



Universidad de Chile
Facultad de Economía y Negocios
Departamento de Economía

MECANISMOS DE TRANSMISIÓN DE LA
MOVILIDAD INTERGENERACIONAL: CHILE
COHORTES 1962-1984

TESIS PARA OPTAR AL GRADO
DE MAGÍSTER EN ECONOMÍA

ALUMNO: JOSÉ SANHUEZA

PROFESOR GUÍA: JAVIER NÚÑEZ

SANTIAGO, NOVIEMBRE DE 2011

Agradezco el apoyo de mi familia, en particular a mis padres por la dedicación y esfuerzo realizado en sus labores diarias para facilitar mi paso por la universidad

Agradezco el apoyo del profesor Javier Núñez, así como también el apoyo y financiamiento brindado por el Proyecto Anillos SOC 12, Conicyt, Chile.

Mecanismos de transmisión de la movilidad intergeneracional: Chile Cohortes 1962-1984

Resumen

En Chile, la transmisión de la posición social de una generación a otra es relativamente elevada y su evolución a lo largo del tiempo no ha sufrido grandes cambios. Lo anterior implica que la mayor cobertura en todos los niveles educacionales experimentada desde 1990 a 2009 no se ha visto reflejada en mayor movilidad de ingresos. Con el fin de caracterizar dicha movilidad y su relación con la escolaridad, se lleva a cabo una descomposición de la correlación y elasticidad intergeneracional de ingresos siguiendo la metodología desarrollada en Hertz et al. (2007), y Bowles y Gintis (2001). A partir de esta se identifican dos mecanismos de transmisión, uno relacionado con la acumulación de años de escolaridad por parte del hijo (Efecto indirecto) y otro relacionado con la dependencia existente entre los ingresos del padre y del hijo (Efecto directo).

Las estimaciones se realizan utilizando datos de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica (CASEN) de los años 1990 al 2009 para padres e hijos co-residentes. Adicionalmente, la descomposición se efectúa mediante la estimación del ingreso del padre de acuerdo a los antecedentes reportados por los hijos a partir de la encuesta CASEN 2009.

Los resultados encontrados indican que la mayor parte de la correlación y/o elasticidad intergeneracional de ingresos se puede atribuir al efecto directo, fluctuando entre un 69% y 82% del efecto total dependiendo del método utilizado.

1. Introducción

Existe una amplia gama de estudios dedicados a comprender diversos aspectos de la movilidad intergeneracional de ingresos. Sin embargo, estos esfuerzos se han enfocado principalmente en la situación de países desarrollados, mientras que para países en desarrollo, si bien se han realizado estudios sobre movilidad de ingresos, no se han abordado los mecanismos de transmisión subyacentes. En respuesta a lo anterior, en este documento se estudia el rol que juegan algunos mecanismos en la transmisión de la posición social en Chile, país que exhibe elevados niveles de desigualdad, así como también baja movilidad.

Aunque existen variados medios por los cuales la posición social del padre puede ser transmitida a su hijo, en el presente trabajo se consideran sólo dos¹. El primero hace referencia a todos los componentes ajenos a la acumulación de años de escolaridad que pueden influenciar el ingreso del hijo a través del ingreso del padre (Efecto directo), como puede ser discriminación por origen socioeconómico, redes sociales, habilidades no cognitivas, entre otros². Y el segundo, denominado “Efecto indirecto” captura la relación entre los ingresos del padre e hijo, pero a través de los años de escolaridad³, los que en última instancia constituyen un determinante relevante de los ingresos. Para identificar la influencia de estos mecanismos se emplea la correlación y elasticidad intergeneracional, dos medidas de movilidad ampliamente utilizadas en la literatura. Y para determinar la importancia de cada efecto, se siguen las metodologías desarrolladas en Bowles y Gintis (2001) para la correlación, y Hertz et al. (2007) para la elasticidad.

Con respecto a los datos usados para llevar a cabo las estimaciones, se utilizan muestras repetidas de corte transversal empleando las encuestas de caracterización socioeconómica (CASEN), disponibles desde 1990 hasta 2009, con el fin de utilizar la información de padres e hijos co-residentes. Además de esto, para hacer más robustos los resultados, se sigue la metodología desarrollada por Björklund y Jäntti (1997), la cual utiliza los ingresos predichos de los padres en base a la información reportada por los hijos, para lo cual se usa la encuesta CASEN 2009 en la que existe información sobre escolaridad y ocupación de los padres.

¹Una revisión completa de los factores que influyen la movilidad es presentada en D’Áddio (2007).

²Núñez y Gutiérrez (2004) encuentran que para profesionales chilenos del área de economía y negocios puede existir una brecha salarial de hasta 50 % atribuible al origen socioeconómico, teniendo mayor influencia incluso que el rendimiento académico. Esto a su vez puede estar relacionado con la existencia de redes ó habilidades no cognitivas. Con respecto a estas últimas, Bowles y Gintis (1976) destacan que tanto las habilidades cognitivas, reflejadas en la escolaridad, como las no cognitivas, tales como autocontrol, autoestima, persistencia y motivación, son relevantes en la generación de ingresos y también en los resultados educacionales. En esta misma línea, Heckman et al. (2006) encuentran evidencia que sitúa a las habilidades no cognitivas como un determinante significativo de los ingresos. Para Chile por su parte, Bravo et al. (2007) obtienen resultados en la misma dirección al utilizar una muestra de profesionales compuesta por abogados, médicos y personas del área de negocios.

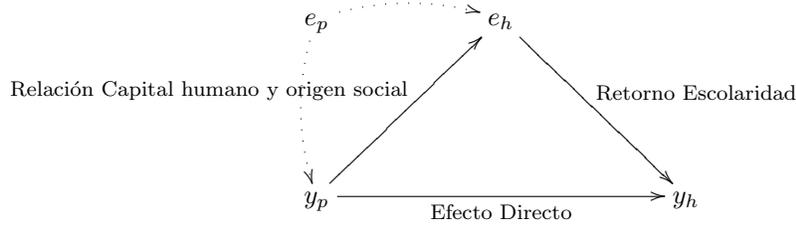
³Esto se puede ver reflejado en la inversión que realizan los padres en la educación de sus hijos, así como también en la escolaridad de los padres, la cual actúa como capital cultural dentro del hogar y por lo tanto influye en los años de escolaridad alcanzados por los hijos, y además está correlacionada con sus propios ingresos.

En lo que sigue, en la sección 2 se describe la metodología empleada para la estimación del efecto directo e indirecto, en la sección 3 se describen los datos utilizados y la estrategia de estimación, en la sección 4 se presentan los resultados, y en la sección 5 se desarrollan las conclusiones.

2. Metodología

El objetivo de este documento es descomponer la movilidad intergeneracional en algunos mecanismos de transmisión específicos, los que están relacionados con el propio ingreso del padre, así como también con la educación del hijo. La interacción entre dichas variables, y la identificación del efecto directo e indirecto se puede ver en la siguiente figura.

Figura 1: Mecanismos de transmisión de la posición social del padre al hijo



Nota: y_i y e_i corresponden al ingreso y educación, con $i = p, h$ para padre e hijo respectivamente

Esto es, el ingreso del padre influye directamente en el ingreso que tendrá el hijo, lo que se puede reflejar en, por ejemplo, discriminación en el mercado laboral por origen socioeconómico (Ver Núñez y Gutiérrez (2004)) y el desarrollo de habilidades no cognitivas (Ver Heckman et al. (2006) para EEUU y Bravo et al. (2007) para Chile), pero también tiene una relación indirecta a través de los años de escolaridad del hijo, ya que esta variable depende del nivel de ingresos que posea el padre, y a su vez es un determinante de largo plazo de los ingresos. Por otra parte, la escolaridad del padre influye en sus propios ingresos, así como también en la escolaridad del hijo, ya que puede actuar como capital cultural, por lo que igualmente posee influencia en el efecto indirecto.

2.1. Descomposición de la elasticidad intergeneracional

Considerando la relación presentada en la figura 1, el ingreso del hijo puede ser expresado de la siguiente manera:

$$y_{c,i}^h = \delta_0 + \delta_1 e_{c,i}^h + \delta_2 e_{c,i}^p + \delta_3 y_{c,i}^p + \nu_{c,i}^h \quad (1)$$

Donde $y_{c,i}^j$ corresponde a la desviación del ingreso en logaritmo del padre ó hijo con respecto a la media del logaritmo de los ingresos de todos los integrantes de su generación; $e_{c,i}^j$ a la escolaridad, también en logaritmo y desviación con respecto a la media de cada generación⁴; y $\nu_{c,i}^h$ es un término de error.

⁴Esto es, si $Z_{c,i}^j$ representa la escolaridad ó ingreso del individuo i , tendremos lo siguiente: $z_{c,i}^j = \ln(Z_{c,i}^j) - \overline{\ln(Z_{c,i}^j)}$, donde j indica si corresponde al padre ó hijo, y c indica el cohorte al que pertenece el hijo.

Por otro lado, debemos considerar que el ingreso del padre estará determinado principalmente por su escolaridad, y que esta última afecta los años de educación del hijo, por lo que tendremos las siguientes ecuaciones:

$$y_{c,i}^h = \alpha_0 + \alpha_1 y_{c,i}^p + \varepsilon_{c,i}^h \quad (2)$$

$$e_{c,i}^h = \beta_0 + \beta_1 e_{c,i}^p + \epsilon_{c,i}^h \quad (3)$$

$$y_{c,i}^p = \gamma_0 + \gamma_1 e_{c,i}^p + v_{c,i}^p \quad (4)$$

Donde (2) y (3) son las ecuaciones estándar de movilidad intergeneracional de ingresos y escolaridad respectivamente⁵, y (4) corresponde a una versión simplificada de la ecuación de mincer para los ingresos del padre⁶.

De esta forma, considerando que la elasticidad en (2) se puede expresar como $\alpha_1 = \frac{Cov(y_{c,i}^p, y_{c,i}^h)}{Var(y_{c,i}^p)}$, sumado a (3) y (4), se puede descomponer α_1 como sigue:

$$\alpha_1 = \delta_3 + \frac{\delta_1 \beta_1 + \delta_2}{\gamma_1} \left(1 - \frac{Var(v_{c,i}^p)}{Var(y_{c,i}^p)} \right) + \delta_1 \phi \left(\frac{Var(v_{c,i}^p)}{Var(y_{c,i}^p)} \right)$$

En la ecuación anterior, el parámetro δ_3 representa el efecto directo, y proviene de la ecuación (1). El resto de los términos corresponden al efecto indirecto, y están relacionados con la escolaridad del hijo⁷. El primer término del efecto indirecto está relacionado con los factores observados de la ecuación de ingresos de los padres, en particular su escolaridad, mientras que el segundo se relaciona con factores no observados.

⁵La razón de por qué no se incluyen más variables de control en (2) y (3) es que se desea identificar una medida que refleje la movilidad en su totalidad, independiente de los mecanismos subyacentes que la afectan, por lo que la obtención de un parámetro sesgado no es un inconveniente.

⁶En la especificación de la ecuación de mincer, sólo se incluye educación debido a que se desea identificar el efecto global de esta como mecanismo de transmisión de los ingresos, razón por la que, al igual que en el caso de las ecuaciones de movilidad estándar, no se incluyen más controles y no existe inconveniente en trabajar con un parámetro sesgado. Sin embargo, una especificación más correcta para (4) sería incluir los años de educación al cuadrado, ya que los retornos de la educación en Chile son mayores en la educación superior que en el resto de los niveles, por lo que una expresión convexa se adaptaría mejor a los datos que una lineal. Pero por simplicidad, para mantener la comparabilidad de la metodología, se optó por utilizar una expresión lineal para la ecuación de mincer, así como también en la ecuación (1).

⁷En particular, $\phi = Cov(e_{c,i}^h, v_{c,i}^p)/Var(v_{c,i}^p)$ representa la relación entre "habilidades generadoras de ingreso" no observables del padre y la educación de sus hijos, lo que se puede deber a razones biológicas ó sociales.

2.2. Descomposición de la correlación intergeneracional

Para realizar esta descomposición, se utiliza una especificación similar a (1), pero en este caso se emplean variables estandarizadas, las que se denotarán con un supra-índice s .

$$y_{c,i}^{h,s} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{c,i}^{p,s} + \alpha_2 e_{c,i}^{h,s} + \alpha_3 e_{c,i}^{p,s} + \varepsilon_{c,i}^h \quad (5)$$

Considerando el hecho que las variables están estandarizadas, y por lo tanto poseen media igual a cero y desviación estándar igual a uno, la covarianza entre $z_{c,i}^{h,s}$ y $z_{c,i}^{p,s}$ se puede expresar como $E(z_{c,i}^{h,s} z_{c,i}^{p,s}) = Cov(z_{c,i}^{h,s}, z_{c,i}^{p,s})$, y la correlación como $\rho_{z_{c,i}^{h,s}, z_{c,i}^{p,s}} = Cov(z_{c,i}^{h,s}, z_{c,i}^{p,s})$ para $z = e, y$. Por lo tanto, si multiplicamos por $y_{c,i}^{p,s}$ la ecuación (5) y aplicamos esperanza, tendremos

$$E(y_{c,i}^{h,s} y_{c,i}^{p,s}) = \alpha_0 E(y_{c,i}^{p,s}) + \alpha_1 E((y_{c,i}^{p,s})^2) + \alpha_2 E(e_{c,i}^{h,s} y_{c,i}^{p,s}) + \alpha_3 E(e_{c,i}^{p,s} y_{c,i}^{p,s}) + E(\varepsilon_{c,i}^h y_{c,i}^{p,s})$$

$$\rho_{y_{c,i}^{h,s}, y_{c,i}^{p,s}} = \alpha_1 + \alpha_2 \rho_{e_{c,i}^{h,s}, y_{c,i}^{p,s}} + \alpha_3 \rho_{e_{c,i}^{p,s}, y_{c,i}^{p,s}} \quad (6)$$

Como se trata de variables estandarizadas, $E(\varepsilon_{c,i}^h y_{c,i}^{p,s}) = E(y_{c,i}^{p,s}) = 0$, y de esta forma llegamos a (6), con α_1 equivalente al efecto directo, y $\alpha_1 \rho_{e_{c,i}^{h,s}, y_{c,i}^{p,s}} + \alpha_2 \rho_{e_{c,i}^{p,s}, y_{c,i}^{p,s}}$ al efecto indirecto. Donde el primer componente refleja la relación entre el ingreso del padre y del hijo a través de la escolaridad de este último, y el segundo término corresponde a la relación que existe entre los ingresos de ambos, pero mediante la escolaridad del padre que actúa como capital cultural dentro del hogar.

3. Datos y Estrategia de Estimación

En ausencia de una base de datos de panel con extensión suficiente para tener información sobre ingresos de padres e hijos⁸, se utiliza la encuesta de caracterización socioeconómica (CASEN) desarrollada por el Ministerio de Planificación. Esta encuesta es representativa a nivel nacional y regional, y se encuentra disponible desde 1990 a 2009⁹. En 1990 cuenta con 25.793 hogares y en el año 2009 cubre 71.460. En todas sus versiones contiene amplia información socioeconómica de todos los miembros del hogar tales como, escolaridad¹⁰, ingresos, estado civil, edad, género, región, zona urbana y rural, ocupación, entre otras.

Con el fin de generar evidencia comparable, se emplea TSIV¹¹ para realizar la descomposición, pero también se construye una muestra de padres e hijos co-residentes a partir de todas las encuestas disponibles, obteniendo información para hijos nacidos desde 1962 hasta 1984. De esta forma, se obtienen resultados más robustos, además de permitir analizar la tendencia de la elasticidad intergeneracional, así como también del efecto directo.

3.1. Estimación mediante TSIV

En este caso, en una primera etapa se estiman los retornos de la escolaridad con una “muestra de pseudo-padres”, considerando la estructura de los ingresos cuando los hijos se encontraban en edad temprana. En una segunda etapa, se utiliza una “muestra de hijos” con información sobre la educación y ocupación de sus padres. De esta manera, se usan los parámetros estimados en la primera etapa para obtener los ingresos predichos de los padres. Dada la disponibilidad de datos, se utiliza la encuesta CASEN 1990 como muestra de “pseudo-padres” y la encuesta del año 2009 como muestra de hijos.

El rango etario que se utilizó para los hijos corresponde a 25-52. La cota inferior fue escogida considerando que la mayor parte de la gente a esta edad ha finalizado su educación, por lo que una gran proporción de ellos se encuentra en el mercado laboral. Mientras que la cota superior fue fijada en 52 años debido a que los individuos en la muestra de hijos sólo son considerados si sus padres

⁸El ideal es contar con dicha información, ya que de esta forma se podría aproximar el “ingreso de largo plazo” de padres e hijos al promediar las observaciones de cada período, disminuyendo así el sesgo por ciclo de vida, el cuál tiende a sobre-estimar la movilidad intergeneracional (ver Solon (1992)).

⁹Aunque la primera encuesta fue realizada el año 1987.

¹⁰Esta variable admite valores iguales a cero, por lo que se produce un problema al aplicar logaritmo debido a que se indefine. Una solución a este problema es sumar una constante “ c ” a la serie en cuestión, tal que el argumento de $\ln(x + c)$ tenga valores positivos. En nuestro caso sumamos una constante igual 0.5 en vez de 1 (como sugieren algunos autores), con el fin de evitar distorsionar la cardinalidad de la serie, y no dar el mismo peso a quienes poseen 0 años de educación que a quienes poseen uno. Por otro lado, autores como O’hara y Kotze (2010) indican que el sesgo de usar la transformación $\ln(x + c)$ es menor para $c > 0$ mientras más lejos se encuentre de cero, cuando la dispersión de x es baja y el promedio de x es relativamente alto ó cuando la proporción de ceros en la muestra es baja (como en el caso de los datos sobre educación de Chile. Para co-residentes, por ejemplo, la proporción de ceros alcanza 10% y 7% para la educación de los padres e hijos respectivamente).

¹¹Por sus siglas en inglés, “Two Samples Instrumental Variables”.

tienen entre 18 y 64 años de edad, con el fin de evitar problemas después de la edad de jubilación correspondiente a 65 años. Así, el individuo con mayor edad en esta muestra alcanza los 52 años de edad.

De esta forma, a partir de la encuesta CASEN 1990 tenemos¹²:

$$y_{1990,i}^p = \alpha_0 + \alpha_1 edad_{1990,i}^p + \alpha_2 (edad_{1990,i}^p)^2 + \alpha_3 e_{1990,i}^p + \alpha_4 (e_{1990,i}^p)^2 + \sum_{k=1}^4 \alpha_{4+k} ocup_{k,1990,i}^p + \varepsilon_{1990,i}^p$$

Donde $y_{1990,i}^p$ corresponde al ingreso en logaritmos del individuo i en la encuesta del año 1990; $e_{1990,i}^p$ a la escolaridad, en años de educación; y $ocup_{k,1990,i}^p$ corresponde a una variable dummy que representa cada categoría ocupacional disponible en la encuesta¹³.

Luego, una aproximación para los “ingresos de largo plazo” de los padres en 2009 se puede obtener a partir de los coeficientes estimados en la ecuación anterior y la información sobre educación y ocupación reportadas por los hijos en la encuesta CASEN 2009, pero sin considerar α_1 ni α_2 , que capturan el efecto de la edad en los ingresos¹⁴. Así, su expresión sería la siguiente:

$$\tilde{y}_{2009,i}^p = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_3 e_{2009,i}^p + \hat{\alpha}_4 (e_{1990,i}^p)^2 + \sum_{k=1}^4 \hat{\alpha}_{4+k} ocup_{k,2009,i}^p$$

Con respecto a los hijos, tenemos lo siguiente:

$$y_{2009,i}^h = \alpha_0 + \alpha_1 edad_{2009,i}^h + \alpha_2 (edad_{2009,i}^h)^2 + \alpha_3 e_{2009,i}^h + \alpha_4 (e_{2009,i}^h)^2 + \sum_{k=1}^4 \alpha_{4+k} ocup_{k,2009,i}^h + \varepsilon_{2009,i}^h$$

Por lo que una aproximación para los ingresos de largo plazo de los hijos en 2009 corresponde a:

$$\tilde{y}_{2009,i}^h = y_{2009,i}^h - \hat{\alpha}_1 edad_{2009,i}^h - \hat{\alpha}_2 (edad_{2009,i}^h)^2$$

Esta metodología de estimación, mediante TSIV, posee un sesgo ampliamente documentado¹⁵, tendiendo a sobreestimar la elasticidad debido a la utilización de la predicción del ingreso del padre, y a subestimar la elasticidad debido al efecto del ciclo de vida en los ingresos al poseer información de un sólo período¹⁶. Pero cabe mencionar que la evidencia comparable sufre del mismo sesgo, por lo que no existe mayor problema al comparar resultados.

¹²Sólo se consideró a la población entre 18 y 64 años, así como también a quienes reportan haber trabajado 30 horas ó más con el fin de no incluir a quienes sólo trabajan tiempo parcial, y que podrían sesgar a la baja las estimaciones de los ingresos.

¹³Las categorías ocupacionales corresponden a: empleador, cuenta propia, empleado u obrero, FFAA y de orden, y servicio doméstico.

Las variables dummy corresponden a las 4 últimas, dejando como escenario base a los empleadores.

¹⁴De esta manera el sesgo por ciclo de vida en los ingresos predichos disminuye.

¹⁵Ver por ejemplo Solon (1992), Solon (2002), Piraino (2007), Núñez y Miranda (2010), entre otros.

¹⁶Como se menciona en párrafos precedentes, este sesgo de ciclo de vida disminuye al utilizar $\tilde{y}_{2009,i}^h$ y $\tilde{y}_{2009,i}^p$.

3.2. Estimación mediante Co-residentes

Una forma de utilizar los ingresos observados de padres e hijos, en ausencia de un “panel largo”, es usar una muestra de co-residentes. Para ello, se emplean muestras repetidas de corte transversal basadas en las nueve encuestas CASEN disponibles, para luego agrupar a los individuos por cohorte.

El rango de edad en este caso corresponde a hijos entre 25 y 28 años que viven con sus padres. La cota inferior es escogida por las mismas razones esgrimidas en la subsección 3.1. Mientras que la cota superior se escogió en 28 años dada la representatividad con respecto a la muestra completa que los individuos co-residentes poseen a partir de ese punto, la cual baja a menos de 40%. De esta manera, se evita incluir personas que poseen patrones de conducta poco usuales. Así, considerando este rango de edad y las encuestas disponibles, se posee información para 23 cohortes desde 1962 a 1984.

Un problema evidente con este procedimiento es la posible existencia de sesgo de selección, ya que sólo se considera a los hijos que viven con sus padres, dejando fuera a quienes no lo hacen. Por esta razón se utiliza el procedimiento desarrollado en Heckamn (1974) para llevar a cabo la estimación por máxima verosimilitud¹⁷.

De este modo, si consideramos la variable latente v_h^* como el beneficio que el individuo obtiene al vivir con sus padres, observaremos la muestra sólo cuando $v_h^* > 0$, por lo que tenemos lo siguiente:

$$v_h^* = Z_h\beta + \epsilon_h$$

$$v_h = \begin{cases} 1 & \text{si } v_h^* > 0 \\ 0 & \text{si } v_h^* \leq 0 \end{cases}$$

Donde Z_h corresponde a una matriz de características del hijo y del hogar que influyen en la decisión de vivir o no con el padre, dentro de la cual se incluyen las siguientes variables: estado civil, ocupación, zona urbana ó rural, si vive o no en la región metropolitana, edad y escolaridad.

Por otra parte, otro sesgo podría generarse cuando se usan muestras repetidas de corte transversal, ya que algunos individuos pertenecientes al mismo cohorte son entrevistados en diferentes años, por lo que sus ingresos pueden diferir debido a diferencias en el contexto económico. Pero además, nos encontramos con sesgo por ciclo de vida entre individuos de la misma generación que no fueron entrevistados a la misma edad.

Para disminuir los sesgos mencionados en el párrafo precedente, en las ecuaciones de ingreso de los padres e hijos se incluyen controles por edad, al igual que en TSIV, pero además se controla por el año

¹⁷Dado lo restrictivo que puede ser el supuesto de normalidad para la ecuación de selección, lo ideal sería utilizar métodos no paramétricos como los desarrollados en Lee (1994) y Robinson (1988), lo cual se implementará en una futura versión de esta investigación.

de la encuesta.

De esta forma, tenemos lo siguiente:

$$y_{c,i}^j = \alpha_0 + \alpha_1 edad_{c,i}^j + \alpha_2 (edad_{c,i}^j)^2 + \alpha_3 t + \alpha_4 e_{c,i}^j + \alpha_5 (e_{c,i}^j)^2 + \varepsilon_{c,i}^j \quad (7)$$

Donde $j = padre, hijo$ y t representa el año de la encuesta

Así, la aproximación del ingreso de largo plazo ($\tilde{y}_{c,i}^j$) estará determinada por

$$\tilde{y}_{c,i}^j = y_{c,i}^j - \hat{\alpha}_1 edad_{c,i}^j - \hat{\alpha}_2 (edad_{c,i}^j)^2 - \hat{\alpha}_3 t \quad (8)$$

4. Resultados

El cuadro 1 muestra los resultados de la descomposición para la elasticidad y correlación intergeneracional. Con ambas medidas de movilidad encontramos que el efecto indirecto, o influencia del ingreso del padre en el ingreso del hijo a través de los años de educación de este último, representa alrededor de un cuarto del total, con participaciones entre 18 % y 23 % para la muestra de co-residentes, y alrededor de 27 % y 33 % con TSIV, dependiendo del rango etario considerado. Si tomamos en cuenta el mismo rango de edad que para co-residentes (25-28), entonces el efecto indirecto constituye entre un 27 % y 30 %, mientras que para individuos entre 29 y 52 años alcanza una participación de 29 % y 33 %. Y si consideramos la muestra completa (25-52), esta participación asciende a 31 %.

Por otra parte, si se analiza la tendencia mostrada por cada efecto para las diferentes medidas de movilidad (figura 2 y 3), se observa un leve cambio en la elasticidad y efecto directo a lo largo del tiempo considerando cohortes desde 1962 a 1984¹⁸. Dicho cambio es significativo y se produce, tanto para el efecto directo como para la elasticidad en el cohorte de 1978. Cabe destacar que la magnitud de ambos cambios en tendencia son muy similares, por lo que la baja en la elasticidad se puede explicar casi completamente por una disminución del efecto directo. Sin embargo, esto no implica que la movilidad seguirá dicha tendencia a la baja, ya que estos resultados no son obtenidos para hacer proyecciones sobre valores futuros de las variables respectivas, sino que para identificar el punto de cambio en tendencia dentro de la muestra. Por otro lado, hay que considerar que este descenso se produce luego que la elasticidad y efecto directo venían al alza, llegando al final del período considerado a niveles similares a los iniciales. Por su parte, el efecto indirecto se ha mantenido relativamente estable, por lo que el aumento en la cobertura de la educación terciaria (ver cuadro 3 del anexo) no se ha visto reflejado en una disminución de dicho efecto. Una posible explicación para el hecho precedente es que, a pesar de haber disminuido la relación entre los ingresos del padre y los años de escolaridad alcanzados por los hijos, la calidad de la educación recibida por parte de individuos de diferentes

¹⁸Para determinar endógenamente la existencia de un cambio en tendencia en la elasticidad intergeneracional del ingreso y en el efecto directo, se emplea la metodología desarrollada en Hansen (2000), para lo cual se utiliza como base la especificación (2) para testear quiebre estructural en tendencia de la elasticidad, y (1) para testear algún cambio estructural sobre el efecto directo. Así, las ecuaciones utilizadas son las siguientes:

$$\text{Donde} \quad y_{c,i}^h = \alpha_0 + \alpha_1 y_{c,i}^p + \alpha_{q,j} y_{c,i}^p t + \varepsilon_{c,i}^h \quad y_{c,i}^h = \delta_0 + \delta_1 e_{c,i}^h + \delta_2 e_{c,i}^p + \delta_3 y_{c,i}^p + \delta_{q,j} y_{c,i}^p t + \nu_{c,i}^h$$

$$\alpha_{q,j} = \begin{cases} \alpha_q, & j < t_{0,\alpha} \\ \alpha_q + \theta_\alpha, & j \geq t_{0,\alpha} \end{cases} \quad \delta_{q,j} = \begin{cases} \delta_q, & j < t_{0,\delta} \\ \delta_q + \theta_\delta, & j \geq t_{0,\delta} \end{cases}$$

Los parámetros $t_{0,\alpha} \in [t_{1,\alpha}, t_{2,\alpha}]$ y $t_{0,\delta} \in [t_{1,\delta}, t_{2,\delta}]$ indican el período del quiebre estructural (en particular $t_{0,\alpha}, t_{0,\delta} \in [1966, 1980]$), mientras que θ_α y θ_δ corresponden a la magnitud del quiebre. En consecuencia, la hipótesis nula de inexistencia de quiebre estructural sería $H_0 : \theta_k = 0$ contra la alternativa $H_1 : \theta_k \neq 0$, con $k = \alpha, \delta$. Para determinar la significancia, dada la reducida cantidad de períodos disponible en la muestra, se utiliza el método de bootstrap descrito en el mismo trabajo de Hansen (2000).

estratos socioeconómicos es desigual, razón por la que los retornos a la educación siguen dependiendo del estrato socioeconómico de origen, generando esto una variación reducida en el efecto indirecto a lo largo del tiempo. En consecuencia, el aumento en la escolaridad no implicaría necesariamente una mejora en la posición relativa de los ingresos por parte de los hijos con respecto a sus padres.

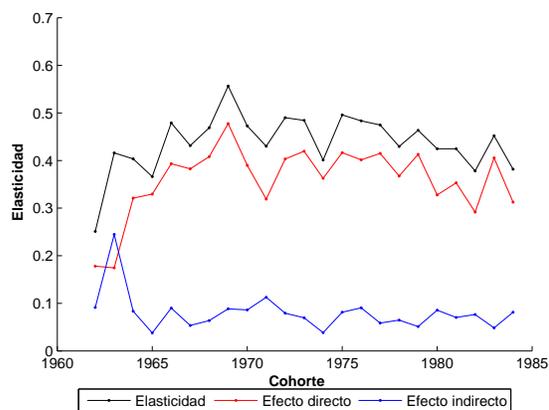


Figura 2: Descomposición elasticidad intergeneracional

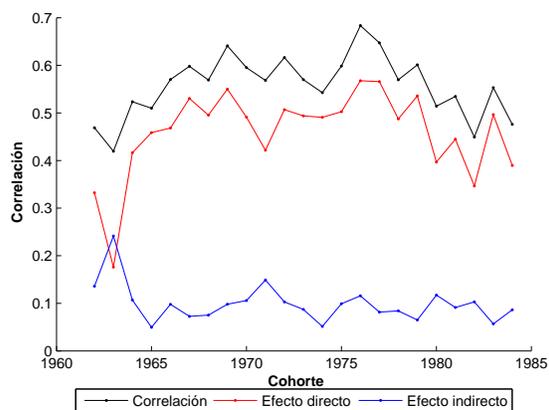


Figura 3: Descomposición correlación intergeneracional

Cuadro 1: Descomposición Elasticidad y Correlación intergeneracional

Descomposición	Elasticidad	Correlación
	TSIV (Rango etario 25-52)	
Elasticidad/Correlación	0,60	0,42
Efecto Directo	0,42 (69 %)	0,29 (69 %)
Efecto Indirecto	0,18 (31 %)	0,13 (31 %)
	TSIV (Rango etario 25-28)	
Elasticidad/Correlación	0,58	0,40
Efecto Directo	0,41 (70 %)	0,28 (70 %)
Efecto Indirecto	0,17 (30 %)	0,12 (30 %)
	TSIV (Rango etario 29-52)	
Elasticidad/Correlación	0,63	0,44
Efecto Directo	0,45 (71 %)	0,31 (71 %)
Efecto Indirecto	0,18 (29 %)	0,13 (29 %)
	Co-residentes (Rango etario 25-28)	
Elasticidad/Correlación	0,44	0,56
Efecto Directo	0,36 (82 %)	0,46 (82 %)
Efecto Indirecto	0,08 (18 %)	0,10 (18 %)

El cuadro 2 provee evidencia internacional sobre la magnitud de los efectos directo e indirecto identificados en la sección 2. Esta nos indica que, para la muestra de países seleccionados, el efecto directo se encuentra en un rango de 0,34 y 0,169, mientras que el efecto indirecto fluctúa entre 0,035 y 0,19¹⁹. Como se puede observar, países como Finlandia y Francia poseen niveles de movilidad elevados²⁰ (Correlación de 0,203 y elasticidad igual a 0,4 respectivamente), así como también un bajo efecto indirecto (0,035 y 0,07). Mientras que Estados Unidos e Italia presentan una elasticidad elevada relativo a los países anteriormente mencionados (0,53 y 0,55 respectivamente), pero un efecto indirecto mayor (0,19 y 0,16). Estos resultados se pueden explicar, en parte, por las características del sistema educacional de cada país. A diferencia de EE.UU. e Italia, en Francia y Finlandia los años de educación alcanzados por un individuo dependen en menor medida del nivel socioeconómico, por lo que si no existiera transmisión de la posición social a través de la escolaridad, la movilidad sería similar a la actual. De esta forma, si la elasticidad (o correlación) estuviese constituida sólo por el efecto directo, para Finlandia y Francia sería de 0,169 y 0,33 respectivamente. En esta misma línea, si en EE.UU. no existiera transmisión de la posición social mediante la escolaridad, la elasticidad sería igual a 0,34, similar a la de Francia. Esto nos indica que la diferencia en la movilidad de ambos países se debe mayoritariamente a factores relacionados con los años de educación. Para Chile sin embargo, si la escolaridad no estuviese relacionada con el origen socioeconómico, la elasticidad sería equivalente a 0,42 para un rango etario entre 25 y 52 años de acuerdo a las estimaciones obtenidas con TSIV, por lo que continuaríamos situados como uno de los países con menor movilidad intergeneracional²¹.

¹⁹Se debe recordar que si la elasticidad ó correlación son iguales a cero, existiría movilidad perfecta, y si son equivalentes a uno, existiría “determinismo social” perfecto.

²⁰Para tener un panorama más general sobre la evidencia internacional de la elasticidad intergeneracional, se puede consultar la tabla 2 de Núñez y Miranda (2010), donde se presentan resultados, con sus respectivas fuentes, para Alemania, Australia, Brasil, Canadá, Chile, EE.UU., Malasia, Finlandia, Francia, Italia, Nepal, Pakistán, Reino Unido y Suecia.

²¹Es necesario destacar que si se considera una especificación más completa para las ecuaciones que involucran escolaridad (como permitir convexidad en los años de educación), existe la posibilidad que el efecto indirecto aumente.

Cuadro 2: Evidencia Internacional: Efecto directo e indirecto para elasticidad y correlación intergeneracional

Estudio	País	Método	Variable	Rango etario	Medida	Elasticidad/Correlación	
						Total	Efecto indirecto
Hertz et al. (2007)	EE.UU.	Datos de Panel	Ingresos	n.d.	Elasticidad	0,53	0,34 (64%)
Piraino (2007)	Italia	TSIV	Ingresos	30-45	Correlación	0,55	0,39 (71%)
			Salarios			0,44	0,28 (65%)
Österbacka (2001)	Finlandia	Datos de Panel	Ingresos	n.d.	Correlación	0,203	0,169 (83%)
Lefranc and Trannoy (2005)	Francia	TSIV	Ingresos	n.d.	Elasticidad	0,40	0,33 (82%)

Nota: Participación de cada efecto en paréntesis

5. Conclusión

En este documento se han estudiado los mecanismos de transmisión de la condición social de padres a hijos en Chile. Para ello, se utiliza la metodología implementada en Hertz et al. (2007), y Bowles y Gintis (2001) que permite separar aquellos componentes transmitidos mediante la acumulación de escolaridad por parte del hijo (Efecto indirecto), de aquellos que se transmiten por medio del ingreso del padre (Efecto directo). Empleando dicha descomposición, se encuentra que Chile presenta una alta participación del efecto directo en la elasticidad y correlación intergeneracional, con valores que fluctúan entre 0,36 (para co-residentes) y 0,45 (para TSIV en el rango etario 29-52). Estos resultados sitúan a Chile como un país con baja movilidad incluso si no hubiese transmisión de la posición social mediante la escolaridad del hijo, existiendo por lo tanto una mayor relevancia de los factores sociales y culturales, plasmados en el efecto directo, en comparación con países desarrollados.

Con respecto a la trayectoria, se encuentra que para las generaciones más jóvenes ha existido un cambio en la tendencia de la elasticidad y correlación, la que venía en incremento hasta el cohorte de 1978. Dicho cambio se debe principalmente al efecto directo, mientras que el efecto indirecto ha permanecido estable. Lo anterior sucede a pesar del aumento en la cobertura de la educación terciaria, por lo que las políticas educacionales implementadas hasta el momento no han tenido efecto significativo sobre la movilidad. De esta forma, si se considera la educación como “motor de la igualdad de oportunidades”, en particular el nivel terciario, el foco debiese ser la calidad mas que sólo la cobertura. De hecho, teniendo en cuenta los resultados obtenidos, si los esfuerzos se concentraran primordialmente en aumentar la cobertura, la “efectividad potencial” de esta política sería reducida, ya que, como se mencionó con anterioridad, en ausencia de transmisión de la posición social mediante la escolaridad del hijo, manteniendo constante el efecto directo, Chile seguiría siendo un país con baja movilidad en el contexto internacional. En consecuencia, si realmente se desea aumentar la movilidad intergeneracional, que puede ser concebida como una aproximación de la “igualdad de oportunidades”, la atención se debe centrar tanto en la calidad de la educación entregada como en los factores sociales y culturales que determinan en gran medida los niveles reducidos de movilidad existentes actualmente. Un estudio detallado sobre estos factores y su influencia en la movilidad son materia de investigación futura, así como también la inclusión de convexidades en la escolaridad y la implementación de métodos no paramétricos en la descomposición para co-residentes.

6. Referencias

Bowles, S. y H. Gintis. (1976), "Schooling in Capitalist America", New York: Basic.

Bowles, S. y H. Gintis (2002), "The Inheritance of Inequality", *Journal of Economic Perspectives* 16: pp. 3-30.

Björklud, A. y M. Jäntti (1997), "Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States", *American Economic Review* 87(5): pp. 1009-1018.

Bravo, D., C. Sanhueza y S. Urzúa (2007), "Is there labor market discrimination among professionals in Chile? Lawyers, doctors and business-people", Department of Economics, University of Chile, Working Paper n°264.

Corak, M. y Heisz, A. (1999) "The intergenerational income mobility of Canadian men", *Journal of Human Resources* 34: pp. 504-33.

D'Addio, A. (2007), "Intergenerational Transmission of Disadvantage: Mobility or Immobility across Generations? A Review of the Evidence for the OECD Countries", OECD Social, Employment and Migration Working Papers N°52.

Ferreira, S. y F. Veloso (2006), "Intergenerational Mobility of Wages in Brazil", *Brazilian Review of Econometrics* 26(2): pp. 181-211.

Hansen, Bruce E. (2000), "Testing for structural change in conditional models", *Journal of Econometrics* 97: pp. 93-115.

Heckman, J. (1974), "Shadow prices, market wages, and labor supply", *Econometrica* 42: pp. 679-694.

Heckman, J., J. Stixrud y S. Urzua (2006), "The effects of cognitive and noncognitive abilities on labor market outcomes and special behavior", National Bureau of Economic Research, Working paper 12006.

Hertz, T., T. Jayasundera, P. Piraino, S. Selcuk, N. Smith and A. Verashchagina (2007), “The Inheritance of Educational Inequality: International Comparisons and Fifty-Year Trends”, *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy* 7(2) (Advances): Article 10.

Lee, L. (1994), “Semiparametric Two-Stage Estimation of Sample Selection Models Subject to Tobit-Type Selection Rules”, *Journal of Econometrics* 61: pp. 305–344.

Lefranc A. y A. Trannoy (2005), “Intergenerational earnings mobility in France? Is France more mobile than the US?”, *Annales d'Économie et de Statistiques* 78.

Núñez, J. y R. Gutiérrez (2004), “Classism, Meritocracy and Discrimination in the Labor Market: The case of Chile”, *Estudios de Economía* 31: pp. 113-132.

Núñez, J. y L. Miranda (2010), “Intergenerational Income Mobility in a Less-Developed, High-Inequality Context: The Case of Chile”, *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy* 10(1) (Contributions): Article 33.

O’hara, R. y D. Kotze (2010), “Do not log-transform count data”, *Methods in Ecology and Evolution* 1(2): pp. 118–122.

Osterberg, T. (2000), “Intergenerational Income Mobility in Sweden: What Do Tax-Data Show?”, *Review of Income and Wealth* 46(4): pp. 421–36.

Österbacka, E. (2001), “Family Background and Economic Status in Finland”, *Scandinavian Journal of Economics* 103(3): pp. 467-84.

Piraino, P. (2007), “Comparable Estimates of Intergenerational Income Mobility in Italy”, *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy* 7(2) (Contributions): Article 1.

Robinson (1988), “Root-N-Consistent Semiparametric Regression”, *Econometrica* 56: pp. 931–954.

Solon, G. (1992), “Intergenerational Income Mobility in the United States”, *American Economic Review* 82(3): pp. 393-408.

Solon, G. (2002), "Cross-country differences in intergenerational earnings mobility", *Journal of Economic Perspectives* 16(3): pp. 59-66.

Solon, G. (2004), "A Model of Intergenerational Mobility Variation over Time and Place", in *Generational Income mobility in North America and Europe*, ed. Miles Corak, Cambridge University Press.

Wiegand, J. (1997), "Intergenerational Earnings Mobility in Germany", mimeo, University College London.

7. Anexo

Cuadro 3: Cobertura para personas mayores de 24 años en educación terciaria

	Tipo de educación		Total
	Universitaria	IP ó CFT	
1990	0,09	0,04	0,13
2009	0,13	0,08	0,21

Nota: Corresponde a la proporción de personas que estaban cursando ó habían terminado sus estudios durante el año indicado

Cuadro 4: Estadísticas descriptivas para muestra de hijos y pseudo-padres (TSIV)

Variable	Obs	Media	Desv. Est.	Mín.	Máx.
Rango 25-28					
Escolaridad Padre	1056	7,89	4,09	0,00	19,00
Escolaridad Hijo	1056	11,64	2,79	0,00	19,00
Ingreso Padre (1)	1056	10,65	0,44	10,10	12,97
Ingreso Hijo (1)	1056	11,64	0,62	9,01	14,94
Edad Padre	1056	53,31	5,24	40,00	64,00
Edad Hijo	1056	26,54	1,13	25,00	28,00
Rango 29-52					
Escolaridad Padre	3240	7,08	4,47	0,00	20,00
Escolaridad Hijo	3240	11,24	3,41	0,00	20,00
Ingreso Padre (1)	3240	10,81	0,45	10,23	13,68
Ingreso Hijo (1)	3240	11,61	0,67	9,14	15,17
Edad Padre	3240	58,43	4,18	43,00	64,00
Edad Hijo	3240	34,60	4,21	29,00	52,00
Rango 25-52					
Escolaridad Padre	4296	7,28	4,39	0,00	20,00
Escolaridad Hijo	4296	11,34	3,28	0,00	20,00
Ingreso Padre (1)	4296	10,77	0,46	10,10	13,68
Ingreso Hijo (1)	4296	11,62	0,66	9,01	15,17
Edad Padre	4296	57,17	4,98	40,00	64,00
Edad Hijo	4296	32,62	5,07	25,00	52,00

(1) Corresponde a la aproximación del logaritmo del ingreso de largo plazo descrita en la sección 3

Cuadro 5: Estadísticas descriptivas para la escolaridad de la muestra de co-residentes

Cohorte	Obs	Ecolaridad Padre				Ecolaridad Hijo			
		Media	Desv. Est.	Mín.	Máx.	Media	Desv. Est.	Mín.	Máx.
1962	88	6,64	4,69	0,00	22,00	10,33	4,15	0,00	19,00
1963	99	6,93	4,74	0,00	19,00	10,55	3,81	3,00	18,00
1964	274	6,51	4,35	0,00	19,00	10,36	3,70	0,00	19,00
1965	344	5,90	4,27	0,00	19,00	9,81	3,57	0,00	19,00
1966	359	6,60	4,66	0,00	19,00	10,17	3,89	0,00	19,00
1967	442	6,47	4,61	0,00	18,00	10,32	3,70	0,00	19,00
1968	350	6,39	4,63	0,00	18,00	10,21	3,50	0,00	17,00
1969	414	6,90	4,50	0,00	18,00	10,95	3,58	0,00	19,00
1970	357	6,88	4,17	0,00	20,00	11,07	3,74	0,00	19,00
1971	378	6,99	4,29	0,00	20,00	11,31	3,44	0,00	19,00
1972	377	7,06	4,68	0,00	19,00	11,10	3,60	0,00	20,00
1973	482	6,88	4,11	0,00	19,00	11,24	3,43	0,00	19,00
1974	240	6,80	4,24	0,00	18,00	10,70	3,46	0,00	18,00
1975	505	7,07	4,40	0,00	19,00	11,11	3,44	0,00	20,00
1976	271	7,51	4,37	0,00	18,00	11,60	3,52	1,00	20,00
1977	281	7,30	4,10	0,00	19,00	10,99	3,31	0,00	18,00
1978	583	7,26	4,22	0,00	20,00	11,27	3,30	0,00	19,00
1979	319	7,48	4,28	0,00	19,00	11,37	3,53	0,00	19,00
1980	358	7,89	4,15	0,00	19,00	11,80	2,88	0,00	18,00
1981	854	8,41	4,05	0,00	20,00	12,03	3,14	0,00	20,00
1982	503	9,28	4,08	0,00	19,00	13,03	2,97	0,00	19,00
1983	539	8,83	3,92	0,00	20,00	12,65	3,11	0,00	19,00
1984	587	8,94	4,03	0,00	20,00	12,71	2,95	0,00	19,00
Promedio	391	7,26	4,33	0,00	19,17	11,16	3,47	0,17	18,91

Cuadro 6: Estadísticas descriptivas para los ingresos de la muestra de co-residentes

Cohorte	Obs	Ingresos Padre (1)			Ingresos Hijo (1)				
		Media	Desv. Est.	Mín.	Máx.	Media	Desv. Est.	Mín.	Máx.
1962	88	10,28	1,45	0,22	13,15	10,24	0,78	7,06	12,52
1963	99	10,71	0,92	8,05	14,41	10,42	0,91	4,67	13,64
1964	274	10,68	0,90	8,20	14,23	10,41	0,69	7,75	13,30
1965	344	10,65	0,88	7,77	14,23	10,36	0,64	6,99	12,99
1966	359	10,79	0,93	8,21	15,11	10,56	0,78	8,22	13,32
1967	442	10,79	0,90	7,58	14,23	10,55	0,65	7,54	13,02
1968	350	10,78	0,87	8,21	14,20	10,51	0,71	8,25	13,38
1969	414	10,81	0,88	8,35	14,29	10,58	0,77	7,12	13,33
1970	357	10,98	0,85	8,11	13,67	10,74	0,68	8,52	12,94
1971	378	11,14	0,84	8,26	14,29	10,77	0,64	8,35	13,16
1972	377	10,93	0,82	9,01	13,65	10,69	0,66	8,60	12,95
1973	482	10,92	0,79	8,78	14,22	10,72	0,68	8,20	13,12
1974	240	10,81	0,87	8,45	14,22	10,49	0,65	8,72	12,72
1975	505	10,84	0,83	7,91	14,99	10,58	0,69	7,95	13,84
1976	271	10,92	0,95	8,23	15,48	10,63	0,67	8,04	13,15
1977	281	10,80	0,84	8,62	14,63	10,58	0,61	8,56	13,62
1978	583	10,77	0,84	7,66	14,08	10,54	0,63	7,66	13,18
1979	319	10,83	0,85	8,52	14,62	10,61	0,65	6,78	12,99
1980	358	10,81	0,72	8,41	14,11	10,56	0,59	8,14	13,27
1981	854	10,89	0,75	7,22	14,69	10,64	0,60	7,05	13,43
1982	503	11,04	0,77	8,45	14,89	10,76	0,65	8,06	13,47
1983	539	11,02	0,79	7,00	14,33	10,75	0,64	6,98	12,86
1984	587	10,91	0,72	7,00	14,57	10,73	0,58	6,99	12,49
Promedio	391	10,83	0,87	7,75	14,36	10,58	0,68	7,66	13,16

(1) Corresponde a la aproximación del logaritmo del ingreso de largo plazo descrita en la sección 3

Cuadro 7: Estadísticas descriptivas para la edad de la muestra de co-residentes

Cohorte	Obs	Edad Padre				Edad Hijo			
		Media	Desv. Est.	Mín.	Máx.	Media	Desv. Est.	Mín.	Máx.
1962	88	55,50	4,68	43,00	64,00	28,00	0,00	28,00	28,00
1963	99	53,74	5,70	27,00	64,00	27,00	0,00	27,00	27,00
1964	274	54,51	5,84	29,00	64,00	26,98	1,00	26,00	28,00
1965	344	53,53	5,80	30,00	64,00	26,08	1,00	25,00	27,00
1966	359	54,60	5,52	32,00	64,00	26,98	1,00	26,00	28,00
1967	442	53,73	5,71	27,00	64,00	25,84	0,99	25,00	27,00
1968	350	54,01	5,94	28,00	64,00	26,77	0,97	26,00	28,00
1969	414	53,65	5,76	30,00	64,00	25,63	0,93	25,00	27,00
1970	357	53,85	5,84	27,00	64,00	26,92	1,00	26,00	28,00
1971	378	53,22	5,57	30,00	64,00	25,97	1,00	25,00	27,00
1972	377	54,02	5,41	34,00	64,00	26,86	0,99	26,00	28,00
1973	482	52,98	5,62	30,00	64,00	25,82	0,98	25,00	27,00
1974	240	53,11	5,30	31,00	64,00	26,00	0,00	26,00	26,00
1975	505	53,87	5,75	33,00	64,00	26,38	1,50	25,00	28,00
1976	271	53,59	5,75	36,00	64,00	27,00	0,00	27,00	27,00
1977	281	53,20	5,55	36,00	64,00	26,00	0,00	26,00	26,00
1978	583	53,74	5,70	37,00	64,00	26,43	1,50	25,00	28,00
1979	319	53,85	5,68	27,00	64,00	27,00	0,00	27,00	27,00
1980	358	53,07	5,23	33,00	64,00	26,00	0,00	26,00	26,00
1981	854	53,18	5,70	26,00	64,00	26,55	1,50	25,00	28,00
1982	503	53,60	4,92	38,00	64,00	27,00	0,00	27,00	27,00
1983	539	52,76	5,31	34,00	64,00	26,00	0,00	26,00	26,00
1984	587	52,39	5,60	37,00	64,00	25,00	0,00	25,00	25,00
Promedio	391	53,64	5,56	31,96	64,00	26,44	0,62	25,87	27,13

Cuadro 8: Descomposición correlación por cohorte, co-residentes edades 25-28

Cohorte	Correlación	Efecto Directo	Efecto indirecto
1962	0,49	0,34	0,15
1963	0,42	0,18	0,24
1964	0,52	0,41	0,11
1965	0,50	0,45	0,05
1966	0,62	0,53	0,09
1967	0,60	0,54	0,07
1968	0,57	0,50	0,07
1969	0,64	0,55	0,09
1970	0,60	0,50	0,11
1971	0,56	0,41	0,15
1972	0,62	0,51	0,11
1973	0,57	0,49	0,08
1974	0,54	0,48	0,05
1975	0,59	0,50	0,10
1976	0,69	0,58	0,11
1977	0,65	0,57	0,08
1978	0,58	0,51	0,07
1979	0,58	0,51	0,07
1980	0,51	0,39	0,13
1981	0,53	0,43	0,10
1982	0,46	0,36	0,10
1983	0,54	0,49	0,06
1984	0,47	0,40	0,07
Promedio	0,56	0,46	0,10

Cuadro 9: Descomposición elasticidad por cohorte (Hertz et al. (2007)), co-residentes edades 25-28

Cohorte	Elasticidad	Efecto Directo	Efecto Indirecto (1)	Efecto Indirecto (2)	Efecto Indirecto Total (1)+(2)
1962	0,28	0,19	0,08	0,02	0,10
1963	0,41	0,17	0,18	0,06	0,24
1964	0,39	0,30	0,07	0,02	0,08
1965	0,36	0,32	0,02	0,02	0,04
1966	0,51	0,44	0,04	0,04	0,08
1967	0,44	0,39	0,04	0,01	0,05
1968	0,47	0,41	0,04	0,02	0,06
1969	0,56	0,48	0,05	0,04	0,09
1970	0,48	0,39	0,05	0,04	0,09
1971	0,43	0,31	0,08	0,04	0,11
1972	0,49	0,40	0,06	0,02	0,08
1973	0,48	0,42	0,03	0,03	0,07
1974	0,40	0,36	0,03	0,01	0,04
1975	0,50	0,42	0,05	0,03	0,08
1976	0,49	0,41	0,05	0,04	0,09
1977	0,47	0,41	0,04	0,02	0,06
1978	0,45	0,39	0,03	0,03	0,06
1979	0,45	0,39	0,03	0,03	0,06
1980	0,43	0,32	0,06	0,04	0,09
1981	0,43	0,35	0,05	0,03	0,08
1982	0,38	0,30	0,05	0,02	0,07
1983	0,44	0,40	0,02	0,03	0,05
1984	0,37	0,31	0,03	0,04	0,07
promedio	0,44	0,36	0,05	0,03	0,08

$$(1) \frac{\delta_1 \beta_1 + \delta_2}{\gamma_1} \left(1 - \frac{Var(v_{c,i}^p)}{Var(y_{c,i}^p)} \right)$$

$$(2) \delta_1 \phi \left(\frac{Var(v_{c,i}^p)}{Var(y_{c,i}^p)} \right)$$