

## ¿RETORNO DE LA EDUCACIÓN O PREMIO AL TÍTULO UNIVERSITARIO?

### RETURN TO SCHOOLING OR UNIVERSITY DEGREE AWARD?

#### **Fabián Jorquera Neira**

Departamento de Ingeniería Industrial Universidad de Concepción.  
fabianjorquera@udec.cl

#### **Cristian Mardones Poblete**

Profesor Asistente Departamento de Ingeniería Industrial Universidad de Concepción.  
crismardones@udec.cl

#### **Resumen**

El “retorno de la educación” en Chile ha sido largamente analizado en diversos estudios de corte transversal, cohortes, y modelo en diferencias. Sin embargo, este es el primer estudio que utiliza la encuesta Panel Casen 1996-2001-2006, lo cual es importante como nueva evidencia ya que los datos de panel mejoran la capacidad de estimar la tasa de retorno (Heckman et al., 2006). Los resultados obtenidos son sensibles a métodos de estimación alternativos como mínimos cuadrados ordinarios, panel de efectos fijos y panel de efectos aleatorios. Se concluye con estimadores consistentes que en este país existe solamente un premio al título universitario más que un “retorno a la educación”.

**Palabras Clave:** Retorno de la educación, datos de panel.

**Clasificación JEL:** C23, J01, J31.

#### **Abstract**

The “rate of return to schooling” in Chile has been widely discussed in various studies with cross-sectional data, cohort data, and model in differences. However, this is the first study to use the survey Panel Casen 1996-2001-2006, which is important as new evidence because the panel data improves the ability to estimate the rate of return (Heckman et al., 2006). The results are sensitive to alternative estimation methods such as ordinary least squares, fixed effects panel and random effects panel. We conclude that in Chile there is only a university degree award rather than “rate of return to schooling”.

**Keywords:** Rate of return to schooling, panel data.

**JEL Classification:** C23, J01, J31.

## 1. INTRODUCCIÓN

En la década de los 60's se introdujo la tasa de retorno de la escolaridad como un concepto central de la teoría del capital humano. Así, inmediatamente surge la duda de cuál es su rentabilidad, con el fin de compararla con otras alternativas de inversión y establecer prioridades para la asignación de fondos privados o públicos a diferentes niveles de educación (Becker, 1964).

El modelo empírico de los retornos de la educación fue propuesto por Mincer (1974) al relacionar el logaritmo del ingreso del trabajador como función de los años de escolaridad y experiencia, en donde el estimador del parámetro asociado a la variable escolaridad se interpreta como la "tasa de retorno" de la educación. Debido a su facilidad de aplicación, se comenzaron a desarrollar profusamente estimaciones empíricas de las tasas de retorno de la escolaridad para una gran variedad de países y períodos de tiempo.

Sin embargo, el estudio del sesgo con la estimación mediante MCO de los retornos de la educación ha sido uno de los debates de mayor duración en el trabajo empírico de la economía. Heckman *et al.* (1979) propusieron una forma para corregir el sesgo de selección, que aparece cuando sólo es posible observar los sueldos de los individuos ocupados, el modelo consiste en estimación por MCO en dos etapas, especificando la probabilidad que tiene el individuo de estar ocupado, a partir de un modelo probit. Griliches (1977) evidencia que existen variables omitidas no observables sobre el retorno de la escolaridad, dentro de las cuales se encuentran la habilidad del individuo y la calidad de la educación. Card (2001) concluye que el efecto de la habilidad y factores relacionados no superan el 10% del coeficiente de escolaridad estimado. Para sobrellevar este problema se han realizado estimaciones por variables instrumentales. Por ejemplo, Blackburn y Neumark (1995) utilizan como variables instrumentales el *background* familiar, entre los que destacan el nivel educativo de los padres y el tipo de trabajo de los mismos. Los resultados muestran que las estimaciones por variables instrumentales han sido más altas que por MCO, aunque según Trostel *et al.* (2002) no se puede concluir si es debido a errores de medición o instrumentos inadecuados. De esta revisión se desprende que en los diversos estudios internacionales realizados se busca estimar mejor el retorno a la educación, ya sea mediante nuevos modelos econométricos, o modificaciones a los métodos tradicionales a través de la inclusión de nuevas variables (Heckman *et al.*, 2006).

En Chile también son varios los estudios que han estimado los retornos a la educación. Psacharopoulos (1994) realiza un estudio para diversos países, dentro de los cuales se encuentra Chile. Contreras *et al.* (1999) con los datos de la encuesta de empleo de la Universidad de Chile 1960-1999 muestra que durante este periodo existe un aumento del retorno a la educación universitaria y una caída del retorno a la educación media, utilizando variables para disminuir el sesgo, como la educación del padre y de la madre, peso y estatura de la personas. Beyer (2000) estima los retornos de la educación utilizando datos de la encuesta Casen del año 1994, agregando dummies de ruralidad y si el individuo es jefe de hogar. Sapelli (2003) utilizando la encuesta Casen de los años 1990 y 1998, destaca las diferencias en los retornos por nivel educacional (notablemente más alto para la educación terciaria) y muestra la existencia del premio a la obtención del título (*sheepskin effect*) en todos los niveles, también concluye que es necesario realizar cohortes efectivas más que cortes transversales, dado las diferencias entre ambos años atribuidos principalmente al crecimiento económico del país. Mizala y Romaguera (2004) analizan la evolución de los ingresos y tasas de retorno de los trabajadores con estudios superiores en Chile a través del modelo clásico de Mincer, utilizando datos de la encuesta de remuneraciones

del INE y la encuesta Casen de los años 1990 a 2000, agregando variables de género, geográficas y de categoría profesional, los resultados muestran que los retornos a la educación universitaria se han mantenido en un nivel alto a pesar del notable incremento del número de profesionales graduados durante esa década. MIDEPLAN (2008) usando la encuesta Casen 2006, agrega al modelo tradicional de Mincer variables que incluyen características de los padres del trabajador, correspondientes a la escolaridad y situación ocupacional principal del padre y madre durante los primeros 15 años de vida del individuo, concluyendo que existen características de los padres que influyen en los ingresos del trabajador, principalmente en el caso de las madres universitarias. Una metodología diferente es realizada por Contreras *et al.* (2005) quienes usando la encuesta Panel CASEN 1996-2001 (que disponía de dos observaciones en el tiempo por individuo) estiman el retorno a la educación con un modelo en diferencias, concluyendo que existe una tasa de retorno de 9% menor en 2 a 5 puntos porcentuales a lo obtenido con MCO y con el sesgo de selección de Heckman, por lo cual se atribuye el sesgo de los estudios preliminares a variables no observables. Sapelli (2009) hace una comparativa del estudio de cohortes sintéticos usando la encuesta de ocupación del Gran Santiago (1957 a 2000), además de la estimación mediante el modelo clásico de Mincer a través de la encuesta Casen (1990 a 2006), obteniendo mayores retornos que los estimados mediante corte transversal, visualizando una convergencia de las tasas de retorno, la que resulta más evidente mediante cohortes sintéticas. Las estimaciones de los retornos a la educación obtenidas por estudios nacionales para los años 1989 a 2006 son resumidas en la Tabla 1.

**Tabla 1.** Estimación histórica de los retornos de la educación en Chile (1989-2006).

Autor	1989		1990		1992		1994		1996		1998		2000		2001		2003		2006					
	Coef	t	Coef	t	Coef	t	Coef	t	Coef	t	Coef	t	Coef	t	Coef	t	Coef	t	Coef	t				
Psacharopoulos (1994)	B	9,7	s/i																					
	M	12,9	s/i																					
Contreras <i>et al.</i> (1999)																								
	U	20,7	s/i																					
MIDEPLAN (2000)	B	2,9	s/i	B	3,6	s/i	B	4,2	s/i	B	3,2	s/i	B	3,6	s/i									
	M	9,1	s/i	M	9,9	s/i	M	9,1	s/i	M	11,3	s/i	M	9,3	s/i									
	U	20,6	s/i	U	22,1	s/i	U	22,0	s/i	U	21,4	s/i	U	21,1	s/i									
Beyer (2000)																								
	B	6,0	s/i																					
	M	9,8	s/i																					
Sapelli (2003)																								
	U	21,9	s/i																					
	B	6,5	27,05**																					
Mizala y Romaguera (2004)	BC	10,6	4,47**																					
	MI	9,0	8,30**																					
	UI	14,1	15,50**																					
Contreras <i>et al.</i> (2005)	MC	26,7	9,60**																					
	UI	18,2	38,96**																					
	UC	33,8	11,62**																					
MIDEPLAN (2008)	G	9,2	55,19**																					
	U	19,4	13,88**																					
	B	5,6	12,59**																					
Sapelli (2009)	BC	5,4	2,68*	BC	11,8	7,40**	BC	9,4	6,34**	BC	9,9	5,23**	BC	11,6	8,21**	BC	6,5	5,53**	BC	10,1	8,63**	BC	11,6	10,98**
	HI	8,4	8,95**	HI	8,2	10,80**	HI	9,7	14,67**	HI	9,5	11,02**	HI	7,9	11,71**	HI	7,6	13,82**	HI	7,8	14,60**	HI	5,6	11,33**
	HC	25,1	9,69**	HC	25,5	12,33**	HC	23,3	13,26**	HC	20,9	9,32**	HC	18,4	10,20**	HC	18,5	12,05**	HC	17,6	11,82**	HC	16,8	12,30**
MIDEPLAN (2008)	TI	8,2	7,80**	TI	8,6	9,67**	TI	8,1	9,94**	TI	20,9	14,53**	TI	13,0	12,05**	TI	13,6	12,70**	TI	11,6	12,10**	TI	12,9	15,00**
	TC	28,8	5,93**	TC	26,2	6,03**	TC	35,3	9,5**	TC	0,0	0,04	TC	12,7	3,72**	TC	11,5	3,45*	TC	16,1	5,35**	TC	9,0	2,90*
	PI	16,0	5,83**	PI	18,0	7,49**	PI	24,0	11,42**	PI	23,7	11,93**	PI	23,1	14,17**	PI	18,1	12,90**	PI	21,2	16,17**	PI	23,3	19,39**
Contreras <i>et al.</i> (2005)	PC	22,8	3,43**	PC	25,2	4,10**	PC	0,1	0,19	PC	21,3	4,15**	PC	12,9	3,18*	PC	22,1	6,36**	PC	16,2	4,98**	PC	9,1	3,03*
	UI	20,8	19,36**	UI	21,1	22,47**	UI	20,4	27,17**	UI	23,2	24,4**	UI	23,6	28,22**	UI	21,9	29,79**	UI	23,9	33,82**	UI	20,3	28,84**
	UC	38,4	7,85**	UC	42,3	9,54**	UC	47,4	13,26**	UC	36,7	8,35**	UC	40,8	10,88**	UC	40,5	11,93**	UC	39,3	12,28**	UC	39,0	12,12**

**Fuente:** Actualización propia en base a Mizala y Romaguera (2004)

\*: Significativo al 5%, \*\*: Significativo al 1%

El presente trabajo a partir de nuevos datos utilizar tiene por objetivo estimar las “tasas de retorno” de la educación con modelos de panel de efectos fijos y aleatorios utilizando la Encuesta Panel Casen 1996-2001-2006, aportando nueva evidencia relevante ya que de acuerdo a Heckman *et al.* (2006) los datos de panel mejoran la capacidad de estimar la tasa de retorno. Los resultados obtenidos validan la existencia de un premio al título universitario más que un retorno por nivel educacional alcanzado.

## 2. DATOS

### 2.1 Base de Datos

La base de datos utilizada en este estudio corresponde a la Encuesta Panel Casen 1996-2001-2006, la cual comienza en 1996 como una submuestra de la encuesta Casen de ese mismo año, correspondiente a 5.210 hogares (20.948 personas) pertenecientes a las regiones III, VII, VIII y RM que luego vuelven a ser encuestados en 2001 y 2006. Esta encuesta fue realizada por el Observatorio Social de la Universidad Alberto Hurtado (OSUAH), donde se siguen efectivamente a 10.287 personas. La encuesta consta de ocho módulos que incluyen: Residentes, Patrimonio y Vivienda; Educación; Empleo; Ingresos; Salud; Hitos; Participación; e Historia Laboral.

Las variables de la Encuesta Panel Casen que se utilizan en el estudio de forma directa o indirecta son las siguientes:

- Ingreso mensual: Sueldo mensual del trabajador (*ytrab*)
- Horas trabajadas al mes: Disponible para los años 1996 y 2001 (*o21h*).
- Horas trabajadas a la semana: Disponible para el año 2006 (*o15*)
- Escolaridad: Años de educación (*esc1*)
- Edad (*r3*)
- Tipo de estudios incompleto o completo para: pre-escolar, básica, media científico humanista, media técnico profesional, centro de formación técnica, instituto profesional, universitaria, postgrado (*e9t*).
- Escolaridad de la madre (*e1madret*)
- Género (*r2*)
- Parentesco con el jefe de hogar (*r1*)
- Actividad económica de la empresa (*o11*)
- Región (*r*)
- Desempleo: Trabajó la semana pasada (*o1*), aunque no trabajó tenía un empleo del cual estuvo ausente temporalmente (*o2*), cuántas semanas ha estado buscando trabajo (*o4*).

De esta forma también se deben crear nuevas variables a partir de algunas de las anteriores, estas son:

- Experiencia: Se estima mediante la aproximación “*experiencia = escolaridad – 6 – edad*”
- Jefe hogar
- Jornada laboral completa: Se genera a través de las horas trabajadas a la semana o mes
- Ingreso laboral real por hora: Se obtiene mediante el ingreso mensual laboral en pesos del año 2006 divididos por el número de horas trabajadas por mes

### 2.2 Estadística Descriptiva

A continuación en la Tabla 2 se desglosan los datos generales de la muestra, relacionadas al ámbito de educación e ingresos, correspondiente a la Encuesta Panel Casen para un total de

2038 encuestados en los años 1996, 2001 y 2006. El hecho de que la proporción de hombres y mujeres se mantenga constante y que la diferencias de edad entre cada año sea igual a los años de diferencia (cinco años) confirma el hecho que la encuesta se realiza a las mismas personas en los tres años.

**Tabla 2.** Datos generales de la muestra.

	1996	2001	2006
Hombres	1576	1576	1576
Mujeres	462	462	462
Hombres	77,3%	77,3%	77,3%
Mujeres	22,7%	22,7%	22,7%
Edad promedio	37,3	42,3	47,3
Asalariados	95,4%	96,0%	95,9%
Desempleados	4,6%	4,0%	4,1%
Ingreso Promedio (hr) <sup>1</sup>	1137,6	1223,7	1276,1
Años de Educación	9,36	9,31	9,66
Jefe de Hogar	60,4%	66,7%	71,8%
Zona Urbana	76,0%	76,0%	76,0%
Jornada Completa	65,0%	66,7%	77,5%

**Fuente:** Elaboración propia en base a Encuesta Panel Casen 1996-2001-2006.

Resalta en la tabla el aumento en los ingresos reales promedio a través de los años, también se evidencia una tendencia al alza por año en las personas que son jefes de hogar, al igual que aquellos que trabajan en jornada completa. Con respecto a los años de educación, se evidencia un aumento de 3,2% entre 1996 y 2006, lo que se debe a que un porcentaje de los trabajadores continuó sus estudios durante el período. El hecho de que haya una disminución en la escolaridad durante 2001 se puede atribuir a errores de medición o digitación de las encuestas.

Como en la Encuesta Panel Casen se encuesta a los mismos individuos, resulta interesante analizar los cambios en el nivel educativo de los trabajadores de la muestra, como se aprecia en la Tabla 3.

**Tabla 3.** Evolución cantidad de individuos por nivel de educación.

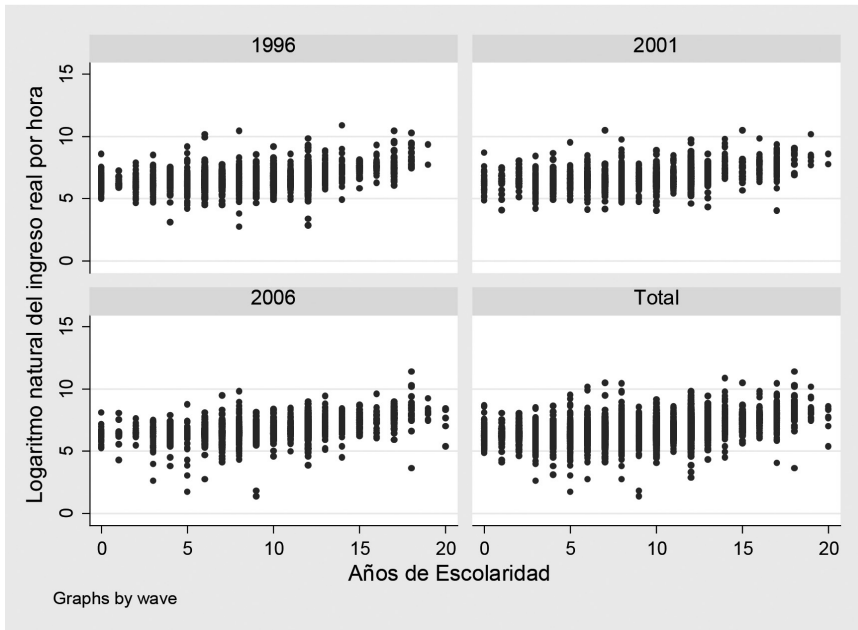
Educación	1996	2001	2006
Ninguna	56	52	54
Básica	843	841	839
Diferencial	3	2	3
Media T.P.	222	256	244
Media C.H.	667	630	607
CFT Incompleta	10	4	7
CFT Completa	18	18	27
IP Incompleta	17	17	21
IP Completa	42	46	45
Universitaria Incompleta	43	30	35
Universitaria Completa	94	112	119
Universitaria Postgrado	6	6	17
No sabe / No responde	17	24	20

**Fuente:** Elaboración propia en base a Encuesta Panel Casen 1996-2001-2006.

Se puede apreciar de la tabla anterior niveles mayores de escolaridad, especialmente en la educación superior. De esta forma disminuye principalmente la cantidad de personas cuya escolaridad corresponde a la educación secundaria.

La Figura 1 muestra la relación entre el logaritmo natural del ingreso laboral real por hora y la escolaridad de los trabajadores. Se evidencia que a medida que aumentan los años de escolaridad también se incrementan los ingresos, y que la tendencia tiene un punto de inflexión aproximadamente a los 10-12 años de escolaridad, que coincide con la finalización de estudios de educación secundaria (enseñanza media).

**Figura 1.** Logaritmo natural del ingreso real por hora considerando años de escolaridad.



**Fuente:** Elaboración propia en base a Encuesta Panel Casen 1996-2001-2006.

Cuando se realiza la caracterización del logaritmo del ingreso por tipo de educación, es posible identificar el efecto *sheepskin*<sup>1</sup>, correspondiente al premio al título del individuo, es decir, existe un aumento en la remuneración mensual cuando se completa un nivel de estudios, este se aprecia especialmente para los estudios universitarios. Esto no ocurre para los centros de formación técnica (CFT) lo que se puede explicar por la baja cantidad de trabajadores en esta condición dentro de la muestra y su alta varianza en los ingresos. Para los institutos profesionales (IP) no se observa este efecto el año 1996 pero sí es relevante para el año 2006.

<sup>1</sup> Es estudiado y descrito en detalle para Chile por Sapelli (2003).



**Tabla 4.** Ingreso real mensual por tipo de educación.

Educación	1996	2001	2006
Ninguna	10.8728	10.9249	11.0393
Preparatoria (antiguo)	11.1364	11.4745	11.4191
Educación básica	11.1492	11.4182	11.6445
Educación especial o diferencial	10.3641	11.1459	11.0671
Humanidades (antiguo)	11.5855	11.8205	11.9097
Media Científico-Humanista	11.4462	11.7548	12.0708
Técnica, comercial, industrial o normalista (antiguo)	11.7999	12.0848	11.9287
Media Técnico-Profesional	11.6251	11.9377	12.2917
CFT incompleta	11.7880	12.3347	12.5659
CFT completa	11.7844	12.5554	12.5303
IP incompleta	12.0351	12.3356	12.3788
IP completa	11.9845	12.3696	12.7275
Universitaria incompleta	12.0509	12.2586	12.5790
Universitaria completa	12.4300	12.7475	13.0954
Postgrado	12.5321	13.5151	12.8656
Básica de adulto	-	11.6041	11.8902
Media de adulto	-	11.7854	12.0227
No sabe / No responde	11.3146	11.8674	12.1393

**Fuente:** Elaboración propia en base a Encuesta Panel Casen 1996-2001-2006.

### 3. METODOLOGÍA

El modelo tradicional de Mincer (1974) corresponde a una regresión por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de la siguiente ecuación:

$$\ln(Y_i) = \alpha + \rho S_i + \beta_0 X_i + \beta_1 X_i^2 + \gamma Z_i + \varphi F_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

Donde Y es el ingreso del trabajo por hora, S son los años de educación, X la experiencia laboral,  $\alpha$  la constante de la regresión,  $\rho$  el coeficiente correspondiente al "retorno de la educación",  $\beta_0$  y  $\beta_1$  los parámetros correspondientes a la influencia de la experiencia y experiencia al cuadrado, y  $\varepsilon$  el error del modelo.

Al modelo anterior se le pueden agregar variables explicativas que resultan importantes de acuerdo a la bibliografía:

$$\ln(Y_{it}) = \alpha + \rho S_{it} + \beta_0 X_{it} + \beta_1 X_{it}^2 + \gamma Z_{it} + \varphi F_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Donde  $Z$  es el vector de variables con las características del trabajador,  $F$  es el vector variables que considera características de los padres,  $\gamma$  son los parámetros correspondientes a la influencia de las características del trabajador, y  $\varphi$  son los parámetros correspondientes a la influencia de las características de los padres.

Considerando la versión ampliada del modelo de Mincer se consideran tres conjuntos alternativos de variables explicativas a utilizar en la estimación empírica. A continuación se describen estas opciones.

Modelo 1: incluye una variable que refleja si el trabajador es jefe de hogar, la jornada laboral (completa o parcial), género y edad. También se utilizan variables *dummies* por tipo de educación que incluyen básica incompleta (BI), básica completa (BC), media científico-humanista incompleta (HI), media científico-humanista incompleta (HC), media técnico-profesional incompleta (TI), media técnico-profesional completa (TC), centro de formación técnica o instituto profesional incompleta (PI), centro de formación técnica o instituto profesional completa (PC), universitaria incompleta (UI), universitaria incompleta (UC), y universitaria de postgrado (UP).

Modelo 2: incluye las variables del modelo anterior, y el sector económico en que se desempeña el trabajador (Actividad no bien especificada; Agricultura, Caza, Pesca y Silvicultura; Minería; Industria; Electricidad, Gas y Agua; Construcción; Comercio; Transporte y Comunicaciones; Establecimientos Financieros; Servicios Comunales, Sociales y Personales), y el nivel educativo de la madre (educación básica, media o superior).

Modelo 3: incluye las variables del modelo anterior, si estuvo desempleado en algún periodo, y la región en que vive.

Considerando que los datos disponibles tienen una estructura de panel es posible definir el modelo a estimar como:

$$\ln(Y_{it}) = \alpha + \rho S_{it} + \beta_0 X_{it} + \beta_1 X_{it}^2 + \gamma Z_{it} + \varphi F_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Donde  $i$  corresponde al subíndice de corte transversal (individuo) y  $t$  a la serie de tiempo (año 1996, 2001 o 2006).

Los beneficios de utilizar datos de panel en relación a usar datos sólo de corte transversal o serie de tiempo son mencionados por Hsiao (2003) y Baltagi (2005). Los datos de panel sugieren que los individuos son heterogéneos, a diferencia de los estudios de series de tiempo y de corte transversal que no controlan esta heterogeneidad, corriendo el riesgo de obtener resultados sesgados. Tienen datos más variados, con menor colinealidad, más grados de libertad y más eficiencia. Permiten mejores condiciones para estudiar las dinámicas de ajuste. Las distribuciones de corte transversal que parecen relativamente estables esconden una multitud de cambios. Identifican y miden efectos que simplemente no son detectables en datos puramente de corte transversal o series de tiempo. Permiten construir y testear modelos de comportamientos más complicados que datos puramente de corte transversal o series de tiempo.

Las limitantes de los datos de panel incluyen problemas de diseño y recolección de datos, por ejemplo la posible no representatividad de la muestra, respuestas omitidas por la poca cooperación del entrevistado, que no recuerde su comportamiento, etc. (Bailar, 1989). Distorsiones por errores

de medición, que surgen por respuestas ambiguas, falsas, etc. Problemas de selección, como la autoselección por el propio encuestador, o también cuando el panel está en funcionamiento la persona no quiere volver a responder, se traslada de lugar o muere. En este caso, se pueden remplazar por personas de características similares. Pequeña dimensión de series de tiempo, dado que es difícil mantener la entrevista anual por individuo y la factibilidad de mantener la encuesta en sí.

Si el modelo descrito en (3) se estima por MCO podría existir sesgo por variables omitidas, como caso típico se argumenta la omisión de la habilidad, la cual está correlacionada positivamente con la variable de escolaridad, esto llevaría a estimadores de parámetros inconsistentes y sesgados. Si se explota la estructura de los datos de panel al incluir efectos fijos reflejados por términos constantes para cada individuo o alternativamente regresionar como desviaciones de la media para evitar la estimación de muchos parámetros cuando  $i$  es muy grande, al menos los estimadores son consistentes a pesar de la omisión de variables como la habilidad.

El modelo de efectos fijos (FE) permite heterogeneidad individual no observada (por ejemplo: habilidad) correlacionada con las variables explicativas observables al modelarla como un parámetro fijo, pero el problema es que sólo considera las unidades representadas en el estudio y no otras fuera de la muestra. Si se asume que la heterogeneidad individual está no correlacionada con las variables explicativas observables es posible modelar los efectos individuales como variables aleatorias de una gran población. A este modelo se le conoce como efectos aleatorios (RE) cuyos beneficios son la reducción de parámetros a estimar pero puede generar estimadores inconsistentes si las variables explicativas no observables están correlacionadas con las variables explicativas observables.

Para escoger entre estos distintos modelos alternativos se pueden realizar distintos tests estadísticos. Para comparar el modelo de MCO versus efectos fijos se puede realizar un test  $F$  sobre los efectos individuales. Para comparar el modelo de MCO versus efectos aleatorios se puede realizar un test  $LM$  de Breusch y Pagan (1980) de la varianza de los no observables basado en los residuos de los MCO. Para comparar el modelo de efectos fijos versus efectos aleatorios se puede realizar un test de Hausman (1978) del cual se desprende que si no se rechaza  $H_0$  se puede escoger el modelo de efectos aleatorios, pero Baltagi (2005) plantea que rechazar  $H_0$  no implica necesariamente escoger efectos fijos, ya que primero se deben testear las restricciones impuestas por los efectos fijos, lo que se podría evaluar al construir un test de multiplicador de Lagrange a partir de la suma de los  $R^2$  de las regresiones de los residuos para cada  $t$  sobre las variables explicativas líderes y rezagadas, en este caso si la constante absorbe toda la aleatoriedad de las variables no observables entonces, deberíamos esperar que para cada período  $t$ , las variables explicativas no expliquen los errores  $\varepsilon_{it}$ .

Como alternativa a los modelos de panel de efectos fijos y aleatorios se podría estimar un modelo de panel dinámico. Sin embargo, a pesar de que el número de individuos en este estudio es grande, el número de periodos sólo es tres, por lo cual no es posible testear la correcta especificación de este tipo de modelos relativos a los tests de correlación serial de primer y segundo orden de los residuos. Por ello, en este estudio sólo se evalúan los modelos MCO, panel de efectos fijos y efectos aleatorios. También se evaluó la posibilidad de utilizar variables instrumentales, específicamente se consideró la ley de obligatoriedad de la educación media en 2003, pero a pesar que esto ocurrió dentro del último periodo en el que se levantó la información de la encuesta Panel Casen, al revisar los datos ningún individuo de la muestra tuvo activa esta restricción de tal forma de modificar su comportamiento.

## 4. RESULTADOS

En esta sección se presentan los resultados obtenidos de las estimaciones a los modelos descritos en la sección anterior.

El primer modelo incluye las variables del modelo clásico (escolaridad, experiencia, cuadrado de la experiencia), además las variables género, edad, jefe de hogar y trabajo de jornada completa (ver Tabla 5). A primera vista, se evidencian diferencias entre MCO, FE, y RE en los estimadores de los coeficientes y en los niveles de significancia de las variables. Las estimaciones mediante efectos fijos presentan menos variables significativas que el modelo MCO y efectos aleatorios. Los estimadores de MCO y RE son similares para las variables experiencia, experiencia al cuadrado, género, edad, jefe de hogar y jornada completa, pero para MCO, FE y RE las estimaciones de los coeficientes asociados a las variables de tipo de escolaridad son notoriamente diferentes. Por lo anterior, se requiere testear cuál de estos modelos alternativos debería utilizarse para determinar el retorno a la escolaridad. De acuerdo a la sección anterior, se compara MCO con FE usando un test  $F$  con el cual se rechaza que los efectos individuales sean iguales con un valor nivel de significancia del 1% ( $F = 2.09$ ). Al comparar MCO con RE utilizando un test  $LM$  de Breusch y Pagan para efectos aleatorios se rechaza que la varianza de los no observables sea constante con un valor nivel de significancia del 1% ( $\chi^2 = 328.57$ ). Luego, se comparan FE y RE con un test de Hausman el cual con un valor nivel de significancia del 1% ( $\chi^2 = 101.56$ ) rechaza RE, pero tampoco es concluyente sobre la utilización de FE. Para obtener esa conclusión se requiere testear la alternativa sugerida por Baltagi (2005) pero para estos datos no es posible testear los residuos del modelo en cada  $t$  sobre las variables explicativas con rezagos y futuros ya que solo existen 3 periodos. De todas formas a pesar que no es posible validar FE si es posible afirmar que sus estimaciones son consistentes, lo cual nos permite concluir que más que un retorno a la escolaridad existe un retorno al título universitario de 23,63%.

El segundo modelo incluye las variables del modelo anterior pero además incluye el sector económico en el que se desempeña el trabajador y los estudios de la madre (ver Tabla 6). En este caso se evidencian diferencias similares al caso anterior entre MCO, FE, y RE, ya que las estimaciones mediante efectos fijos presentan menos variables significativas que el modelo tradicional (MCO) y efectos aleatorios. Los estimadores de MCO y RE además incluyen variables significativas para el sector económico y educación de la madre, esto no sucede con el FE para las variables de sector económico, mientras que se excluye de la estimación la escolaridad de la madre por ser invariante en el tiempo. Al comparar MCO con FE con un test  $F$  se rechaza que los efectos individuales sean iguales con un valor nivel de significancia del 1% ( $F = 1.98$ ). Al comparar MCO con RE utilizando un test  $LM$  de Breusch y Pagan para efectos aleatorios se rechaza que la varianza de los no observables sea constante con un valor nivel de significancia del 1% ( $\chi^2 = 261.62$ ). Luego, se comparan FE y RE con un test de Hausman el cual con un valor nivel de significancia del 1% ( $\chi^2 = 136.92$ ) rechaza RE, pero tampoco es concluyente sobre la utilización de FE. Sin embargo, es posible afirmar que las estimaciones de FE son consistentes, lo cual nos permite concluir que más que un retorno a la escolaridad existe un retorno al título universitario de 23,23% con un nivel de 5% de significancia en el caso de FE con varianza robusta.

El último modelo incluye las variables del modelo anterior pero además la región de residencia y si estuvo desempleado (ver Tabla 7). En este caso las variables regionales son significativas para los estimadores de MCO y RE, pero dado que son invariantes en el tiempo (reflejando inmovilidad regional de los trabajadores en la muestra) se excluyen en la estimación de FE. Al comparar MCO con FE con un test  $F$  se rechaza que los efectos individuales sean iguales con un valor nivel de significancia del 1% ( $F = 1.88$ ). Al comparar MCO con RE utilizando un test  $LM$  de Breusch y Pagan para efectos aleatorios se rechaza que la varianza de los no observables sea constante

**Tabla 5. Estimación de los retornos de la educación en Chile con Encuesta Panel Casen 1996-2001-2006 (Modelo 1).**

Variable	OLS		OLS robusta		FE		FE robusta		RE		RE robusta	
	coef.	t	coef.	t	coef.	t	coef.	t	coef.	z	coef.	z
experiencia	-0.0455	-7.08 **	-0.0455	-6.21 **	0.0202	1.46	0.0202	1.30	-0.0427	-6.31 **	-0.0427	-5.93 **
experiencia2	-0.0001	-1.71	-0.0001	-1.54	-0.0005	-5.04 **	-0.0005	-4.94 **	-0.0002	-2.99 **	-0.0002	-2.93 **
jefe de hogar completa	0.1572	6.53 **	0.1572	5.76 **	0.1318	3.10 **	0.1318	3.21 **	0.1463	5.51 **	0.1463	5.51 **
mujer	-0.3247	-16.22 **	-0.3247	-14.95 **	-0.3684	-16.35 **	-0.3684	-15.11 **	-0.3447	-17.92 **	-0.3447	-16.55 **
edad	-0.1145	-4.34 **	-0.1145	-3.51 **	(omitida)		(omitida)		-0.1188	-3.75 **	-0.1188	-3.58 **
BI	0.0598	11.66 **	0.0598	9.70 **	0.0237	1.97 *	0.0237	1.77	0.0623	11.56 **	0.0623	10.48 **
BC	-0.2545	-5.27 **	-0.2545	-4.58 **	-0.1031	-1.33	-0.1031	-1.38	-0.2478	-4.82 **	-0.2478	-4.70 **
HI	-0.2038	-4.24 **	-0.2038	-3.78 **	-0.0485	-0.61	-0.0485	-0.66	-0.2024	-3.93 **	-0.2024	-3.99 **
HC	-0.2254	-4.62 **	-0.2254	-4.20 **	-0.0760	-0.98	-0.0760	-1.04	-0.2223	-4.26 **	-0.2223	-4.41 **
TI	-0.0784	-1.54	-0.0784	-1.39	0.0126	0.17	0.0126	0.20	-0.0768	-1.44	-0.0768	-1.50
TC	-0.0422	-0.66	-0.0422	-0.61	-0.0414	-0.47	-0.0414	-0.53	-0.0710	-1.09	-0.0710	-1.12
PI	0.0437	0.73	0.0437	0.71	0.0122	0.16	0.0122	0.18	0.0149	0.25	0.0149	0.27
PC	0.2909	3.10 **	0.2909	2.63 **	0.0053	0.04	0.0053	0.05	0.1752	1.86	0.1752	1.74
UI	0.3420	4.80 **	0.3420	4.10 **	0.1424	1.43	0.1424	1.46	0.2776	3.76 **	0.2776	3.60 **
UC	0.2256	2.67 **	0.2256	2.17 *	0.1389	1.15	0.1389	1.27	0.2192	2.48 *	0.2192	2.32 *
UP	0.6009	8.46 **	0.6009	7.58 **	0.2363	1.99 *	0.2363	2.01 *	0.5364	7.08 **	0.5364	7.15 **
constante	0.6733	4.73 **	0.6733	2.91 **	0.0330	0.17	0.0330	0.14	0.5220	3.59 **	0.5220	2.42 *
Observaciones	5.7322	62.16 **	5.7322	51.11 **	5.8067	30.70 **	5.8067	28.46 **	5.6554	57.22 **	5.6554	52.42 **
Nº periodos	5496		5496		5496		5496		5496		5496	
R <sup>2</sup> overall	3		3		3		3		3		3	
	0.2981		0.2981		0.1528		0.1528		0.2969		0.2969	

**Fuente:** Elaboración Propia.  
\*: Significativo al 5%, \*\*: Significativo al 1%

**Tabla 6.** Estimación de los retornos de la educación en Chile con Encuesta Panel Casen 1996-2001-2006 (Modelo 2).

Variable	OLS		OLS robusta		FE		FE robusta		RE		RE robusta	
	coef.	t	coef.	t	coef.	t	coef.	t	coef.	z	coef.	z
experiencia	-0.0358	-5.57 **	-0.0358	-4.83 **	0.0204	1.48	0.0204	1.32	-0.0342	-5.04 **	-0.0342	-4.68 **
experiencia2	-0.0001	-1.71	-0.0001	-1.54	-0.0005	-4.96 **	-0.0005	-4.86 **	-0.0002	-2.89 **	-0.0002	-2.82 **
jefe de hogar	0.1296	5.39 **	0.1296	4.90 **	0.1329	3.13 **	0.1329	3.24 **	0.1259	4.77 **	0.1259	4.83 **
completa	-0.3121	-15.64 **	-0.3121	-14.26 **	-0.3671	-16.24 **	-0.3671	-14.93 **	-0.3345	-17.34 **	-0.3345	-15.83 **
mujer	-0.1299	-4.64 **	-0.1299	-3.84 **	(omitida)		(omitida)		-0.1322	-4.01 **	-0.1322	-3.85 **
edad	0.0499	9.66 **	0.0499	7.95 **	0.0236	1.96 *	0.0236	1.77	0.0535	9.79 **	0.0535	8.76 **
BI	-0.2187	-4.58 **	-0.2187	-3.97 **	-0.1068	-1.38	-0.1068	-1.42	-0.2249	-4.43 **	-0.2249	-4.28 **
BC	-0.1741	-3.66 **	-0.1741	-3.27 **	-0.0501	-0.63	-0.0501	-0.67	-0.1791	-3.52 **	-0.1791	-3.54 **
HI	-0.2121	-4.39 **	-0.2121	-4.00 **	-0.0767	-0.99	-0.0767	-1.04	-0.2112	-4.10 **	-0.2112	-4.20 **
HC	-0.0676	-1.34	-0.0676	-1.22	0.0121	0.16	0.0121	0.19	-0.0691	-1.31	-0.0691	-1.35
TI	-0.0462	-0.73	-0.0462	-0.68	-0.0410	-0.47	-0.0410	-0.52	-0.0730	-1.13	-0.0730	-1.16
TC	0.0310	0.53	0.0310	0.52	0.0078	0.10	0.0078	0.12	0.0075	0.13	0.0075	0.14
PI	0.2823	3.05 **	0.2823	2.56 *	0.0108	0.09	0.0108	0.10	0.1799	1.93	0.1799	1.78
PC	0.3074	4.36 **	0.3074	3.83 **	0.1465	1.48	0.1465	1.51	0.2592	3.54 **	0.2592	3.43 **
UI	0.2187	2.61 **	0.2187	2.12 *	0.1376	1.14	0.1376	1.25	0.2092	2.39 *	0.2092	2.21 *
UC	0.5950	8.35 **	0.5950	7.59 **	0.2323	1.95	0.2323	1.97 *	0.5201	6.87 **	0.5201	6.89 **
UP	0.6577	4.64 **	0.6577	3.06 **	0.0251	0.13	0.0251	0.10	0.5009	3.46 **	0.5009	2.42 *
sector1	-0.4923	-3.18 **	-0.4923	-3.86 **	-0.1098	-0.65	-0.1098	-0.92	-0.3846	-2.60 **	-0.3846	-3.62 **
sector2	0.0210	0.13	0.0210	0.14	0.0847	0.44	0.0847	0.58	0.0515	0.32	0.0515	0.41
sector3	-0.2389	-1.54	-0.2389	-1.87	-0.0366	-0.22	-0.0366	-0.31	-0.1691	-1.14	-0.1691	-1.59
sector4	-0.3351	-1.72	-0.3351	-2.38 *	-0.1692	-0.74	-0.1692	-1.08	-0.2775	-1.45	-0.2775	-2.26 *
sector5	-0.3253	-2.08 *	-0.3253	-2.50 *	-0.0763	-0.45	-0.0763	-0.63	-0.2441	-1.64	-0.2441	-2.24 *
sector6	-0.3948	-2.55 *	-0.3948	-3.09 **	-0.1853	-1.10	-0.1853	-1.55	-0.3247	-2.19 *	-0.3247	-3.04 **
sector7	-0.3533	-2.25 *	-0.3533	-2.69 **	-0.1700	-0.98	-0.1700	-1.36	-0.2855	-1.89	-0.2855	-2.59 **
sector8	-0.1452	-0.90	-0.1452	-1.09	-0.2080	-1.19	-0.2080	-1.58	-0.1432	-0.93	-0.1432	-1.26
sector9	-0.3575	-2.31 *	-0.3575	-2.80 **	-0.1045	-0.63	-0.1045	-0.89	-0.2734	-1.86	-0.2734	-2.57 *
mabasica	0.0450	2.20 *	0.0450	1.91	(omitida)		(omitida)		0.0463	1.86	0.0463	1.95
mamed	0.1954	6.21 **	0.1954	4.93 **	(omitida)		(omitida)		0.2128	5.55 **	0.2128	5.30 **
maumi	0.2774	2.87 **	0.2774	2.42 *	(omitida)		(omitida)		0.3067	2.59 **	0.3067	2.66 **
constante	6.1954	34.70 **	6.1954	36.18 **	5.9082	23.84 **	5.9082	26.00 **	6.0232	34.33 **	6.0232	39.61 **
Observaciones	5496		5496		5496		5496		5496		5496	
N° periodos	3		3		3		3		3		3	
R² overall	0.3203		0.3203		0.1521		0.1521		0.3186		0.3186	

**Fuente:** Elaboración Propia.  
\*: Significativo al 5%, \*\*: Significativo al 1%

**Tabla 7. Estimación de los retornos de la educación en Chile con Encuesta Panel Casen 1996-2001-2006 (Modelo 3).**

Variable	OLS		OLS robusta		FE		FE robusta		RE		RE robusta						
	coef.	t	coef.	t	coef.	t	coef.	t	coef.	z	coef.	z					
experiencia	-0.0317	-4.99	**	-0.0317	-4.33	**	0.0205	1.48	0.0205	1.33	-0.0302	-4.50	**	-0.0302	-4.17	**	
experiencia2	-0.0001	-2.19	*	-0.0001	-1.98	*	-0.0005	-4.91	**	-4.83	**	-0.0002	-3.12	**	-0.0002	-3.06	**
jefe de hogar	0.1308	5.51	**	0.1308	5.04	**	0.1327	3.12	**	3.23	**	0.1274	4.91	**	0.1274	4.98	**
completa	-0.3207	-16.26	**	-0.3207	-14.76	**	-0.3664	-16.17	**	-14.85	**	-0.3381	-17.64	**	-0.3381	-16.06	**
mujer	-0.1393	-5.04	**	-0.1393	-4.22	**	(omitida)					-0.1437	-4.46	**	-0.1437	-4.30	**
edad	0.0466	9.03	**	0.0466	7.40	**	0.0230	1.89		1.70		0.0493	9.01	**	0.0493	8.00	**
BI	-0.2165	-4.59	**	-0.2165	-4.00	**	-0.1070	-1.38		-1.43		-0.2210	-4.41	**	-0.2210	-4.25	**
BC	-0.1763	-3.76	**	-0.1763	-3.36	**	-0.0496	-0.63		-0.67		-0.1796	-3.58	**	-0.1796	-3.59	**
HI	-0.2315	-4.85	**	-0.2315	-4.41	**	-0.0763	-0.98		-1.04		-0.2281	-4.48	**	-0.2281	-4.57	**
HC	-0.0706	-1.42		-0.0706	-1.29		0.0132	0.18		0.20		-0.0717	-1.37		-0.0717	-1.41	
TI	-0.0657	-1.05		-0.0657	-0.97		-0.0408	-0.47		-0.52		-0.0866	-1.35		-0.0866	-1.37	
TC	0.0389	0.67		0.0389	0.66		0.0081	0.11		0.12		0.0134	0.23		0.0134	0.25	
PI	0.2509	2.74	**	0.2509	2.29	*	0.0127	0.11		0.11		0.1654	1.79		0.1654	1.64	
PC	0.2822	4.05	**	0.2822	3.59	**	0.1478	1.49		1.52		0.2443	3.37	**	0.2443	3.28	**
UI	0.2173	2.63	**	0.2173	2.13	*	0.1402	1.16		1.27		0.2126	2.45	*	0.2126	2.26	*
UC	0.6186	8.77	**	0.6186	7.93	**	0.2342	1.97	*	1.98	*	0.5513	7.35	**	0.5513	7.32	**
UP	0.7141	5.10	**	0.7141	3.42	**	0.0290	0.15		0.12		0.5653	3.94	**	0.5653	2.76	**
sector1	-0.3560	-2.32	*	-0.3560	-2.91	**	-0.1117	-0.66		-0.93		-0.2900	-1.97	*	-0.2900	-2.77	**
sector2	0.1014	0.62		0.1014	0.71		0.0842	0.44		0.58		0.1054	0.66		0.1054	0.85	
sector3	-0.1690	-1.10		-0.1690	-1.38		-0.0385	-0.23		-0.33		-0.1278	-0.87		-0.1278	-1.23	
sector4	-0.2668	-1.38		-0.2668	-1.94		-0.1723	-0.76		-1.09		-0.2390	-1.26		-0.2390	-1.96	
sector5	-0.2446	-1.59		-0.2446	-1.97	*	-0.0777	-0.46		-0.64		-0.1949	-1.31		-0.1949	-1.82	
sector6	-0.3204	-2.09	*	-0.3204	-2.61	**	-0.1870	-1.11		-1.56		-0.2801	-1.90		-0.2801	-2.67	**
sector7	-0.2610	-1.68		-0.2610	-2.07	*	-0.1723	-0.99		-1.37		-0.2270	-1.52		-0.2270	-2.10	*
sector8	-0.1175	-0.74		-0.1175	-0.91		-0.2110	-1.20		-1.60		-0.1320	-0.86		-0.1320	-1.18	
sector9	-0.2815	-1.84	**	-0.2815	-2.30	*	-0.1066	-0.64		-0.91		-0.2286	-1.56		-0.2286	-2.19	*
mabasca	0.0523	2.59	**	0.0523	2.29	*	(omitida)					0.0541	2.23	*	0.0541	2.35	*
mamed	0.2026	6.52	**	0.2026	5.15	**	(omitida)					0.2179	5.82	**	0.2179	5.46	**
mauni	0.2574	2.70	**	0.2574	2.23	*	(omitida)					0.2826	2.45	*	0.2826	2.43	*
desempleo	0.0091	1.95		0.0091	2.19	*	0.0019	0.41		0.44		0.0076	1.82		0.0076	1.87	
region3	(omitida)	0.00	**	(omitida)	0.00	**	(omitida)					-0.0921	-1.94		-0.0921	-2.04	*
region7	-0.1066	-2.56	*	-0.1066	-2.31	*	(omitida)					-0.2037	-6.71	**	-0.2037	-6.79	**
region8	-0.1966	-4.77	**	-0.1966	-4.24	**	(omitida)					-0.2900	-10.15	**	-0.2900	-10.42	**
region13	0.0888	2.23	*	0.0888	2.00	*	(omitida)					(omitida)			(omitida)		
constante	6.1458	33.94	**	6.1458	36.43	**	5.9158	23.80	**	25.87	**	6.1297	35.18	**	6.1297	40.86	**
Observaciones	5496			5496			5496			5496		5496			5496		
Nº periodos	3			3			3			3		3			3		
R² overall	0.3394			0.3394			0.1525			0.1525		0.3382			0.3382		

**Fuente:** Elaboración Propia.  
\*: Significativo al 5%, \*\*: Significativo al 1%

con un valor nivel de significancia del 1% ( $\chi^2 = 224.27$ ). Luego, se comparan FE y RE con un test de Hausman el cual con un valor nivel de significancia del 1% ( $\chi^2 = 117.37$ ) rechaza RE, pero tampoco es concluyente sobre la utilización de FE. Sin embargo, es posible afirmar que las estimaciones de FE son consistentes, lo cual nos permite concluir que más que un retorno a la escolaridad existe un retorno al título universitario de 23,42% a un nivel de significancia del 5%.

## 5. CONCLUSIONES

En este trabajo se han utilizado datos más recientes en formato de panel para tres periodos de tiempo entre 1996 y 2006 para estimar el “retorno de la educación” en Chile. Estos datos incluyen un seguimiento a 2038 trabajadores, muestra que se redujo a 1832 que incluían todas las variables de interés para realizar las estimaciones.

A diferencia de estudios previos fue posible comparar tres alternativas de estimación que incluyen MCO, FE y RE, rechazándose con tests estadísticos la utilización de MCO y RE, y aunque no es posible testear que FE es el modelo correcto, al menos se puede afirmar que sus estimadores de los coeficientes son consistentes.

De acuerdo a los resultados obtenidos con FE más que un retorno a la escolaridad en Chile existe sólo un premio al título universitario. Lo anterior parcialmente se contrapone a estudios anteriores sobre las tasas de retorno a la educación que señalan que éstas aumentan a medida que se eleva el nivel educacional, ya que se demuestra que para estos niveles educacionales no existen diferencias estadísticamente significativas, pero además atenúa el retorno para los universitarios que en estudios de corte transversal se encuentra en niveles mucho más altos.

## REFERENCIAS

- Anderson, T. & C. Hsiao (1981). “Estimation of dynamic models with error components”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 76, pp.598-606.
- Arellano, M. & S. Bond (1991). “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *The Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 2, pp.277-297.
- Bailar, B. (1989). “Information needs, surveys, and measurement errors”, *Panel Surveys*, pp.1-24.
- Baltagi, B. (2005). “Econometric Analysis of Panel Data”, 3rd ed. Chichester, UK: John Wiley.
- Bandezu, L. & A. Denis (2007). “La Encuesta Panel Casen: Metodología y Calidad de los Datos”, *Observatorio Social Universidad Alberto Hurtado*.
- Becker, G. (1964). “Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education”. New York: National Bureau of Economic Research, Columbia University Press.
- Beyer, H. (2000). “Educación y desigualdad de ingresos: una nueva mirada”, *Estudios Públicos*, Santiago de Chile, Centro de Estudios Públicos, No. 77, pp.97-130.
- Björklund, A. (1989). “Potentials and pitfalls of panel data: The case of job mobility”, *European Economic Review*, Vol. 33, pp.537-546.



- Blackburn, M. & D. Neumark (1995). "Are OLS Estimates of the Return to Schooling Biased Downward? Another Look", *The Review of Economics and Statistics*, Vol.77, No. 2, pp. 217-230.
- Blundell, R. & Bond, S. (1998). "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models", *Journal of Econometrics*, Vol. 87, No. 1, pp.115-143.
- Bowman, M. (1966). "The Human Investment Revolution in Economic Thought", *Sociology of Education*, Vol. 39, No.2, pp.117-137.
- Card, D. (2001). "Estimating The Return To Schooling: Progress On Some Persistent Econometric Problems", *Econometrica*, Vol. 69, No. 5, pp.1127-1160.
- Card, D. & A Krueger (1992). "Does school quality matter? Returns to education and the characteristics of public schools in the United States", *Journal of Political Economy*, Vol. 100, pp.1-40.
- Contreras, D., Bravo, D. & P. Medrano (1999). "Measurement error, unobservables and skill bias in estimating the return to education in Chile", *Documentos de Trabajo, Departamento de Economía, Universidad de Chile*.
- Contreras D., Melo E. & S. Ojeda (2005): "¿Estimando el retorno a la educación o a los no observables? Evidencia de datos de panel", *Estudios de Economía*, Vol. 32, pp.187-199.
- Glewwe, P. (2002). "Schools and skills in developing countries: Education policies and socioeconomic outcomes", *Journal of Economic Literature*, Vol. 40, pp.436-482.
- Griliches, Z. (1977). "Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems", *Econometrica*, Vol. 45, No.1, pp. 1-22.
- Hausman, J. (1978). "Specification test in econometrics", *Econometrica*, Vol. 46, No. 6, pp. 1251-1271.
- Heckman, J. (1979). "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, Vol. 47, No. 1, pp. 153-161.
- Heckman J., Lochner L. & P. Todd (2006). "Earning Functions, Rates of Return and Treatment Effects: The Mincer equation and beyond", *Handbook of the Economics of Education*, Vol. 1, pp. 307-458.
- Hsiao, C. (2003). "Analysis of Panel Data", Cambridge University Press, Cambridge.
- Klevmarcken, N. (1989). "Panel studies: What can we learn from them? Introduction", *European Economic Review* Vol. 33, pp.523-529.
- MIDEPLAN (2000): "Relación entre salarios y tipo de educación. Evidencia para hombres en Chile: 1990-1998", Santiago de Chile, Ministerio de Planificación y Cooperación, Unidad de Estudios Prospectivos.
- MIDEPLAN (2008). "¿Dime con quién creciste y te diré cuánto ganas?: Efectos de las características familiares sobre el salario". Documento N°1, Departamento de Estudios División Social, MIDEPLAN.

- Mincer, J. (1974). "Schooling, Experience and Earnings", National Bureau of Economic Research, New York.
- Mincer, J. & Polachek, S. (1974). "Family investment in human capital: Earnings of women". Journal of Political Economy, Vol. 82, pp.76-108.
- Mizala, A. & P. Romaguera (2004). "Remuneraciones y tasas de retorno de los profesionales chilenos". En Brunner, J.J. y P. Meller (eds.) Oferta y Demanda de Profesionales y Técnicos en Chile. Santiago de Chile: RIL Editores.
- PNUD Chile (2009). "Análisis Encuesta Panel Casen", Programa Equidad Naciones Unidas para el Desarrollo.
- Pscharopoulos, G. (1994). "Returns to Investment in Education: A Global Update", World Development, Vol. 22, pp.1325-1343.
- Riddler, G. (1992). "An empirical evaluation of some models for non-random attrition in panel data", Structural Change and Economic Dynamics Vol.3, pp.337-355.
- Sapelli, C. (2003). "Ecuaciones de Mincer y las Tasas de Retorno a la educación en Chile: 1990-1998", Documento de Trabajo 254, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Sapelli, C. (2009). "Los Retornos a la Educación en Chile: Estimaciones por Corte Transversal y por Cohortes", Documento de trabajo 349, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Trostel, P., Walker, I. & P. Woolley (2002). "Estimates of the economic return to schooling for 28 countries", Labour Economics, Elsevier, Vol. 9, pp.1-16.
- Wooldridge, J. (2002). "Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data". Cambridge, MA: MIT Press.