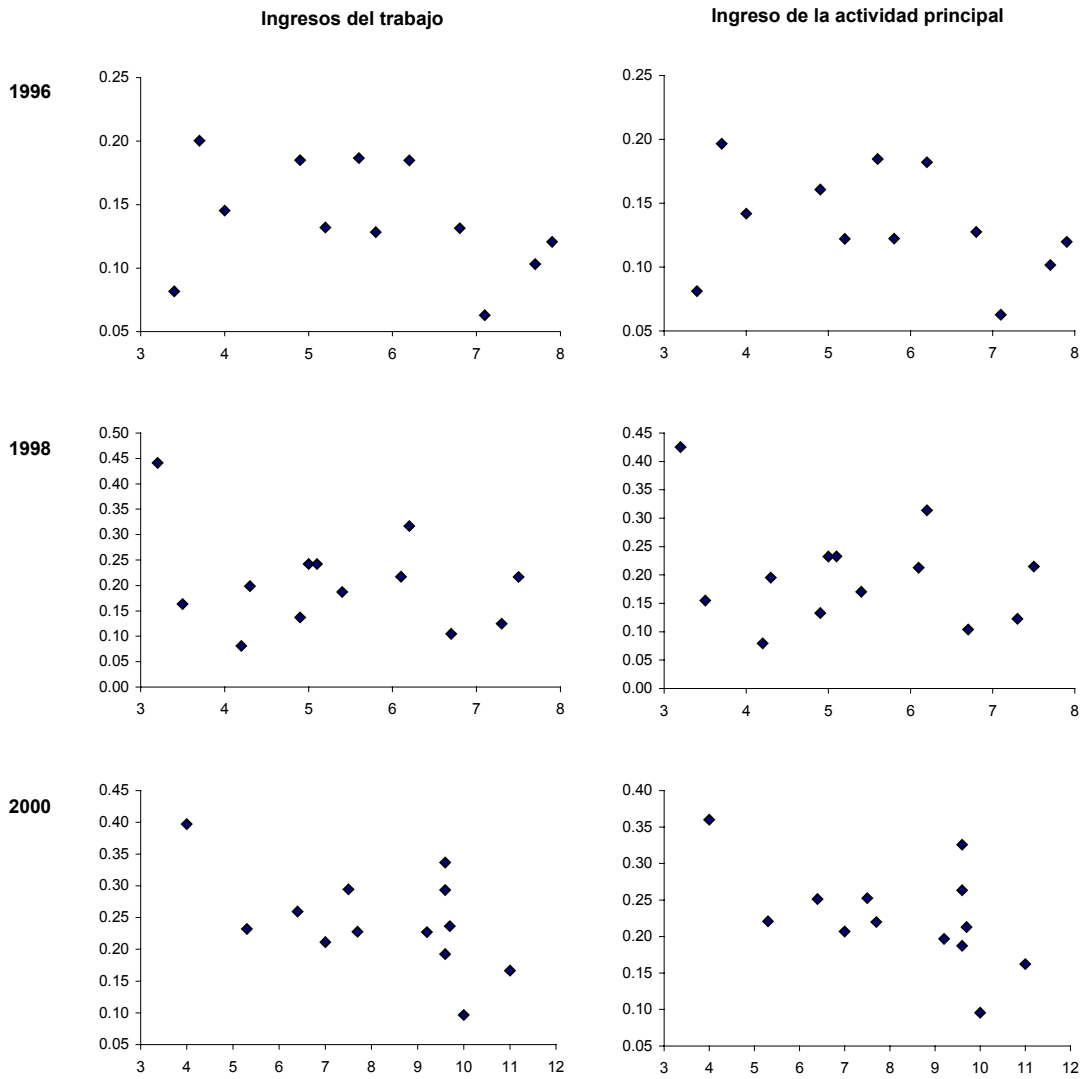
Como un primer intento para observar si existe alguna relación entre el salario y la tasa de desempleo regionales, a partir de los datos de la CASEN se calculó el ingreso promedio regional (ponderado por los pesos poblacionales respectivos) para cada año en estudio. La relación gráfica se presenta en las figuras 2a para los años 1990-1994 y 2b para 1996-2000. Notar que los resultados relacionan el logaritmo del ingreso promedio regional con la tasa de desempleo regional. Las dos medidas de ingreso presentadas corresponden a la categoría ingresos del trabajo y de la ocupación principal reportados por los individuos ocupados.

Figura 2a: Logaritmo del ingreso del trabajo y de la ocupación principal versus tasa de desempleo regional: 1990, 1992 y 1994.



Como se puede observar, pareciera haber evidencia de una relación negativa entre salario y desempleo para los cortes transversales aquí expuestos, excepto en 1994. Si se observa con detención, los gráficos correspondientes a este año sólo presentan ocho puntos, correspondientes a las ocho primeras regiones de Chile, pues las restantes no aparecen en los datos micro disponibles para este estudio.

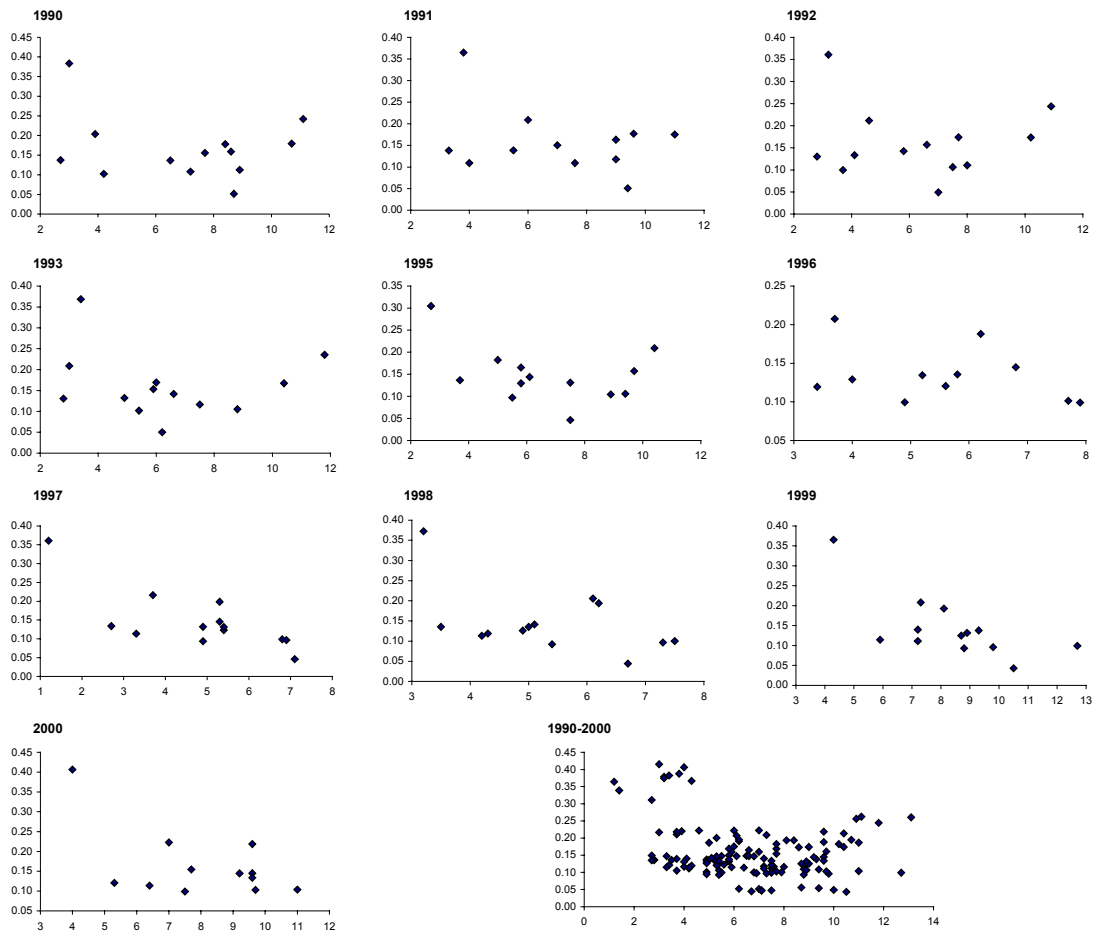
Figura 2b: Logaritmo del ingreso del trabajo y de la ocupación principal *versus* tasa de desempleo regional: 1996, 1998 y 2000.



También es posible observar, al igual que para los años 1990 y 1992, una relación negativa entre salario y desempleo desde 1996 en adelante, según la información de la encuesta CASEN.

En la figura 3 se presenta la relación entre logaritmo del ingreso y tasa de desempleo para cada año, según la ESI, además del *pooled* 1990-2000 para el ingreso real.

Figura 3: Logaritmo del ingreso promedio regional *versus* tasa de desempleo regional



Los gráficos de corte transversal confirman la apreciación previa de una relación negativa entre salario y tasa de desempleo. Se observa, a su vez, una relación negativa entre el logaritmo del ingreso real promedio regional y la tasa de desempleo regional para todos los años en estudio de manera conjunta.

2.2 Especificaciones

En este trabajo se plantean diversas formas de estimación, de manera de aprovechar las ventajas comparativas de cada una de las fuentes de información de microdatos disponibles. Por una parte, es evidente la posibilidad de aprovechar la dimensión de corte transversal en los datos, utilizando la variabilidad de la tasa de desocupación en los mercados laborales locales entre regiones o comunas. Por otro lado, la dimensión temporal disponible permite aprovechar también la variabilidad de la tasa de desocupación a través del tiempo. Finalmente, el hecho de disponer de información a nivel individual facilita el uso de controles idiosincráticos, para limpiar las estimaciones de factores inherentes a cada persona. De esta manera, planteamos el siguiente modelo empírico general:

$$w_{ijt} - p_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln U_{jt} + \alpha_2 \mathbf{X}_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$$

donde los subíndices i, j, t indizan los individuos, las regiones/comunas y el tiempo, respectivamente. El vector \mathbf{X} engloba todas las características idiosincráticas del individuo, distintas a la tasa de desocupación que enfrenta en el mercado laboral local. Se agrega un término de error, el que se supone cumple con las características clásicas adecuadas.

Este modelo empírico se aplica de diversas maneras alternativas. En primer lugar, es posible estimarlo de manera “pooled”, es decir considerando que cada individuo/año/localidad corresponde a una observación particular, agregando además dummies temporales y regionales/comunales, las que se representan por DT y DL , respectivamente. Esto corresponde a una especificación como la que sigue:

$$w_{ijt} - p_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln U_{jt} + \alpha_2 \mathbf{Z}_{ijt} + \alpha_3 DL_j + \alpha_4 DT_t + \varepsilon_{ijt}$$

En segundo lugar, de forma de evaluar si la fuente de variabilidad de corte transversal domina a la temporal en determinar el valor de α_1 , se realizaron estimaciones de corte transversal para cada año. Estas estimaciones se realizaron para cada individuo como sigue:

$$w_{ij}^t = \alpha'_t + \alpha_1 \ln U_j^t + \alpha_2 \mathbf{Z}_{ij}^t + \alpha_3 DL_j + \varepsilon_j$$

Aquí, el superíndice t es indicativo del período al que corresponde la estimación. La constante de la estimación captura el nivel de precios, por razones obvias.

En tercer lugar, se realizan estimaciones de panel a partir de la construcción de cohortes sintéticas, de forma similar a Granados (2001). Sólo es posible crea un panel sintético para la ESI dado que se dispone de un número razonable de años consecutivos e individuos en cada muestra. La cohorte queda definida al identificar a qué generación pertenece cada individuo y luego es posible seguirlas en el tiempo. Esto lleva a la siguiente especificación:

$$w_{cjt} - p_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln U_{jt} + \alpha_2 \mathbf{Z}_{cjt} + \alpha_3 DL_j + \alpha_4 DT_t + \alpha_r DC_c + \varepsilon_{cjt}$$

El subíndice c refleja la cohorte respectiva, mientras que la variable DC es una variable dummy que identifica las distintas cohortes en los datos.

Finalmente, cabe recordar que en el presente estudio la matriz de características idiosincráticas queda definida por el nivel educacional, género y estado civil de cada individuo.

2.3 Estimaciones y resultados

A continuación se presentan los resultados de la estimación según los tres métodos explicitados anteriormente, utilizando errores robustos.

El test-F para la estimación del *pooled* de la ESI y la CASEN permite rechazar la hipótesis de que los parámetros del modelo sean cero. El R^2 es igual a 0,33 para los datos de la CASEN y 0,39 para la ESI. Todos los coeficientes de las dummies de región y año son estadísticamente significativos en ambas estimaciones y se presentan en los anexos. La Tabla 2 resume los coeficientes estimados y el error estándar asociado a cada uno (entre

paréntesis), tanto para el logaritmo de la tasa de desempleo regional como para las características idiosincráticas individuales respectivas.

Tabla 2: Curva de salarios estimada: *pooled* CASEN y ESI 1990-2000.

Proceso Utilizado para el Salario			
$w_{ijt} - p_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln U_{jt} + \alpha_2 Z_{ijt} + \alpha_3 DL_j + \alpha_4 DT_t + \varepsilon_{ijt}$			
CASEN: La variables dependientes son logaritmo del ingreso real del trabajo ($w1$) y logaritmo del ingreso real de la ocupación principal ($w2$)			
ESI: La variable dependiente es el logaritmo del ingreso del trabajo (w)			
<i>Coefficiente estimado</i>	CASEN		ESI
	$w1$	$w2$	w
α_0	12.66 (0.000)	12.69 (0.000)	12.53 (0.000)
α_1	-0.05 (0.003)	-0.07 (0.000)	-0.12 (0.000)
Nivel de educación			
<i>Baja Calificación</i>	-1.45 (0.000)	-1.44 (0.000)	-1.46 (0.000)
<i>Media Calificación</i>	-1.03 (0.000)	-1.02 (0.000)	-1.02 (0.000)
Estado civil (<i>sin pareja</i> =0; <i>con pareja</i> =1)	0.29 (0.000)	0.28 (0.000)	0.24 (0.000)
Género (<i>femenino</i> =0, <i>masculino</i> =1)	0.32 (0.000)	0.32 (0.000)	0.30 (0.000)

Todos los coeficientes estimados, tanto para la CASEN como la ESI, son estadísticamente significativos. Cabe destacar que para todas las variables, tanto el signo como la magnitud de los coeficientes es similar entre encuestas.

El hallazgo más importante de esta primera etapa se aprecia en el coeficiente que acompaña al logaritmo de la tasa de desempleo regional, pues es negativo en todos los casos, y en magnitudes que varían entre $-0,05$ y -0.12 , apoyando la hipótesis de una relación de curva de salarios para Chile.

Con respecto a las variables características individuales introducidas, se observa que en el caso del *nivel de educación*, la intuición económica parece acertada, ya que ambos coeficientes son negativos (para *baja* y *media calificación*) y un individuo de *baja calificación* deja de percibir más ingresos que uno de calificación media, por lo que la educación es directamente proporcional al nivel de ingresos. El coeficiente del *estado civil* del individuo nos dice que aquéllos con pareja tienen ingreso mayor que aquellos en que se

vive solo. Una posible explicación es que socialmente existe una responsabilidad mayor con asegurar ingresos a quienes deben mantener a una familia tanto así como el mayor esfuerzo de aquellos que tienen pareja por conseguir estabilidad en el largo plazo, lo que se materializa en mayor esfuerzo por generar ingresos. Con respecto al *género* del individuo lo que nos está diciendo el signo positivo del coeficiente estimado es que los hombres tienen mayor ingreso que las mujeres.

El test-F para la estimación de la curva de salarios para los cortes transversales anuales de la CASEN permite rechazar la hipótesis de que los parámetros del modelo sean cero, en todos los casos. El valor del R^2 es 0,25 en el primer año, para aumentar progresivamente hasta 0,35 en el 2000. Los coeficientes de las dummies regionales son estadísticamente significativos para la mayoría de las estimaciones y se presentan en los anexos, para cada año. La Tabla 3 resume los coeficientes estimados y el error estándar asociado a cada uno (entre paréntesis) tanto para el logaritmo de la tasa de desempleo regional como para las características idiosincráticas individuales respectivas de la CASEN.

Tabla 3: Curva de salarios estimada para corte transversal anual CASEN 1990-2000.

Proceso Utilizado para el Salario												
$w_{ij}^t = \alpha_t' + \alpha_1 \ln U_j^t + \alpha_2 Z_{ij}^t + \alpha_3 DL_j + \varepsilon_j$												
La variables dependientes son logaritmo del ingreso del trabajo ($w1$) y logaritmo del ingreso de la ocupación principal ($w2$)												
Coeficientes estimados	CASEN											
	1990		1992		1994		1996		1998		2000	
	$w1$	$w2$	$w1$	$w2$	$w1$	$w2$	$w1$	$w2$	$w1$	$w2$	$w1$	$w2$
α_0	11.66 (0.00)	11.55 (0.00)	11.87 (0.00)	11.8 (0.00)	11.77 (0.00)	11.70 (0.00)	12.60 (0.00)	12.37 (0.00)	13.19 (0.00)	12.83 (0.00)	13.20 (0.00)	13.11 (0.00)
α_1	-0.08 (0.03)	-0.03 (0.4)	0.09 (0.13)	0.13 (0.02)	0.22 (0.31)	0.26 (0.23)	-0.01 (0.84)	0.11 (0.03)	-0.22 (0.03)	-0.03 (0.75)	-0.20 (0.00)	-0.18 (0.00)
Nivel de educación <i>Baja Calificación</i>	-1.24 (0.00)	-1.22 (0.00)	-1.42 (0.00)	-1.38 (0.00)	-1.32 (0.00)	-1.35 (0.00)	-1.41 (0.00)	-1.38 (0.00)	-1.61 (0.00)	-1.60 (0.00)	-1.64 (0.00)	-1.61 (0.00)
<i>Media Calificación</i>	-0.8 (0.00)	-0.83 (0.00)	-1.01 (0.00)	-0.99 (0.00)	-0.92 (0.00)	-0.92 (0.00)	-1.07 (0.00)	-1.04 (0.00)	-1.11 (0.00)	-1.09 (0.00)	-1.15 (0.00)	-1.12 (0.00)
Estado civil (sin pareja=1 con pareja=0)	0.31 (0.00)	0.31 (0.00)	0.31 (0.00)	0.29 (0.00)	0.29 (0.00)	0.27 (0.00)	0.32 (0.00)	0.30 (0.00)	0.28 (0.00)	0.26 (0.00)	0.26 (0.00)	0.24 (0.00)
Género (femenino=1 masculino=0)	0.32 (0.00)	0.30 (0.00)	0.34 (0.00)	0.30 (0.00)	0.30 (0.00)	0.30 (0.00)	0.31 (0.00)	0.30 (0.00)	0.32 (0.00)	0.32 (0.00)	0.36 (0.00)	0.35 (0.00)

Si bien en la mayoría de los cortes transversales anuales la relación entre salario y desempleo es negativa, sólo aparece significancia estadística para los años 1990, 1998 y 2000 (se destaca en negrita). Tanto para el año 1992 como 1996, el coeficiente estimado es estadísticamente significativo pero positivo, en el caso del logaritmo del ingreso de la ocupación principal. Notar que la magnitud y signo de los coeficientes asociados a las variables características individuales se mantienen comparados con los reportados para la estimación del *pooled*, por lo que la interpretación anterior sigue siendo válida. Los

coeficientes estimados de todas las variables idiosincráticas son estadísticamente significativos en todos los casos.

El test-F para la estimación de la curva de salarios para los cortes transversales anuales de la ESI también permite rechazar la hipótesis de que los parámetros del modelo sean cero, en todos los casos. El valor del R^2 es 0,36 para prácticamente los diez años, alcanzando un máximo de 0,42 el 1998. Los coeficientes de las dummies regionales son estadísticamente significativos para la mayoría de las estimaciones y se presentan en los anexos. La Tabla 3 resume los coeficientes estimados y el error estándar asociado a cada uno (entre paréntesis) tanto para el logaritmo de la tasa de desempleo regional como para las características idiosincráticas individuales respectivas de la ESI.

Tabla 4: Curva de salarios estimada para corte transversal anual ESI 1990-2000.

Proceso Utilizado para el Salario										
$w_{ij}^t = \alpha_i' + \alpha_1 \ln U_j^t + \alpha_2 Z_{ij}^t + \alpha_3 DL_j + \varepsilon_j$										
Coeficientes estimados	ESI									
	1990	1991	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2000
α_0	11.61 (0.00)	11.81 (0.00)	12.02 (0.00)	12.13 (0.00)	12.38 (0.00)	12.44 (0.00)	12.66 (0.00)	13.21 (0.00)	13.37 (0.00)	13.28 (0.00)
α_1	-0.17 (0.00)	-0.15 (0.00)	-0.16 (0.00)	-0.10 (0.03)	-0.09 (0.01)	-0.04 (0.10)	-0.08 (0.10)	-0.36 (0.00)	-0.35 (0.00)	-0.31 (0.00)
Nivel de educación <i>Baja Calificación</i>	-1.38 (0.00)	-1.34 (0.00)	-1.36 (0.00)	-1.43 (0.00)	-1.34 (0.00)	-1.45 (0.00)	-1.57 (0.00)	-1.59 (0.00)	-1.56 (0.00)	-1.48 (0.00)
<i>Media Calificación</i>	-1.03 (0.00)	-0.96 (0.00)	-0.99 (0.00)	-1.03 (0.00)	-0.99 (0.00)	-0.94 (0.00)	-1.06 (0.00)	-1.07 (0.00)	-1.08 (0.00)	-0.99 (0.00)
Estado civil (sin pareja=1 con pareja=0)	0.31 (0.00)	0.29 (0.00)	0.29 (0.00)	0.27 (0.00)	0.24 (0.00)	0.22 (0.00)	0.23 (0.00)	0.20 (0.00)	0.20 (0.00)	0.22 (0.00)
Género (femenino=1 masculino=0)	0.34 (0.00)	0.30 (0.00)	0.30 (0.00)	0.33 (0.00)	0.27 (0.00)	0.30 (0.00)	0.33 (0.00)	0.31 (0.00)	0.26 (0.00)	0.25 (0.00)

El principal resultado es que el coeficiente que acompaña al logaritmo de la tasa de desempleo regional es negativo en todos los casos, y en magnitudes algo más altas que las reportadas internacionalmente y también que las previas, según la CASEN.

Con respecto a las variables características individuales introducidas, se confirma lo reportado en el *pooled*: personas más educadas reciben mejores ingresos, al igual que los hombres y las personas que viven en pareja.

Finalmente, la estimación de la curva de salarios para el panel sintético construido a partir de la ESI se presenta en la tabla 5. Recordar que la variable de ingreso corresponde a la de

los provenientes del trabajo, y las cifras de cada año fueron homegenizadas en pesos reales promedio del 2000.

El test-F para la estimación de la curva de salarios para el panel sintético de la ESI permite rechazar la hipótesis de que los parámetros del modelo sean cero. El valor del R^2 es 0,40. Todos los coeficientes de las dummies regionales y de año son estadísticamente significativos, al igual que la gran mayoría de las dummies de cohorte o generacionales (se presenta en los anexos). La Tabla 5 resume los coeficientes estimados y el error estándar asociado a cada uno (entre paréntesis) tanto para el logaritmo de la tasa de desempleo regional como para las características idiosincráticas individuales respectivas.

Tabla 5: Curva de salarios estimada para panel sintético ESI 1990-2000.

Proceso Utilizado para el Salario	
$w_{cjt} - p_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln U_{jt} + \alpha_2 Z_{cjt} + \alpha_3 DL_j + \alpha_4 DT_t + \alpha_r DC_c + \varepsilon_{cjt}$	
Coefficiente estimado	Panel sintético ESI 1990-2000
α_0	12.56 (0.000)
α_1	-0.12 (0.000)
Nivel de educación	
<i>Baja Calificación</i>	-1.49 (0.000)
<i>Media Calificación</i>	-0.98 (0.000)
Estado civil (con pareja=1; sin pareja=0)	0.16 (0.000)
Género (femenino=0, masculino=1)	0.31 (0.000)

Los coeficientes estimados son estadísticamente significativos en todos los casos y se corroboran los resultados anteriores para las características idiosincráticas individuales.

El resultado aquí obtenido es perfectamente comparable con los realizados en otros países, dado el tipo de datos en estudio y sus características de panel sintético. Por lo mismo, destaca que la sensibilidad del salario a cambios en la tasa de desempleo regional sea más alta que a la hallada en otras partes. Sin embargo, este resultado junto a los de *pooled* y corte transversal apoyan de manera bastante sólida la existencia de una curva de salarios para Chile.

2.4 Interpretación de los resultados [pendiente]

3. Historia y aspectos teóricos

Los primeros intentos para entender la relación entre salarios y desempleo relevantes para este trabajo se encuentran en Harris y Todaro (1970) y Hall (1970,1972), quienes argumentaban que regiones que tuvieran alto nivel de desempleo tendrían, también, alto nivel de salarios. La idea central subyacente es que regiones con alto desempleo, desde el punto de vista de uno de sus habitantes, se vuelven lugares menos agradables para vivir. La principal razón para lo anterior⁹, *ceteris paribus*, es que para el individuo se vuelve relativamente difícil encontrar un trabajo ahí, por lo que los habitantes de la región tendrían incentivos para emigrar a otras zonas. Obviando soluciones coercitivas, ofrecer salarios altos es la única respuesta de los empleadores para retenerlos, pues los trabajadores no tolerarán desempleo similar a menos que sean compensados con un buen salario una vez contratados¹⁰.

A mediados de la década de los ochenta no había mayor controversia con respecto a las fuerzas que dirigen la relación entre salario y desempleo. El marco teórico de Harris y Todaro (1970) y Hall (1970,1972) se transformó en la teoría ortodoxa: alto nivel de desempleo regional provoca mayores salarios locales.

Hacia finales de los 80s comienza a forjarse el cambio de paradigma que concluirá en la formulación de la curva de salarios por Blanchflower y Oswald (1994). La evidencia que empieza a emerger, a partir de datos microeconómicos, dice que el salario regional y la tasa de desempleo regional están negativamente correlacionadas: un trabajador que vive en una zona de alto desempleo tiene un salario más alto que un individuo idéntico que habita una zona de menor desempleo. De manera muy general, la curva de salarios queda descrita por la siguiente fórmula:

$$w - p = -0.1 * \ln U + \text{otros terminos}$$

donde $w-p$ es el logaritmo del salario real, $\ln u$ es el logaritmo del desempleo en la zona de trabajo del individuo y los *otros términos* en la ecuación son variables de control tanto para las características del individuo como de la región que habita.

La curva de salarios no puede ser explicada dentro del marco de un análisis de oferta y demanda por trabajo en mercados competitivos, donde el desempleo es la diferencia entre la demanda y la oferta. Mientras más alto el salario, mayor es el nivel de desempleo, lo que resulta exactamente opuesto a la curva de salarios. Blanchflower y Oswald (1994) sugieren que pensar acerca del mercado bajo este modelo es errado¹¹. Dado que el modelo de

⁹ Una razón secundaria podría ser el aumento de la delincuencia, por ejemplo.

¹⁰ Blanchflower y Oswald (1994) hacen una completa revisión bibliográfica de la literatura económica con respecto a este tema, durante la década de los 70s y 80s.

¹¹ Según un artículo de Solow (1990), pareciera haber algo especial acerca del trabajo como *commodity* y, por lo tanto, acerca del mercado del trabajo en sí mismo.

mercado competitivo no entrega soporte teórico a la curva de salarios, aparecen explicaciones no competitivas que la sostienen y que a continuación se esbozan¹².

Bajo el *modelo de negociación*, mientras más trabajadores ocupados, mayor el poder de negociación de éstos, lo que se deriva del hecho de que si renunciaran, la empresa tendría que encontrar a otro trabajador. Reemplazarlo por alguno que se ajuste a la descripción del puesto puede llevar tiempo y, si requiere capacitación, además requiere dinero. El poder de negociación que tenga un trabajador claramente depende del puesto que ocupe. Reemplazar a trabajadores que realizan actividades poco especializadas, donde las personas postulan masivamente, no son muy costosas, por lo que el poder de negociación de los trabajadores es bajo (por ejemplo, reponedores en supermercados). Sin embargo, un trabajador muy calificado y que realiza excepcionalmente bien su trabajo puede ser muy difícil de sustituir. Esto le confiere más poder de negociación y si, por ejemplo, pidiera un salario más alto, la empresa podría muy bien decidir dárselo. La situación del mercado laboral también afecta el poder de negociación. Un alto grado de desempleo en el mercado laboral circundante inhibe la habilidad de los trabajadores para apropiarse de una mayor proporción del excedente a ser dividido con el empleador. Si hay bajo desempleo circundante, la empresa tendrá mayor dificultad para encontrar un sustituto aceptable, lo cual aumentará, a su vez, el poder de negociación de los trabajadores ocupados, que entonces podrán conseguir salarios más altos. En un mercado que tenga un elevado desempleo, es mucho más fácil encontrar buenos sustitutos (incluso para los trabajadores especializados). En esta situación, los trabajadores ocupados tienen menor poder de negociación y pueden verse obligados a aceptar una reducción de los salarios. Vemos, pues, que la curva de salarios queda bien explicada por modelos de este tipo.

Dejando a un lado el poder de negociación de los trabajadores, las propias empresas pueden querer pagar un salario superior al de reserva –o aquél al cual los trabajadores están indiferentes entre trabajar y no trabajar-. Desean que sus trabajadores sean productivos y el salario puede ayudar a conseguir ese objetivo. La característica de *modelos de salarios de eficiencia* es que la firma fija el salario en un ambiente donde el salario influencia la productividad. En equilibrio, la firma maximiza utilidades y el trabajador decide qué tanto esforzarse en el trabajo. Si el costo de *holgazanear* es bajo, el empleado se esfuerza poco. La tasa de desempleo juega un rol importante pues determina qué tan fácilmente un trabajador descubierto puede encontrar otro trabajo. En un mercado laboral altamente deprimido - es decir, con alto desempleo -, los trabajadores no quieren perder sus trabajos, entonces se esfuerzan incluso si el salario es bajo. Dicho de otra manera, un aumento marginal en el desempleo lleva a la correspondiente caída marginal en el nivel de salarios. El desempleo es un aparato disciplinario en este modelo: cuando es alto, el salario puede bajar. Por lo tanto, existe una interpretación de salarios de eficiencia para la curva de salarios.

A través de *modelos de contratos de trabajo* también se puede explicar la correlación negativa entre salario y desempleo plasmada en la curva de salarios. Para iniciar el análisis, es necesario introducir el concepto de costos de transacción. Dichos costos surgen de utilizar el mercado y enfatizan la disponibilidad de información y el costo en que se incurre al no contar con ella. En una abstracción de tipo neoclásico, al no tener costos de transacción, de oportunidad, ni existir derechos de propiedad, la coordinación es

¹² Ver Blanchflower y Oswald (1994) para explicación detallada.

espontánea: la información es completa perfecta y oportuna; se posee toda información necesaria para decidir sin costo alguno. Pero como los costos de transacción son positivos, los agentes buscan una organización alternativa para evitarlos: una forma son los contratos. El contrato puede entenderse como un acuerdo entre dos partes que buscan establecer una relación económica teniendo en cuenta las restricciones de información. Los agentes ven en este mecanismo un medio para disminuir el costo de la información y minimizar la incertidumbre. Considere la situación en que los shocks de demanda ocurren aleatoriamente y la firma tiene que diseñar un paquete de remuneración que genere dinero y atraiga suficientes trabajadores. Si la firma es aversa al riesgo, deseará que el salario aumente en los tiempos buenos y caiga en los malos. Cuando hay un boom, muchos trabajadores están empleados. En una depresión, algunos son despedidos. He aquí las bases para un modelo en el cual el salario y desempleo están negativamente relacionados.

3.1. ¿Curva de Phillips o Curva de Salarios?

La relación entre salario y desempleo ha sido una constante tanto en la teoría económica como en los trabajos empíricos relacionados. Basados en el famoso trabajo de Phillips se sabe que hay una relación inversa entre el cambio de salario y cambio en la tasa desempleo, es decir, hay una curva de Phillips. Esta mirada común está construida sobre la idea de que los salarios se ajustan para eliminar los posibles excesos de oferta o demanda en el mercado del trabajo, lo que se valida con evidencia empírica a partir de datos macroeconómicos para diferentes países. Sin embargo, Blanchflower y Oswald (1994) han desafiado los cimientos teóricos y empíricos de la curva de Phillips. Ellos argumentan que es el nivel de salario más que el cambio en el salario el que está relacionado con la tasa de desempleo, es decir, hay una curva de salarios. Ésta puede ser explicada, por ejemplo, a partir de la teoría de salarios de eficiencia o la aproximación de contratos, como se explicó en la sección previa. Al igual que para la curva de Phillips, la curva de salarios puede ser confiable dada la considerable evidencia microeconómica para varios países¹³.

Con respecto a la validez de la curva de Phillips, Blanchflower y Oswald (1994) muestran empíricamente que la estimación de una versión dinámica de la curva de salarios entrega poca autorregresión en salarios. Por lo tanto, a partir de su punto de vista, la famosa curva de Phillips sería una ilusión.

La notable conclusión de Blanchflower y Oswald (1994) ha sido discutida por varios autores. Blanchard y Katz (1997) argumentan que hay una tensión teórica entre la curva de salarios y la curva de Phillips, pero que una replica cuidadosa de la evidencia microeconómica para USA releva que el “verdadero” coeficiente de autorregresión es cercano a 1, lo cual es concordante con la curva de Phillips tradicional.

Pannenberg y Schwarze (1998), utilizando datos regionales para Alemania Occidental, concluyen que ninguna de las dos curvas parece ajustar bien. Sin embargo, entregan evidencia para una curva de salario dinámica con ajuste parcial al equilibrio, al menos para

¹³ La posibilidad de que los salarios sean afectados por fuertes autocorrelaciones no observables a llevado a algunos economistas a argumentar que usar datos agregados influenciaría espuriamente los efectos de rezagos del salario sobre el ingreso corriente, que es el hallazgo esencial de la curva de Phillips. Siguiendo este razonamiento, Blanchflower y Oswald (1994) argumentan que la utilización de microdatos provee un set de testeos más apropiado para comparar especificaciones de curva de Phillips y de salarios.

los años 1990 - 1994. Esto implica que para niveles cada vez más altos de desempleo regional, éste ejerce una presión cada vez mayor a la caída de los salarios. La ecuación que estiman queda dada por la siguiente fórmula:

$$w_{rt} = \alpha_0 - \alpha_1 \ln(u_{rt}) + (1 - \lambda)w_{r,t-1} + X_{rt}\alpha_3 + \mu_r + \eta_t + \varepsilon_{rt}$$

donde w_{rt} es el logaritmo del salario en la región r y el año t , u_{rt} es la tasa de desempleo en la región r y el año t , X_{rt} es una matriz de variables características, μ_r efecto fijo regional, η_t efecto tiempo y ε_{rt} el error asociado. Si $(1-\lambda)=0$ y $\alpha_2 > 0$, se observa curva de salarios (ajuste instantáneo de salarios en respuesta a shocks exógenos en los datos). Si $(1-\lambda)=1$ y $\alpha_2 > 0$, se observa curva de Phillips (un proceso de ajuste de desequilibrio puro).

Blanchard y Katz (1999) avanzan en el marco metodológico que permite conciliar la relación empírica de la curva de Phillips con la relación teórica de la curva de salarios. Para la curva de Phillips, la especificación es:

$$w_t - p_t^e = a_w + (w_{t-1} - p_{t-1}) + \beta u_t + \varepsilon_t$$

donde la variable dependiente es el logaritmo del salario real en t , y las independientes una constante, el logaritmo del salario real en el período anterior, la tasa de desempleo contemporánea y el error asociado.

Teniendo en cuenta que la mayoría de los modelos teóricos de fijación de salarios aseguran que mientras más tenso el mercado laboral mayor será el salario real, dado el salario de reserva de los trabajadores, a partir de modelos de salarios de eficiencia o contratos, la relación de salarios puede ser representada como:

$$w_t - p_t^e = \mu b_t + (1 - \mu)y_t - \beta u_t + \varepsilon_t$$

donde la variable dependiente es el logaritmo del salario real en t , b_t es el logaritmo del salario de reserva, y_t es el logaritmo de la productividad laboral, u_t la tasa de desempleo contemporánea y ε_t el error asociado.

Las ecuaciones anteriores difieren en que tanto el salario de reserva como la productividad sólo aparecen en la ecuación teórica, además de que la curva de Phillips explica diferencias de salario y la relación teórica, niveles. Surge, entonces, la necesidad de mirar los determinantes del salario de reserva para testear si es o no posible y cuándo reconciliar ambas ecuaciones.

El salario de reserva depende de beneficios como seguro desempleo y otros, si los individuos están desempleados. La dependencia institucional que tiene la determinación del monto del seguro con respecto a la historia de salarios sugiere que el salario de reserva depende de rezagos del salario corriente. También depende de la utilidad del ocio y de las oportunidades de ingreso que existan en el sector informal. Un benchmark posible es que un aumento en la productividad en los sectores de producción informal está cercanamente correlacionado los del mercado formal. Finalmente, también depende de aquellos ingresos que no provienen del trabajo. Por lo tanto, queda descrito por:

$$b_t = a + \lambda (w_{t-1} - p_{t-1}) + (1 - \lambda)y_t$$

Luego, reemplazando el salario de reserva en la ecuación teórica, obtenemos la siguiente relación:

$$w_t - p_t^e = \mu a + \mu \lambda (w_{t-1} - p_{t-1}) + (1 - \mu \lambda) y_t - \beta u_t + \varepsilon_t$$

Si comparamos la relación de curva de Phillips con ésta última, vemos que la relación teórica de salarios es consistente con la curva de Phillips solamente si $\mu\lambda=1$. Esto sólo puede ocurrir si dos condiciones se satisfacen simultáneamente: no hay efectos directos de la productividad sobre los salarios, dado el salario de reserva ($\mu=1$) y no hay efectos directos de la productividad sobre el salario de reserva ($\lambda=1$).

Albaek et al (1999) testéan la existencia de curva de salarios v/s la curva de Phillips. Usando datos regionales para países nórdicos, no encuentran evidencia para ninguna de las dos.

En otra línea de investigación, Whelan (1999) examina el rol de la dinámica de ingreso en la determinación de la inflación agregada y muestra que la curva de Phillips (relación entre el cambio en la inflación y la tasa de desempleo) no depende de un supuesto específico acerca del patrón de autorregresión en salarios reales a nivel micro. Puesto que no se requiere una formulación particular de la dinámica del salario real para obtener la relación aceleracionista de la curva de Phillips, los ojos de la crítica teórica deberían posarse sobre supuestos de expectativas adaptativas y en si una alternativa racional puede capturar la autorregresión presente en regresiones empíricas de inflación. El resultado no significa que la dinámica del salario real sea completamente irrelevante, ya que ella determinará los efectos de shocks de oferta sobre la inflación y, por lo tanto, la especificación apropiada de variables de shocks de oferta en regresiones empíricas de la curva de Phillips.

3.2 Hechos estilizados recientes.

Posterior a los hallazgos de Blanchflower y Oswald (1994), han sido abundantes y variados los trabajos teóricos y empíricos en este tema. A continuación se mencionan algunos de los más recientes que incorporan nuevas técnicas y resaltan ideas atractivas para desarrollar este tema en el país.

Blanchard y Katz (1996) estiman la curva de salarios para USA 1980-91. En la representación que ellos analizan, el salario de reserva es explicativo del salario corriente y dado que es imposible de observar, asumen que es idéntico al salario del período anterior. Testéan para datos regionales usando distintas medidas de salario (semanal y por hora). Controlan por efectos fijos regionales y temporales. Los controles a nivel individual son: nivel educacional, experiencia, género, interacción entre experiencia y género, estado civil y raza. Estiman usando mínimos cuadrados ordinarios, obteniendo buenos ajustes para todas las regresiones. Los resultados sugieren que hay una relación de largo plazo entre salarios y desempleo pero que, en contraste a los resultados de Blanchflower y Oswald, el ajuste a este nivel es lento. Esto es relevante, pues la dinámica de la función de ingreso determina los efectos dinámicos de variables como shocks al precio del petróleo e impuestos específico sobre la tasa natural de desempleo y, por ende, en el salario de reserva.

Pannenberg y Schwarze (1998), utilizando datos de panel regionales para Alemania Occidental 1985-1994, testéan la existencia de una curva de salarios. Metodológicamente, estiman usando mínimos cuadrados ordinarios y contrastan con estimaciones por método generalizado de momentos (GMM). Proveen detallada formulación para la implementación y aplicación de éste último. Los controles incorporados son los estándar: individuales, regionales e industriales. Como resultado, no encuentran evidencia a favor ni en contra para una curva de salarios ni para una de Phillips, pero si lo hacen para una curva de salarios dinámica con ajuste parcial al equilibrio.

Blanchflower y Oswald (1998) estudian el mercado del trabajo en Europa del Este. Usan datos nuevos de 60.000 trabajadores elegidos aleatoriamente desde economías en transición. Además, comparan con datos de Europa occidental provenientes de la misma fuente. Son tres las conclusiones principales: (1) la estructura microeconómica de las ecuaciones de salario/desempleo son parecidas entre naciones de Europa del Este y de Occidente industrializado; (2) la gente desempleada en naciones de transición es tan *infeliz*, en términos relativos, como los desempleados en países de occidente. Tal resultado vierte dudas sobre la idea de que el desempleo voluntario o los beneficios que induce el desempleo son peores en el Este; (3) al estimar la curva de salarios para países del Este, se obtiene una elasticidad salario/desempleo de -0.1 , figura común para países de la OECD, lo que crea dudas con respecto a que los salarios son menos flexibles en el Este.

Albaek et al (1999) analizan la forma del salario en países nórdicos a nivel regional usando microdatos. El resultado se desvía sistemáticamente de la conclusión principal de Blanchflower y Oswald (1994). No encuentran una relación estable entre salario y desempleo a través de regiones, una vez que se consideran efectos fijos regionales. La variable dependiente es salario semanal y los controles individuales que utilizan son educación, experiencia, antigüedad en el trabajo, tipo de ocupación e industria. El salario a nivel regional queda caracterizado por considerable persistencia, pero no encuentran evidencia de que el desempleo ejerza influencia inmediata sobre el salario a nivel regional. Tampoco hay evidencia para una curva de Phillips. Los resultados son consistentes con el modelo teórico donde agentes de negociación central determinan los incrementos nacionales de salarios y agentes de negociación local determinan su tendencia.

Guichard y Lattargue (2000) hacen una comparación sistemática del salario privado en países industrializados. Estiman una curva de salarios con rigideces nominales sobre un panel de 16 países acorde a un método específico basado en GMM y análisis de factores. Primero, muestran que la tasa de empleo es un mejor indicador de tensiones en el mercado laboral que la de desempleo. Segundo, dicen que la principal diferencia entre países es la reacción del salario a cambios en la productividad y en la tasa de desempleo. Tercero, entregan evidencia de rigidez nominal leve en el salario y de un positivo pero pequeño efecto del ajuste.

Pekkarinen (2001) analiza la curva de salarios a partir de la encuesta de panel de la industria metalera finlandesa para el período 1991-1995. Se regresiona el salario por hora sobre la tasa de desempleo regional más otras variables de control. La muestra sigue durante todas las encuestas disponibles a un grupo de trabajadores elegidos desde la primera. Sólo toman al sector metalero ya que, a pesar de la muy buena calidad de la encuesta, no se consulta sobre nivel educacional del trabajador, por lo que al restringir la muestra sólo a esta industria, los autores asumen, razonablemente, homogeneidad

educacional. Una peculiaridad observada por primera vez, es que separan la tasa de desempleo entre corto y largo plazo. Se dice que una persona está desempleada de *largo plazo* si la temporada de desempleo ha durado más de 12 meses, por lo que la tasa de desempleo de largo plazo queda definido como el desempleo de largo plazo sobre la fuerza de trabajo regional. Por lo tanto, corrigen la tasa de desempleo regional a utilizar restando a aquellos desempleados de largo plazo¹⁴. Sin embargo, la elasticidad salario/desempleo estimada es menor a la estimada por Blanchflower y Oswald (1994) siendo igual a -0.04 . Por lo tanto, los resultados parecen indicar que el desempleo regional ejerce alguna presión a la baja sobre el salario por hora en la industria metalera finlandesa. No se encuentra evidencia en los resultados que apoyen el argumento de diferenciales compensatorios basado en Harris y Todaro (1970) donde el desempleo regional incrementa los salarios. Sin embargo, dada la discusión que el autor hace sobre la tasa de desempleo natural o de largo plazo, encuentra correlación positiva entre ésta y el salario al incluirla como explicativa.

Galiani (1999) es uno de los pioneros en testear curva de salarios para un país en desarrollo, Argentina, durante la década de los 90s . Su aporte es que argumenta que existen variables agregadas que influyen la determinación de salarios a nivel regional y que su impacto no es identificado en modelos que incluyen dummies de tiempo como efecto temporal fijo, por lo que sería posible comparar los coeficientes estimados de elasticidad de flexibilidad laboral entre países. Propone un procedimiento de tres etapas que identifica el impacto de variables agregadas y locales sobre la determinación del salario local. Usa datos de hogares durante los noventas, tomando sólo jefes de hogar que tengan un trabajo y reporten ingreso mensual sólo por concepto de sueldos y salarios. La variable dependiente es el salario por hora y salario mensual, separadamente. Las variables de control, además de la tasa de desempleo local, son: efecto regional e industrial, nivel educacional y experiencia, todas ellas con permiso de variar según género. Notar que la edad no es variable explicativa del ingreso y que no pondera por los pesos poblacionales respectivos al momento de estimar. Se rechaza la existencia de una curva de salarios a favor de una ecuación dinámica de salario regional.

Siguiendo esta línea, Kingdon y Knight (2001) estiman una curva de salarios para Sudáfrica, que tiene varias veces el desempleo de países de la OECD. Se entrega evidencia de una curva de salarios para Sudáfrica, cuya elasticidad es similar a la encontrada para países de la OECD (-0.1) pero persistente sobre un rango mucho más largo, lo que implica que el desempleo puede tener un gran impacto sobre los salarios en Sudáfrica.

Para concluir esta sección, la tabla 1 resume las especificaciones de Curva de Salarios y resultados obtenidos por los autores citados anteriormente.

A modo de resumen, en esta sección se ha presentado la Curva de Salarios y la teoría que la sostiene. Se ha discutido la controversia entre ésta última y la Curva de Phillips, entregando evidencia y metodología para testear la existencia y validez de cada una. Finalmente, en base a la literatura reciente en este tema, se ha aprendido sobre las especificaciones concretas para determinar la Curva de Salarios y sus determinantes. Por lo tanto, se está en condiciones de proceder a estimar una Curva de Salarios para Chile.

¹⁴ Además, también se suma al numerador a aquellos trabajadores que participan en planes de empleo o subsidios, pues el autor argumenta que estas personas estarían desempleadas de no ser por el beneficio estatal.

Tabla 6: Algunos resultados empíricos de la curva de salarios.

Autor	Proceso Utilizado para el Salario	Fuente de Datos	Valor de parámetros Test-t entre paréntesis
Blanchflower y Oswald (1994)	Variable dependiente: logaritmo del ingreso anual bruto.	US General Social Surveys (US GSS) 1974-88	$a_1 = -0.0343$ (0.67) $a_2 = -0.0061$ (0.14)
	$\ln w_{ri} = a_1 \ln U_r + a_2 \ln U_i + \beta \{ \text{dummies regionales, industriales y de año, otras variables} \} + \varepsilon_{ri}$	US General Social Surveys (US GSS) 1970s	$a_1 = -0.0909$ (0.44) $a_2 = -0.0531$ (0.61)
	U_r : tasa desempleo regional. U_i : tasa desempleo sector industrial al que pertenece el individuo	US General Social Surveys (US GSS) 1980s	$a_1 = -0.1297$ (1.37) $a_2 = 0.0970$ (1.27)
	Variable dependiente: logaritmo del ingreso anual bruto en el año previo a la encuesta.	US Current Population Surveys 1963-87	$a_1 = -0.1093$ (35.19) $a_2 = -0.0987$ (24.83)
	$\ln w_{ri} = a_1 \ln U_r + a_2 \ln U_i + \beta \{ \text{dummies regionales, industriales y de año, otras variables} \} + \varepsilon_{ri}$	US Current Population Surveys 1970s (1969-78)	$a_1 = -0.0981$ (19.33) $a_2 = -0.0453$ (5.84)
	U_r : tasa desempleo regional. U_i : tasa desempleo sector industrial al que pertenece el individuo	US Current Population Surveys 1980s (1979-87)	$a_1 = -0.2122$ (34.75) $a_2 = -0.1475$ (24.84)
		US Current Population Surveys 1963-87	$a_1 = -0.0181$ (38.87) $a_2 = -0.0138$ (23.72)
	Blanchflower y Oswald (1994)	Variable dependiente: logaritmo del salario semanal.	UK Workplace Industrial Relations Survey 1980 (unskilled manual workers only)
$\ln w_r = a \ln U_r + \beta \{ \text{dummies regionales, industriales y otras variables} \} + \varepsilon_r$		UK Workplace Industrial Relations Survey 1984 (sem-skilled manual workers only)	$a = -0.0914$ (1.53)
U_r : tasa desempleo regional		UK General Household Survey Series 1973-90	$a = -0.1015$ (3.65)
Variable dependiente: logaritmo del salario bruto anual.		West Germany Bundessinstitut für Berufsbildung y Institut für Arbeitsmark und Berufsforschung 1979-85	$a = -0.1300$ (2.84)
$\ln w_r = a \ln U_r + \beta \{ \text{dummies regionales, industriales, de año y otras variables} \} + \varepsilon_r$		German Socio-Economic Panel 1984-90	$a = -0.0600$ (0.87)
U_r : tasa desempleo regional		Australia International Social Survey Program 1986-89	$a = -0.0773$ (0.72)
Blanchard y Katz (1996)	Variable dependiente: logaritmo del ingreso mensual.	US Unemployment insurance System (UI) 1980-91	$a_1 = 0.9780$ (97.8) $a_2 = -0.034$ (17.0)
	$\ln w_{ri} = a_1 \ln w_{r,t-1} + a_2 \ln U_{r,t-1} + \beta \{ \text{dummies regionales, industriales y de año, otras variables} \} + \varepsilon_{ri}$	US Merged Annual Outgoing Rotation Groups of the CPS 1980-1990	$a_1 = 0.953$ (47.65) $a_2 = -0.019$ (4.75)
	U_r : tasa desempleo regional.		

Blanchflower y Oswald (1998)	Variable dependiente: logaritmo del salario bruto mensual. $\ln w_r = a \ln U_r + \beta \{\text{dummies regionales, industriales, de año y otras variables}\} + \varepsilon_r$ U_r : tasa desempleo regional	East Europe: Bulgaria, República Checa, Alemania Oriental, Hungría y Polonia. ISSP (Int. Social Survey Programme) 1990-95	$a = -0.0419$ (3.56)
		East Europe: Bulgaria, República Checa, Alemania Oriental, Hungría y Polonia. ISSP (Int. Social Survey Programme) 1991-95	$a = -0.0634$ (5.86)
		East Europe: Bulgaria, República Checa, Alemania Oriental, Hungría y Polonia. ISSP (Int. Social Survey Programme) 1992-95	$a = -0.0900$ (7.55)
Pannenberg y Schwarze (1998)	Variable dependiente: logaritmo del salario. $\ln w_r = a \ln U_r + \beta \{\text{dummies regionales, de año y otras variables}\} + \varepsilon_r$ U_r : tasa desempleo regional	West Germany Panel Data Regional 1985-89	$a = 0.0090$ (0.69)
		West Germany Panel Data Regional 1990-94	$a = -0.0280$ (2.00)
	Variable dependiente: logaritmo del ingreso mensual. $\ln w_{rt} = a_1 \ln w_{r,t-1} + a_2 \ln U_{r,t-1} + \beta \{\text{dummies regionales, industriales y de año, otras variables}\} + \varepsilon_{rt}$ U_r : tasa desempleo regional.	West Germany Panel Data Regional 1985-89	$a_1 = 0.2950$ (11.34) $a_2 = -0.017$ (1.21)
		West Germany Panel Data Regional 1990-94	$a_1 = 0.2950$ (11.34) $a_2 = -0.031$ (2.58)
Albaek, Asplund, Blomskog, Barth, Rúnar, Karlsson, Strojér (1999)	Variable dependiente: logaritmo del salario. $\ln w_r = a \ln U_r + \beta \{\text{dummies regionales, de año y otras variables}\} + \varepsilon_r$ U_r : tasa desempleo regional	Dinamarca 1980-91	$a = -0.0084$ (2.40)
		Finlandia 1989,1991,1993	$a = -0.0184$ (0.68)
		Islandia 1992-96	$a = -0.0625$ (2.50)
		Noruega 1989,1991,1993	$a = -0.0033$ (0.15)
		Suecia 1981,1991	$a = -0.0121$ (0.33)
Galiani (1999)	Variable dependiente: logaritmo del ingreso mensual. $\ln w_{rt} = a_1 \ln w_{r,t-1} + a_2 \ln U_{rt} + \beta \{\text{dummies regionales, industriales y de año, otras variables}\} + \varepsilon_{rt}$ U_r : tasa desempleo regional.	Argentina Encuesta de Hogares 1990-97	$a_1 = 0.4800$ (8.42) $a_2 = -0.003$ (0.30)
	Variable dependiente: logaritmo del ingreso mensual. $\ln w_{rt} = a_1 \ln w_{r,t-1} + a_2 \ln U_{r,t-1} + \beta \{\text{dummies regionales, industriales y de año, otras variables}\} + \varepsilon_{rt}$ U_r : tasa desempleo regional.	Argentina Encuesta de Hogares 1990-97	$a_1 = 0.4800$ (8.42) $a_2 = -0.015$ (1.67)
Pekkarinen (2001)	Variable dependiente: logaritmo del salario. $\ln w_r = a \ln U_r + \beta \{\text{dummies regionales, de año y otras variables}\} + \varepsilon_r$ U_r : tasa desempleo regional	Finlandia Panel Confederation of Finnish Industry and Employment 1991-95	$a = -0.0304$ (2.63)
Kingdon y Knight (2001)	Variable dependiente: logaritmo del salario. $\ln w_r = a \ln U_r + \beta \{\text{dummies regionales, de año y otras variables}\} + \varepsilon_r$ U_r : tasa desempleo regional	South Africa Living Standards Survey 1993	$a = -0.1649$ (1.17)

4. Conclusiones *[incompletas]*

Los resultados de este trabajo en general apoyan de manera bastante sólida la existencia de una curva de salarios para Chile. Sin embargo, se tiende a encontrar que la sensibilidad del salario real a cambios en la tasa de desempleo local es superior a la hallada en otros países, sobre todo en años recientes. Una posible interpretación de este resultado es que el mercado laboral en Chile es más flexible de lo que se esperaba, y en particular más flexible que en otras economías. Una interpretación alternativa, es que los mercados laborales locales en Chile están menos integrados entre sí en momentos de caídas o desaceleración en el nivel de actividad, lo que produce la incidencia mayor de los cambios en la desocupación sobre el salario real en cada mercado laboral local.

Referencias

- Albaek, K., R. Asplund, S. Blobskg, E. Barth, B. Rúnar, V. Karlsson, E. Strojer (1999) "Dimensions of the Wage-Unemployment Relationship in the Nordic Countries: Wage Flexibility without Wage Curve." Polachek,-Solomon-W., ed. Worker well-being. Research in Labor Economics, vol. 19.
- Blanchard, O., L. Katz (1999) "Wage Dynamics: Reconciling Theory and Evidence." *The American Economic Review*, Vol. 89, No. 2, Papers and Proceedings of the One Hundred Eleventh Annual Meeting of the American Economic Association, pp. 69-74.
- Blanchard, O., L. Katz (1996) "What we know and do not know about the natural rate of unemployment" *National Bureau of Economic Research*, working paper 5822.
- Blanchflower, D., A. Oswald (1994) "The Wage Curve", Cambridge: MIT Press.
- Blanchflower, D., A. Oswald (2001) "Unemployment, Well-Being and Wage Curves in Eastern and Central Europe" *Journal of the Japanese and International Economies*, 15(4): 364-402.
- Casas, A., C. Riaga (2000) "La importancia de la Información en el Mercado de Trabajo" Borradores de investigación, Universidad del Rosario.
- Galiani, S. (1999) "Wage determination in Argentina: An econometric analysis with methodology discussion", Wolfson College, University of Oxford.
- Granados, P. (2001), "Evolución de Ingresos de la Familia Chilena 1990-1998", tesis para obtener el grado de Magíster en Economía Aplicada, Departamento de Ingeniería Industrial, Facultad de Ciencias Físicas y Matemáticas, Universidad de Chile.
- Guichard,-S., J.P Laffargue (2000) "The Wage Curve: The Lessons of an Estimation over a Panel Countries", *EPII Working Paper*: 2000/21 December; 21
- Kingdon,G., J. Knight (1999), "Unemployment and Wages in South Africa: A Spatial Approach" *Centre for the Study of African Economies Working Paper*: WPS/99/12;32
- Pannenberg, M., J. Schwarze (2000), "Phillips Curve or Wage Curve: Is there really a puzzle. Evidence for West Germany." *Labour*; 14(4): 645-55.
- Pekkarinen, T. (2001) "The Wage Curve: evidence from the finish metal industry panel data", *Finish Economic Papers*, vol. 14 n°1.
- Whelan, K. (1999) "Real wage dynamics and the Phillip Curve." *Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Paper*: 2000/02; 25.

Anexos

1. Estadísticas regionales: ocupados encuesta CASEN 1990-2000.

CASEN1990	REGIONES													
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	RM	
Ingreso(miles de \$)														
media	193.17	259.02	186.08	161.46	195.69	159.18	168.32	155.38	161.47	170.86	236.89	254.55	257.37	
des.est.	249.11	432.90	248.55	205.34	323.70	221.68	412.88	250.56	426.49	252.30	643.93	329.66	456.55	
Edad(años)														
media	41.34	39.46	38.97	39.66	39.45	38.57	38.94	39.17	39.64	39.48	39.33	42.00	38.87	
des.est.	15.20	13.35	13.05	13.59	13.36	13.03	13.69	13.22	13.85	13.88	13.64	13.65	12.86	
Género														
% Hombres	64.54	70.68	70.81	70.33	66.44	71.29	73.68	73.47	74.86	72.63	69.47	69.34	63.42	
Estad.civil														
% Con pareja	66.90	63.70	64.37	61.95	64.44	62.13	61.60	62.47	62.98	64.61	64.72	68.11	64.32	
Nivel educacional														
%Baja Calificación	43.69	29.87	38.16	48.96	30.94	47.01	57.10	47.37	49.60	52.89	51.07	35.55	26.37	
%Media Calificación	50.91	63.21	56.15	46.38	63.17	48.82	38.95	47.29	45.00	41.51	43.48	55.91	64.94	
%Alta Calificación	5.40	6.92	5.69	4.67	5.89	4.17	3.94	5.34	5.40	5.60	5.46	8.54	8.69	
CASEN1992	REGIONES													
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	RM	
Ingreso(miles de \$)														
media	134.23	113.44	114.15	87.21	113.85	104.79	92.67	76.10	78.17	94.93	115.40	137.83	146.12	
des.est.	203.55	126.10	152.21	125.82	221.53	192.92	193.56	151.25	97.32	154.75	253.76	287.68	337.68	
Edad(años)														
media	28.48	27.51	28.55	29.54	29.43	29.22	29.10	29.17	28.92	29.55	27.95	30.79	28.94	
des.est.	20.17	19.76	20.60	21.02	20.66	20.29	20.85	21.12	21.25	20.92	19.98	20.23	20.28	
Género														
% Hombres	48.98	49.42	49.85	48.65	49.01	50.07	48.60	49.56	49.25	49.66	49.93	51.83	49.15	
Estad.civil														
% Con pareja	42.05	39.54	40.34	38.34	41.82	41.69	40.13	38.82	38.21	39.54	42.38	46.13	40.89	
Nivel educacional														
%Baja Calificación	55.71	60.98	64.37	63.89	60.13	65.75	71.44	75.00	68.17	68.88	69.53	60.19	58.44	
%Media Calificación	40.28	36.49	32.94	34.36	37.19	31.64	25.82	23.51	29.71	28.50	28.62	36.84	37.75	
%Alta Calificación	4.01	2.53	2.69	1.75	2.68	2.60	2.74	1.49	2.11	2.61	1.85	2.97	3.82	
CASEN1994	REGIONES													
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	RM	
Ingreso(miles de \$)														
media	165.37	153.34	125.45	100.93	120.12	124.45	89.12	69.65						
des.est.	262.55	375.94	142.44	208.95	165.35	231.12	262.79	82.80						
Edad(años)														
media	39.15	37.73	38.01	38.08	38.24	36.74	37.69	38.07						
des.est.	12.88	13.07	13.40	14.04	13.24	12.87	13.76	12.82						
Género														
% Hombres	70.17	72.07	74.27	70.70	69.58	70.95	74.73	68.68						
Estad.civil														
% Con pareja	67.07	65.34	66.46	59.15	63.91	63.60	61.43	66.79						
Nivel educacional														
%Baja Calificación	27.82	34.91	40.36	52.48	39.42	45.08	60.14	52.08						
%Media Calificación	62.54	57.55	52.40	42.88	54.43	48.78	35.12	43.27						
%Alta Calificación	9.63	7.53	7.24	4.64	6.14	6.14	4.74	4.65						

CASEN1996	REGIONES												
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	RM
Ingreso (miles de \$)													
media	174.73	204.68	175.23	136.79	177.18	129.43	119.35	138.06	113.23	143.47	158.47	166.49	243.39
des.est.	275.84	295.60	274.13	242.58	321.84	206.39	177.05	199.68	209.95	217.52	229.46	198.50	458.91
Edad (años)													
media	40.32	38.80	38.11	37.94	37.89	36.72	37.27	37.13	38.20	37.03	37.77	39.66	37.81
des.est.	15.14	13.66	12.62	13.66	12.75	12.98	13.35	12.63	14.09	12.85	13.52	13.88	12.78
Género													
% Hombres	69.20	73.63	73.61	70.50	67.46	71.94	71.80	71.85	72.14	71.71	72.03	69.92	62.86
Estado civil													
% Con pareja	63.98	63.35	64.36	57.70	63.42	61.45	62.82	62.35	60.93	61.54	64.15	62.49	62.54
Nivel educacional													
%Baja Calificación	52.00	43.91	49.62	52.75	43.02	56.42	60.85	47.73	60.36	52.61	57.61	52.22	36.22
%Media Calificación	42.92	49.24	44.06	41.83	50.78	39.89	35.29	45.45	34.77	41.20	37.41	42.66	54.29
%Alta Calificación	5.07	6.85	6.32	5.42	6.20	3.69	3.86	6.82	4.87	6.19	4.99	5.12	9.49
CASEN1998	REGIONES												
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	RM
Ingreso (miles de \$)													
media	182.46	237.15	180.71	157.39	183.02	159.79	151.44	185.51	158.71	177.36	228.07	301.47	271.72
des.est.	205.02	285.43	197.73	232.00	253.87	249.78	252.85	435.78	387.03	225.73	1149.48	1811.24	655.94
Edad (años)													
media	41.38	39.11	38.96	39.14	38.72	37.16	38.26	37.70	39.35	38.34	38.26	40.24	38.10
des.est.	15.36	14.08	13.01	14.17	13.28	12.83	13.22	12.32	14.04	13.11	13.35	13.27	12.82
Género													
% Hombres	66.70	68.59	71.20	70.29	68.27	68.94	70.69	68.81	72.84	68.70	70.70	70.47	62.98
Estado civil													
% Con pareja	66.86	63.78	66.64	61.08	63.96	63.21	62.97	63.02	63.07	65.79	63.61	65.91	62.82
Nivel educacional													
%Baja Calificación	53.32	35.30	36.81	48.20	34.20	46.16	48.11	34.30	47.12	38.88	51.17	38.91	27.84
%Media Calificación	42.44	57.65	57.60	46.88	60.41	48.98	46.30	57.22	46.60	53.27	42.45	56.17	62.81
%Alta Calificación	4.24	7.05	5.59	4.92	5.40	4.86	5.59	8.48	6.28	7.85	6.38	4.92	9.35
CASEN2000	REGIONES												
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	RM
Ingreso (miles de \$)													
media	193.17	259.02	186.08	161.46	195.69	159.18	168.32	155.38	161.47	170.86	236.89	254.55	257.37
des.est.	249.11	432.90	248.55	205.34	323.70	221.68	412.88	250.56	426.49	252.30	643.93	329.66	456.55
Edad (años)													
media	41.34	39.46	38.97	39.66	39.45	38.57	38.94	39.17	39.64	39.48	39.33	42.00	38.87
des.est.	15.20	13.35	13.05	13.59	13.36	13.03	13.69	13.22	13.85	13.88	13.64	13.65	12.86
Género													
% Hombres	64.54	70.68	70.81	70.33	66.44	71.29	73.68	73.47	74.86	72.63	69.47	69.34	63.42
Estado civil													
% Con pareja	66.90	63.70	64.37	61.95	64.44	62.13	61.60	62.47	62.98	64.61	64.72	68.11	64.32
Nivel educacional													
%Baja Calificación	43.69	29.87	38.16	48.96	30.94	47.01	57.10	47.37	49.60	52.89	51.07	35.55	26.37
%Media Calificación	50.91	63.21	56.15	46.38	63.17	48.82	38.95	47.29	45.00	41.51	43.48	55.91	64.94
%Alta Calificación	5.40	6.92	5.69	4.67	5.89	4.17	3.94	5.34	5.40	5.60	5.46	8.54	8.69

2. Estadísticas regionales: ocupados ESI 1990-2000.

ESI 1990	REGIONES												
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	R.M.
Ingreso (miles de \$)													
media	57.88	75.52	65.03	38.17	48.71	41.70	40.42	52.85	43.82	41.31	68.20	115.45	79.89
<i>des.est.</i>	69.95	88.90	69.60	51.34	76.30	56.81	78.18	181.59	124.05	67.99	78.65	299.76	197.04
Edad (años)													
media	39.00	37.67	37.56	37.25	38.27	36.90	37.47	36.69	37.45	37.70	37.83	39.74	36.96
<i>des.est.</i>	13.46	12.77	13.16	14.31	13.48	13.63	14.20	13.71	14.54	14.32	13.81	13.53	12.87
Género													
% Hombres	67.39	70.40	73.74	73.96	68.56	76.56	70.61	72.34	77.60	78.18	67.53	71.14	66.69
Estado civil													
% Con pareja	65.04	64.05	63.43	57.10	61.85	58.49	59.12	58.42	55.28	58.58	64.58	65.93	60.61
Nivel educacional													
% Baja Calificación	29.41	25.62	30.57	42.97	37.21	47.55	45.90	40.16	43.29	47.91	41.59	30.50	29.09
% Media Calificación	57.93	60.26	60.20	50.56	55.06	46.85	47.93	52.49	49.56	45.11	50.72	60.33	60.30
% Alta Calificación	12.66	14.12	9.23	6.47	7.73	5.60	6.17	7.35	7.15	6.98	7.69	9.17	10.61
ESI 1991	REGIONES												
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	R.M.
Ingreso (miles de \$)													
media	74.57	90.47	79.24	48.35	59.31	51.96	44.71	63.77	51.91	48.88	88.44	103.88	86.36
<i>des.est.</i>	93.31	108.95	135.27	67.22	81.83	69.13	75.06	135.30	109.97	91.15	122.43	149.21	188.31
Edad (años)													
media	38.72	37.97	37.21	38.10	38.16	37.34	38.11	37.05	37.91	37.75	37.72	40.01	37.51
<i>des.est.</i>	13.65	12.88	12.92	14.30	13.41	13.76	14.60	13.61	14.40	14.44	13.43	13.42	12.81
Género													
% Hombres	65.74	70.75	73.62	71.41	67.72	75.93	69.21	72.27	78.91	76.43	66.73	72.07	67.58
Estado civil													
% Con pareja	63.63	63.93	62.48	57.51	61.43	57.48	60.22	58.41	56.76	57.09	65.89	64.20	60.32
Nivel educacional													
% Baja Calificación	27.63	23.32	30.30	42.45	34.70	47.34	45.52	38.29	43.59	46.06	37.00	31.48	27.50
% Media Calificación	59.72	62.06	59.65	51.25	57.67	47.50	48.51	53.07	49.49	47.54	55.45	59.69	61.17
% Alta Calificación	12.65	14.62	10.05	6.30	7.63	5.17	5.97	8.64	6.93	6.40	7.55	8.83	11.32
ESI 1992	REGIONES												
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	R.M.
Ingreso (miles de \$)													
media	93.71	107.95	101.01	64.60	77.14	67.57	62.24	78.83	65.04	57.50	106.47	139.14	120.32
<i>des.est.</i>	138.37	122.38	121.29	129.81	114.84	103.42	107.99	156.43	135.17	77.14	148.47	268.13	298.71
Edad (años)													
media	39.07	38.69	38.26	38.23	38.57	37.40	38.10	37.67	38.23	38.27	37.80	40.14	37.68
<i>des.est.</i>	13.68	12.89	13.02	14.42	13.53	13.58	14.51	13.72	14.21	14.40	13.47	13.42	12.94
Género													
% Hombres	64.16	68.74	71.89	70.31	67.89	76.17	69.40	71.17	76.16	75.69	65.49	72.10	65.88
Estado civil													
% Con pareja	63.17	64.37	64.09	57.77	63.02	58.39	60.35	58.87	58.54	57.46	65.13	63.63	60.04
Nivel educacional													
% Baja Calificación	26.39	23.24	29.82	43.36	33.90	45.01	44.36	37.76	41.17	44.62	37.41	28.36	26.86
% Media Calificación	60.57	61.89	58.39	50.12	58.21	49.31	49.50	53.29	51.09	48.48	54.08	62.80	62.07
% Alta Calificación	13.03	14.88	11.80	6.52	7.89	5.68	6.15	8.95	7.75	6.90	8.51	8.84	11.07

ESI 1993	REGIONES													
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	R.M.	
Ingreso (miles de \$)														
media	110.69	131.90	110.50	75.09	93.91	80.36	72.75	81.32	72.43	72.01	122.83	148.90	142.26	
des.est.	265.19	133.27	114.85	146.80	232.11	115.92	156.31	133.19	77.64	113.34	130.21	172.34	291.26	
Edad (años)														
media	39.81	38.58	38.52	38.47	38.73	37.12	38.44	37.74	38.43	38.25	38.41	40.91	37.53	
des.est.	14.01	12.88	13.24	14.64	13.56	13.39	14.65	13.78	14.12	14.34	13.48	14.04	13.17	
Género														
% Hombres	64.68	72.80	69.77	68.50	66.15	73.69	68.36	68.48	75.64	76.50	64.92	70.21	65.71	
Estado civil														
% Con pareja	64.85	65.40	62.68	55.50	62.02	60.93	61.37	59.95	59.50	59.61	65.21	62.22	59.90	
Nivel educacional														
% Baja Calificación	26.59	20.45	31.06	42.10	33.18	42.83	43.39	36.09	40.58	43.97	34.98	27.43	24.83	
% Media Calificación	61.51	65.00	58.70	51.08	58.32	51.18	50.32	54.83	51.28	49.50	54.37	62.85	63.96	
% Alta Calificación	11.90	14.55	10.25	6.82	8.50	5.99	6.30	9.08	8.13	6.54	10.65	9.72	11.21	
ESI 1995	REGIONES													
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	R.M.	
Ingreso (miles de \$)														
media	144.44	180.56	160.01	106.93	116.06	107.23	96.77	113.12	100.38	98.49	174.82	227.59	184.02	
des.est.	218.64	240.97	212.19	205.12	158.40	159.13	211.20	207.02	108.00	149.63	231.19	480.12	348.01	
Edad (años)														
media	39.41	38.76	39.00	39.44	39.10	37.61	38.94	38.44	39.25	38.26	40.10	40.20	37.55	
des.est.	13.82	12.88	12.89	14.53	13.61	13.27	14.50	13.36	13.99	14.20	13.78	13.65	12.96	
Género														
% Hombres	64.46	69.78	71.64	72.51	68.06	73.74	68.16	69.63	77.87	73.85	66.47	72.93	65.75	
Estado civil														
% Con pareja	64.91	64.78	64.35	59.20	63.23	61.60	61.54	61.27	60.19	58.92	66.94	59.35	60.95	
Nivel educacional														
% Baja Calificación	24.51	19.57	29.44	37.84	32.17	41.81	42.41	34.26	35.84	39.67	33.99	25.00	22.89	
% Media Calificación	64.29	67.38	59.69	54.89	60.29	52.42	51.76	56.23	54.43	53.15	56.00	63.09	65.96	
% Alta Calificación	11.20	13.05	10.87	7.27	7.54	5.77	5.83	9.51	9.73	7.18	10.01	11.91	11.15	
ESI 1996	REGIONES													
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	R.M.	
Ingreso (miles de \$)														
media	172.84	200.34	164.66	130.85	143.37	121.25	104.02	132.95	113.83	107.47	186.19	202.79	193.51	
des.est.	257.39	217.70	188.98	203.54	246.07	172.94	149.93	218.18	149.64	177.07	497.64	199.55	509.00	
Edad (años)														
media	39.66	38.85	38.75	38.68	39.34	37.72	38.69	37.93	38.86	38.91	38.46	39.39	38.07	
des.est.	13.51	12.29	12.93	13.75	12.91	12.81	13.85	12.60	13.48	13.82	12.89	12.64	12.68	
Género														
% Hombres	65.56	70.01	72.37	71.26	67.36	74.15	69.28	69.24	76.29	73.11	67.23	71.38	64.73	
Estado civil														
% Con pareja	65.73	65.22	65.86	59.64	66.18	62.17	62.18	62.13	62.65	62.74	65.82	66.04	62.91	
Nivel educacional														
% Baja Calificación	25.90	25.14	33.25	44.19	36.28	48.89	52.70	39.31	47.46	52.59	44.73	30.22	29.53	
% Media Calificación	62.01	59.08	57.43	48.34	54.82	44.87	40.42	50.03	42.02	39.79	44.44	61.83	57.74	
% Alta Calificación	12.09	15.78	9.32	7.47	8.89	6.23	6.88	10.67	10.52	7.63	10.83	7.95	12.73	

ESI 1997	REGIONES												
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	R.M.
Ingreso (miles de \$)													
media	182.38	252.58	178.58	139.34	153.29	131.47	115.52	137.04	128.75	123.30	205.88	231.55	215.01
des.est.	236.70	355.69	182.65	172.42	280.53	166.81	166.36	191.54	194.63	189.91	211.65	214.03	335.65
Edad (años)													
media	39.48	37.94	39.15	39.22	39.49	38.25	39.28	38.39	39.74	39.22	39.40	39.60	38.34
des.est.	13.42	12.19	13.02	13.37	12.79	13.04	13.93	12.84	13.23	13.67	12.95	12.68	12.66
Género													
% Hombres	64.81	70.56	69.57	69.38	66.39	72.67	70.96	68.96	74.33	72.82	66.35	70.73	64.41
Estado civil													
% Con pareja	63.97	64.22	65.45	61.23	65.12	61.33	62.96	61.66	64.38	63.54	69.30	64.50	62.42
Nivel educacional													
% Baja Calificación	27.43	25.49	31.20	44.07	34.02	46.83	50.21	39.10	45.35	50.73	39.39	27.34	29.28
% Media Calificación	59.92	58.88	58.34	47.78	57.40	46.49	43.70	50.98	43.90	41.69	49.91	62.94	59.20
% Alta Calificación	12.65	15.64	10.46	8.15	8.58	6.67	6.09	9.92	10.74	7.58	10.70	9.72	11.52
ESI 1998	REGIONES												
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	R.M.
Ingreso (miles de \$)													
media	201.61	269.03	207.81	150.75	173.65	132.10	118.47	149.44	140.94	130.84	231.06	236.70	226.11
des.est.	243.91	286.50	300.97	216.45	304.26	145.31	140.35	250.36	190.24	237.74	330.45	236.42	329.71
Edad (años)													
media	40.38	39.00	39.49	39.18	39.77	38.37	39.71	39.00	40.13	39.64	39.12	39.51	38.86
des.est.	13.30	12.35	12.96	13.40	12.83	12.73	13.73	12.62	13.52	13.89	12.32	12.54	12.70
Género													
% Hombres	64.88	69.62	67.52	71.15	66.47	72.44	70.64	69.16	71.98	72.27	67.80	70.05	62.90
Estado civil													
% Con pareja	62.92	65.27	64.23	60.49	65.73	62.92	62.03	63.30	61.79	62.26	66.61	64.06	63.79
Nivel educacional													
% Baja Calificación	28.18	27.93	35.29	45.80	35.92	52.68	54.73	42.10	47.34	54.22	45.11	34.40	31.15
% Media Calificación	56.85	55.80	54.55	45.36	54.40	40.65	37.75	47.23	40.76	37.23	42.91	55.46	55.91
% Alta Calificación	14.96	16.28	10.17	8.84	9.68	6.67	7.51	10.68	11.90	8.55	11.98	10.14	12.94
ESI 1999	REGIONES												
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	R.M.
Ingreso (miles de \$)													
media	191.36	283.24	212.09	162.37	174.35	150.39	127.65	148.92	142.12	134.56	231.94	272.22	220.05
des.est.	264.57	369.07	992.25	288.10	306.14	203.68	155.16	232.27	238.76	248.73	232.57	293.66	411.19
Edad (años)													
media	40.82	39.24	39.97	39.17	40.08	39.34	39.93	39.26	39.91	39.64	39.28	40.25	39.11
des.est.	13.03	12.29	12.76	13.20	12.73	13.04	13.45	12.56	13.38	13.56	12.17	12.97	12.77
Género													
% Hombres	63.49	69.62	66.49	70.93	65.92	73.22	70.56	69.98	73.69	73.08	67.16	68.83	62.83
Estado civil													
% Con pareja	63.25	66.04	64.20	60.44	65.79	63.32	62.32	63.79	62.84	62.87	66.64	65.08	63.23
Nivel educacional													
% Baja Calificación	27.75	24.93	32.75	44.51	35.55	51.57	54.81	42.17	47.85	53.53	40.40	32.54	30.26
% Media Calificación	56.51	58.77	55.05	46.56	54.03	41.00	37.12	47.02	41.60	38.19	47.35	53.38	56.62
% Alta Calificación	15.74	16.30	12.21	8.93	10.42	7.43	8.07	10.81	10.56	8.28	12.25	14.08	13.13
ESI 2000	REGIONES												
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	R.M.
Ingreso (miles de \$)													
media	209.37	277.15	201.38	174.26	186.87	175.52	134.95	163.65	153.86	147.17	246.49	246.17	226.25
des.est.	284.67	315.87	223.70	207.87	281.77	277.52	151.29	263.12	190.16	215.84	238.63	233.57	492.15
Edad (años)													
media	40.63	39.16	39.76	39.78	40.09	39.54	39.90	39.22	40.22	39.87	39.81	40.24	39.18
des.est.	13.47	11.81	12.72	13.10	12.92	12.70	13.31	12.50	13.14	13.33	12.12	12.83	12.40
Género													
% Hombres	64.53	70.02	67.46	70.00	65.52	72.45	70.24	68.50	71.66	72.34	66.64	68.72	63.38
Estado civil													
% Con pareja	62.43	65.67	65.56	62.11	63.75	62.75	62.68	62.62	64.25	62.42	68.85	68.36	64.17
Nivel educacional													
% Baja Calificación	25.71	23.38	33.41	40.91	32.59	48.13	51.44	40.39	44.19	51.37	40.69	31.64	28.07
% Media Calificación	59.51	60.48	53.85	49.06	56.58	43.44	40.79	48.27	43.16	40.53	46.37	56.03	58.17
% Alta Calificación	14.77	16.14	12.74	10.03	10.83	8.42	7.77	11.34	12.64	8.10	12.93	12.33	13.76