



UNIVERSIDAD DE CHILE  
Facultad de Economía y Negocios  
Escuela de Economía y Administración

HOMOGAMIA EDUCACIONAL EN CHILE:  
Influencia Educativa Paterna y Tendencia en el Tiempo

Seminario de Título INGENIERO COMERCIAL  
Mención Economía

Autor:  
Benjamín Dupré Serrano

Profesor Guía:  
Javier Nuñez Errázuriz

SANTIAGO DE CHILE - 2010



UNIVERSIDAD DE CHILE  
Facultad de Economía y Negocios  
Escuela de Economía y Administración

HOMOGAMIA EDUCACIONAL EN CHILE:  
Influencia Educacional Paterna y Tendencia en el Tiempo

Seminario de Título INGENIERO COMERCIAL  
Mención Economía

Autor:  
Benjamín Dupré Serrano

Profesor Guía:  
Javier Nuñez Errázuriz

SANTIAGO DE CHILE - 2010

# HOMOGAMIA EDUCACIONAL EN CHILE:

## Influencia Educacional Paterna y Tendencia en el Tiempo

Autor:  
Benjamín Dupré Serrano

Profesor Guía:  
Javier Nuñez Errázuriz

### Resumen

Determinar la tendencia de los individuos a interactuar cada vez más con otros similares a ellos, genera interés por cuanto estratifica la sociedad y afecta la distribución de bienestar. Este estudio busca corroborar la existencia de matrimonios de asociación positiva (homogamia) en Chile, ver cómo evolucionan sus tendencias y determinar si se encuentran de alguna manera explicados por las características educativas de los padres. Ello, con la intención de comprender mejor las dimensiones en que se genera desigualdad en Chile y sus posibles consecuencias en inequidad a través del traspaso generacional de atributos. (Fernández y Rogerson, 2001). Para lograrlo, se usarán datos de la encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN, 2006) y modelos descriptivos log-lineares. En específico, modelos de Cuasi-Independencia y Cruce de Parámetros (Crossing Parameter) utilizados por primera vez en la literatura de homogamia por Blackwell (1998). Se encuentra que matrimonios con educación básica incompleta tienen fuertes índices de homogamia, así también aquellos con estudios universitarios completos. Entre 1939 y el 2006 la tendencia ha disminuido para el primer grupo y ha aumentado para el segundo, cuestión que se explica en parte por los cambios en cobertura educacional. Por otro lado, la educación del padre aumenta la asociación positiva para los grupos de los extremos de distribución educacional. Se encuentran indicios de que la educación del padre es una variable que aumenta la competitividad en el mercado del matrimonio, en especial para las mujeres. Todo lo anterior sustenta la hipótesis de que existe una élite que progresivamente se distancia de la media social y un sector social de baja educación que enfrenta fuertes barreras para lograr un matrimonio ventajoso; y que éstas están determinadas también por el capital cultural de las personas.

## 1. INTRODUCCION

La homogamia –o tendencia emparejarse por características– ha sido ampliamente cubierta desde la economía y la sociología. El concepto concita interés por cuanto permite explicar cómo se forman los grupos sociales bases, los procesos de estratificación social y posiblemente, los aumentos de desigualdad económica en el tiempo (e.g., Mare, 1991; Bourdieu, 1976; Fernández y Rogerson, 2001; Kremer, 1997). En Chile, la escasa literatura que se ha desarrollado sobre el tema, se ha hecho sobre sus efectos en desigualdad (e.g., Torche, 2010; Larrañaga y Sánchez, 2009). Al hacer esto, se ha utilizado como variable de estudio la escolaridad de los esposos, cuestión que limita al estudio del proceso de estratificación social a consideraciones económicas, ignorando la dimensión cultural en la determinación de los matrimonios. Este trabajo pretende contribuir a abordar estas interrogantes por medio de estudiar no sólo la homogamia educacional, sino también considerar el rol que juega el origen social y la escolaridad de los padres en la conformación de parejas en Chile.

Esto permitiría establecer si los hombres y mujeres solteros que compiten en el mercado de matrimonio lo hacen a través de recursos económicos y/o recursos culturales, en un contexto de fuerte homogamia y baja participación laboral femenina; como lo es Chile. Adicionalmente, se revisará si existe o no simetría de género en el emparejamiento bajo consideraciones de capital cultural. Un mayor impacto de la educación del padre<sup>1</sup> en los resultados de homogamia observada para las mujeres indicaría que no se cumple simetría.

Para esto se utilizarán modelos descriptivos log-lineares. En específico, modelos de Cuasi-Independencia y de Cuasi Cruce de Parámetros (*Quasi-Crossin Parameter*) a la manera en que se desarrollan en Blackwell (1998).

---

<sup>1</sup> Entendiendo la educación del padre como una variable proxy de capital cultural.

En lo que sigue se presentarán antecedentes y una pequeña revisión de literatura. En la sección tres se indicará la metodología que se utilizó para el análisis; en la cuatro se revisarán los datos utilizados; en la cinco se mostrarán los resultados; y, en la sección seis, se expondrán las conclusiones.

## 2. ANTECEDENTES Y REVISIÓN DE LITERATURA

*¿Por qué es importante el estudio de asociación de parejas?*

¿Quién se casa con quién? Es una pregunta que viene buscando respuesta en la sociología y las ciencias sociales desde hace algún tiempo. La sociología se aproxima al concepto de homogamia con el fin de entender al matrimonio, el bloque esencial de la sociedad en su estructura e interacción (Mare, 1991). Estudios empíricos han demostrado que individuos con características similares son los que se emparejan entre sí, tanto en educación, religión y ocupación (Rockwell, 1976; Jhonson, 1980; Hout, 1982) como en otras características. Todas las sociedades limitan la selección y el tiempo en que se escoge pareja marital de alguna manera (Bourdieu, 1976). Estas restricciones reflejan el proceso de estratificación social y los patrones de asociación diferenciada que fomentan y preservan la membresía a un grupo social (Haller, 1981, tomado de Blackwell, 1998). Recientemente la tendencia a matrimonios homogéneos se ha ido intensificando para varios países (Mare, 1991; Kalmijn, 1991, a, b; Qiam, 1998; Qiam & Preston, 1993; Pencavel, 1998).

En economía, en cambio, la óptica es algo distinta. Se entiende al matrimonio como una unión voluntaria entre dos agentes para producir bienes de hogar no sujetos al mercado. En principio se modela una relación negativa entre los atributos de las parejas (*negative sorting*), vale decir, al proveer atributos opuestos o diferentes, suman atributos a la unidad matrimonial; de manera tal que éstas al dividirse las tareas de bienes producidos dentro del hogar maximicen su utilidad (Becker, 1973). Esto es contrario a lo que indica la evidencia empírica, ya que ella da cuenta de esposos con características similares incluso en ingreso. La racionalización de ambas teorías se logra combinando elementos de consumo conjunto y

de producción del hogar. Por ejemplo, gustos similares facilitan la distribución de bienes públicos del hogar. Ello daría incentivos a asociaciones positivas en ingreso (Lam, 1988).

Los efectos que tiene el matrimonio sobre la producción de bienes de hogar y la tendencia creciente en el tiempo a que sucedan matrimonios de características similares, ha generado la preocupación de que las élites intelectuales se estén desacoplando del resto de la sociedad (Robert Reich, 1991). Según Herrnstein y Murray (1994) lo que sucede es que las personas están cada vez más asociándose por inteligencia, viviendo en los mismos barrios, atendiendo las mismas escuelas y casándose entre ellos. Por otro lado, existen publicaciones (Borjas, 1994; Cutler & Gleaser, 1995) que señalan que los niños se ven afectados en sus resultados por los del resto de su vecindario a través del efecto par. Considerado todo en conjunto, esto ha generado la aprensión de que se produzca una situación en que los individuos de bajos ingresos no tengan el efecto par que era proveído antes por una clase media más integrada (Wilson, 1987). Ello causaría que existan minorías que se alejan crecientemente de la media social de ingreso, tanto para países desarrollados como en desarrollo.

Chile, al igual que el resto de Latinoamérica, es un país de oportunidades desiguales y por consiguiente de escasa movilidad social. Tanto la educación como el ingreso se transmiten con un alto grado de persistencia entre padres e hijos (Núñez & Risco, 2004; Núñez y Miranda, 2010; Larrañaga y Sánchez, 2009). Esto posiblemente genere aumentos en desigualdad (Rogerson y Fernández, 2000). Un mecanismo que contribuiría a la movilidad social y a la igualdad de oportunidades, sería el matrimonio disímil en características determinantes del grupo socioeconómico. De esta manera, los hijos recibirían oportunidades homogéneas.

### 3. METODOLOGIA: MODELOS LOG-LINEARES

Los modelos log-lineares son comúnmente utilizados para comprender la relación que existe entre dos o más variables categóricas (Knoke & Burke, 1980). Tienen varias

características que los hacen preferibles a los modelos logit. Miden el grado de asociación que existe más allá del determinado por sus distribuciones marginales, no necesitan definir causalidad y permiten una mirada más completa del mercado de matrimonios por cuanto consideran todas las interacciones posibles simultáneamente. Por ejemplo, se pueden obtener conclusiones respecto de la influencia paterna en el tiempo, a la vez que se analiza la asociación positiva.

### 3.1 Cuasi- Independencia

A partir de la matriz de contingencia se estima para dos variables *educ\_esp* y *educ\_wife* un modelo de Cuasi-Independencia lineal. Éste, utiliza la cantidad de observaciones por celda “*ij*” como variable a estimar y las categorías como variables “*explicativas*”. La particularidad que tiene el modelo de Cuasi-Independencia lineal es que despeja de efectos marginales para estimar la distribución conjunta, dado que no hay independencia en las diagonales. Se escoge este modelo para estimar la interacción entre las variables *husb\_ed* y *wife\_ed* en la diagonal y para entender cómo se da la relación de homogamia lo largo de ella<sup>2</sup>.

$$(1) \quad \log(F_{ij}) = \lambda + \lambda_i^H + \lambda_j^W + \lambda_{ij}, \text{ tal que } i=j \text{ o } [i,j] \text{ es una celda esquina}$$

Sea  $F_{ij}$  la frecuencia esperada de matrimonios para la celda de tramos educativos “*ij*”,  $\lambda$  representa la frecuencia media de celdas,  $\lambda_i^H$  es el efecto marginal que tiene *husb\_ed* sobre la frecuencia de las celdas, al igual que  $\lambda_j^W$  para *wife\_ed*. El último término  $\lambda_{ij}$  es uno de

---

<sup>2</sup> El modelo escogido, al igual que en Blackwell (1998) y Esteve (2006), incluye 4 celdas adicionales a las del modelo tradicional de Cuasi-Independencia lineal: [(1,2); (2,1); (4,5); (5,4)]. Esto busca captar los efectos que se dan en los dos extremos donde se acumulan los datos y se presume se produce algo más de interacción entre tramos distintos.

interacción entre las dos variables y es el que cumple con la condición señalada en la ecuación (1).

Por otro lado, el modelo de Cuasi-Independencia para las cuatro variables queda de la siguiente manera:

$$\log(F_{ij}) = \lambda + \lambda_i^H + \lambda_j^W + \lambda_l^{femcoh} + \lambda_k^{fempaed} + \lambda_{ijkl}, \text{ tal que } i=j \text{ o } [i,j] \text{ es una celda esquina}$$

Donde  $\lambda_l^{femcoh}$  es cohorte de edad para la mujer y representa cómo varían las frecuencias en celdas al variar el año de nacimiento,  $\lambda_h^{fempaed}$  es la educación del padre de la mujer y representa el efecto marginal que tiene éste sobre las observaciones en celda “ $ij$ ”. El término  $\lambda_{ijkl}$  de interacción nos muestra de qué manera se da la relación homogamia entre esposos, la forma en que cambia en el tiempo y cómo varía con la educación de los padres, dado que es una celda diagonal o de esquina.

Los parámetros entregados en las tablas están en escala de logaritmo natural y se tienen que entender como la cantidad adicional (*si es positivo*) o en falta (*si es negativo*) de matrimonios que hay en la celda “ $ij$ ” de los que habría bajo independencia de las variables educación esposos. Por lo tanto, aunque no tienen una interpretación en unidades determinadas, se obtienen órdenes de magnitud. Parámetros cercanos a 0 indican independencia de variables mientras que a mayor valor absoluto reflejan interacción más fuerte entre las variables.

### 3.2 Modelo Cruce de Parámetros (*Crossing Parameter*) o Cuasi-Cruce de Parámetros<sup>3</sup>

Utilizando también la tabla de contingencia, se corre un modelo similar al de Cuasi-Independencia pero algo más parsimonioso. El modelo de *Crossing Parameter* estima los

---

<sup>3</sup> Blackwell (1998), diferencia el modelo de Cruce de Parámetros respecto del de Cuasi Cruce de Parámetros por el hecho de que el segundo tiene eliminada la diagonal. Para nuestras estimaciones eliminamos la diagonal también.

parámetros distintos de la diagonal aportando información sobre quién se casa con quién en los casos que no se cumple homogamia. El modelo de Cruce de Parámetros se usa para medir las distancias sociales entre esposos por medio de estimar parámetros de cruce de categorías. Ello permite un examen de los matrimonios educacionalmente distintos. El proceso de construcción de un modelo de *Crossing Parametre* se detalla en Mare (1991), Blackwell (1998) y Qiang (1998).

$$\log(F_{ij}) = \lambda + \lambda_i^H + \lambda_j^W - \lambda_{ij}$$

Sea  $F_{ij}$  la frecuencia esperada de matrimonios para la celda de tramos educativos “ $ij$ ”,  $\lambda$  representa la frecuencia media de celdas,  $\lambda_i^H$  es el efecto marginal que tiene *husb\_ed* sobre la frecuencia de las celdas, al igual que  $\lambda_j^W$  para *wife\_ed*. El último término de la ecuación  $\lambda_{ij}$  (el efecto de cruzar parámetros) es sustraído de los efectos marginales y del efecto medio constante. Por este motivo es que los valores de los parámetros son positivos y reflejan una distancia. También son en escala de logaritmo natural y representan el efecto de la celda sobre el número total o frecuencia en ésta.

$\lambda_{ij}$  se construye con tres parámetros de cruce que cumplen con las siguientes condiciones:

$$\begin{aligned} d_2 &= 1\_si(husb\_ed < 7 \wedge wife\_ed \geq 7), \vee\_si(wife\_ed < 7 \wedge husb\_ed \geq 7); si\_no\_d_2 = 0; \\ d_3 &= 1\_si(husb\_ed < 12 \wedge wife\_ed \geq 12), \vee\_si(wife\_ed < 12 \wedge husb\_ed \geq 12); si\_no\_d_3 = 0; \\ d_4 &= 1\_si(husb\_ed < 16 \wedge wife\_ed \geq 16), \vee\_si(wife\_ed < 16 \wedge husb\_ed \geq 16); si\_no\_d_4 = 0; \end{aligned}$$

Ellos representan la distancia que existe entre las 4 celdas diagonales y las 6 celdas adyacentes de las diagonales menores. Parámetros de cruce mayores indican mayor distancia entre las categorías educacionales. El modelo completo se obtiene de sumar los parámetros de cruce de la manera que se indica en la siguiente tabla:

**Tabla 1: Método para construcción de matriz cruce de parámetros**

Escolaridad Esposo	Escolaridad Esposa				
	0 y 6 años	7 y 11 años	12 años	13 y 15 años	16 o más años
0 y 6 años		d2	d2+d3	d2+d3+d4	d2+d3+d4+d5
7 y 11 años	d2		d3	d3+d4	d3+d4+d5
12 años	d2+d3	d3		d4	d4+d5
13 y 15 años	d2+d3+d4	d3+d4	d4		d5
16 o más años	d2+d3+d4+d5	d3+d4+d5	d4+d5	d5	

### 3.3 Comentario sobre el modelo

Los modelos escogidos prueban ser los correctos, ya que conservan altos grados de libertad y tienen indicadores BIC bajos, así como los calces son buenos respecto de modelos alternativos<sup>4</sup>. La utilización o no de ellos, está influida por qué tan directa se necesita sea la interpretación de los parámetros (Schwartz y Mare, 2005). En nuestro caso, el interés está en explicar bien la interacción de las variables, por lo que se opta por mejores calces en vez de la interpretación más directa de los otros modelos log-lineares.

**Tabla2: Comparación de calce modelos log-lineares**

Modelo	Deviance	df	BIC
Educación Esposo; Educación Esposa			
Independencia	30603,8	16	30552,3
C. I.			
Sin celdas	5580,9	11	5545,5
Celdas [(1,2);(2,1);(4,5);(5,4)]	46,9	7	24,4
C. P.			
Sin diagonal (C.P.)	419,6	12	380,9
Con diagonal (Cuasi C.P.)	56,2	9	27,3
Educación Esposo; Educación Esposa; Cohorte; Educación Padre			
C. I.			
Masculino	518,4	163	-451,6
Femenino	502,2	163	-467,8

<sup>4</sup> Mejor calce a menor valor. Evaluación completa de modelos en Blackwell (1998).

#### 4. DATOS Y CONSTRUCCIÓN DE MATRICES

En este trabajo se utiliza la Encuesta de Caracterización Económica Nacional 2006 (CASEN). Dicha encuesta es administrada por el Ministerio de Planificación y Cooperación, la que es de corte transversal y ampliamente utilizada. Es una muestra de hogares, “representativa a nivel nacional, regional, urbano y rural y comunal”. Se aplica desde 1985 con una periodicidad bianual primero y trianual después. Tiene por objetivo “la entrega de información acerca de las condiciones sociales de los diferentes sectores sociales del país, sus carencias y la distribución de ingresos por hogar”. La particularidad de CASEN 2006 es que contiene un anexo adicional a las otras llamado “Temas Emergentes”<sup>5</sup>. De esta sección, utilizamos información respecto de la educación de los padres.

La unidad de consideración en este trabajo es el matrimonio y la unidad del estudio CASEN son los individuos u hogares. Ello obliga a agrupar e insertar para cada jefe de familia nuclear los datos de su pareja. Hecho esto los datos se agrupan por género, escolaridad, edad y educación del padre. A continuación, se cuenta el número de observaciones ( $n$ ) en cada intersección entre las categorías de las variables.<sup>6</sup> El número de observaciones por celda y las distintas categorías son las variables utilizadas en los modelos log-lineares.

##### 4.1 Agrupación de Datos

En lo siguiente, a partir de la clasificación por tramos se crean las variables educación esposo (*husb\_ed*) y educación esposa (*wife\_ed*), con las que se construye una tabla de contingencia que relaciona los tramos educacionales del marido con los tramos educacionales de la mujer. Se obtuvo un total de 41.665 parejas y se crean cinco niveles de

---

<sup>5</sup> Para mayor información sobre el anexo revisar “Manual Trabajo de Campo CASEN 2006”.

<sup>6</sup> No es necesario ocupar ponderaciones ya que los resultados son consistentes con o sin ponderaciones. Blackwell realiza las pruebas utilizando métodos sugeridos por Clogg y Eliason (1987), llegando a la conclusión de que cualquier método de ponderación produciría resultados similares. Por razones de simplicidad se ha escogido no ocupar alguno.

educación<sup>7</sup>. Estos se agrupan de 0 a 6 años de escolaridad, 7 a 11 años, 12 años, de 13 a 15 años y 16 o más años de escolaridad.

**Tabla 3: Matriz de homogamia por grupo educacional para matrimonios unidos (*husb\_ed x wife\_ed*)**

		Escolaridad Esposa					TOTAL
		0 y 6 años	7 y 11 años	12 años	13 y 15 años	16 o más años	
Escolaridad Esposo	0 y 6 años	11.980 28,75%	3.023 7,26%	653 1,57%	52 0,12%	48 0,12%	15.756 37,82%
	7 y 11 años	3.073 7,38%	6.808 16,34%	2.443 5,86%	363 0,87%	233 0,56%	12.920 31,01%
	12 años	536 1,29%	2.086 5,01%	4.321 10,37%	620 1,49%	421 1,01%	7.984 19,16%
	13 y 15 años	45 0,11%	300 0,72%	719 1,73%	698 1,68%	296 0,71%	2.058 4,94%
	16 o más años	54 0,13%	221 0,53%	690 1,66%	531 1,27%	1.451 3,48%	2.947 7,07%
	TOTAL	15.688	12.438	8.826	2.264	2.449	41.665

Porcentaje: observaciones sobre el total de la muestra

En la Tabla 1 se ve un total de 61% de los datos en la diagonal y un 31% en las diagonales adyacentes, lo que da un total de 91% de los individuos casados en el mismo grupo educacional o alguno adyacente.

Para los modelos de diversas variables, la agrupación produce una enorme cantidad de celdas de intersección. Estas estiman el grado de asociación entre la educación esposo y esposa e incluyen la educación de los padres y las cohortes por edad. Para evitar muchas celdas vacías al ingresar la variable educacional de los padres (FEMPAED, MALEPAED) solo habrá 4 categorías educacionales. El modelo de Cuasi-Independencia de 4 variables sigue esencialmente el mismo proceso que los de dos variables. Las cohortes son seis y agrupan a los individuos entre los que tienen 27 años o menos, mayores de 27 y menores o con 37 años (cohorte “*baby boom*” para EEUU.), mayores de 37 y menores o con 47, mayores de 47 y menores o con 57 años, mayores de 57 años e igual o menor que 67 años y por último mayores de 67 años. En la encuesta la agrupación educacional de padres se hizo en 4 grupos y como respuesta a la pregunta: “¿Cuál fue el último nivel educacional que completó su padre?” El primer grupo contempla a quienes respondieron “no estudió” y

<sup>7</sup> Los niveles son cinco para poder comparar la matriz con otros estudios que se agrupan también de esta forma y para que coincidan con los distintos ciclos educacionales chilenos.

“educación básica completa”; el segundo respondió “educación media CH-TP”; el tercero “educación técnica de nivel superior”; y el cuarto y último “educación universitaria”. Esto es equivalente a tramos educativos entre 0 y 6 años; 12 años. Las carreras técnicas duran entre 2 y 4 años por lo que el tercer grupo va entre 13 y 16 años de escolaridad y el último grupo sería similar a 16 años o más.

Al estimar con cuatro variables, la cantidad de observaciones disminuye ya que son menos las que tienen información en todas las entradas. Lo que menos hay son hombres que responden por la educación de su padre. Así, queda en 29.180 observaciones que incluyen educación padre esposo, cohorte esposo, educación esposo y educación esposa. Por su parte, para las esposas quedan 31.420 observaciones considerando sus respectivas variables<sup>8</sup>.

#### *4.2 Posibles Problemas con los Datos*

Contrario al trabajo realizado con recién casados, que buscan evitar sesgo por disolución marital selectiva, aquí se utilizan uniones prevalentes. El sesgo por disolución selectiva se explica por la posibilidad de mayores tasas de divorcio para matrimonios disímiles que símiles. Se prefieren los matrimonios prevalentes por sobre los recién casados, en parte, porque no se cuenta con los datos necesarios para el trabajo con recién casados. CASEN no cuenta con la edad de los esposos a la fecha de unión ni con fecha del matrimonio. Se usan también las uniones prevalentes porque tienen más implicancias para la apertura social y representan mejor el ambiente en que crecen los niños (Mare y Schwartz, 2005), ya que son los matrimonios que perduran. A pesar de ello, el divorcio no presenta un gran problema para este trabajo por cuanto en Chile no existió la posibilidad de llevarlo a cabo hasta el año 2004. A la fecha de la encuesta, sólo hay un 0.20% de las parejas divorciadas o anuladas, cuestión que no alteraría la estimación. De mayor cuidado son las parejas que se separan de hecho, ya que representan un 3.5% del total de las parejas. Al estar separadas, no se cuenta

---

<sup>8</sup> Es decir, educación padre esposa (*fempae*) y cohorte esposa (*femcoh*) además de las dos variables bases educaion esposo (*husb\_ed*) y educación esposa (*wife\_ed*)

con datos de sus parejas por lo que es imposible establecer una comparación entre los grupos y evitar un pequeño sesgo que tendería a disminuir la estimación.

## 5. RESULTADOS

### 5.1 Cuasi Independencia de dos variables

Los parámetros de homogamia indicados en tabla 4, muestran que para los grupos educacionales extremos (menos de 6 años y más de 16 años de escolaridad) hay una fuerte asociación de correspondencia positiva. Las celdas adyacentes dan señal de una mayor cantidad de matrimonios de los que habría si las variables no estuvieran relacionadas. Llama la atención el coeficiente de la celda (3,3) que pese a ser cercano a cero es negativo. Esto se interpreta como que hay menos matrimonios de los que habría bajo independencia entre las variables. Indicaría que personas que estudian justo 12 años tienden casarse con otros grupos educacionales. Este es un punto crítico por cuanto es solo un año y separa la educación superior de la media. La interpretación no está del todo clara y quizás esta interpretación sería un error ya que no considera la cantidad de matrimonios que se da a su alrededor. Consideramos, por el contrario, que no es un indicador de heterogamia sino un reflejo de ser un punto de inflexión en los grupos educacionales. Resultados similares obtienen en Blackwell (1998) respecto de éste punto y no hay una explicación satisfactoria.

**Tabla 4: Parámetros de homogamia para matrimonios unidos estimados por C.I.**

		Escolaridad Esposa				
		0 y 6 años	7 y 11 años	12 años	13 y 15 años	16 o más años
Escolaridad Esposo	0 y 6 años	5,3	2,5			
	7 y 11 años	2,5	1,9			
	12 años			-0,2		
	13 y 15 años				2,1	1,6
	16 o más años				1,9	3,3

Resumiendo, los grupos de los extremos de la distribución educacional son quienes se casan entre ellos con mayor frecuencia respecto de los grupos medios y, como vamos a ver

más adelante, si existiera una relación positiva entre educación padre e hijo, se da inmovilidad social en los extremos.

### 5.2 Modelos de Cruce de Parámetros de dos variables.

En los resultados obtenidos para el modelo de cruce de parámetros el foco está puesto en determinar la importancia de los movimientos de categorías fuera de la diagonal. Así, a mayor valor menos permeable la barrera. Las Tablas 6 y 7 representan la caída de observaciones esperadas dado que se pasa de un grupo educacional a otro de mayor educación. Los porcentajes son obtenidos a partir de los parámetros de cruce de la primera.

**TABLA 6: Parámetro homogamia para matrimonios unidos estimados por C.P**

		Escolaridad Esposa				
		0 y 6 años	7 y 11 años	12 años	13 y 15 años	16 o más años
Escolaridad Esposo	0 y 6 años		1,217	2,259	3,167	3,928
	7 y 11 años	1,217		1,041	1,950	2,711
	12 años	2,259	1,041		0,909	1,669
	13 y 15 años	3,167	1,950	0,909		0,761
	16 o más años	3,928	2,711	1,669	0,761	

**TABLA 7: Parámetros de homogamia para matrimonios unidos estimados por C.P. en porcentajes**

		Escolaridad Esposa				
		0 y 6 años	7 y 11 años	12 años	13 y 15 años	16 o más años
Escolaridad Esposo	0 y 6 años		70%	90%	96%	98%
	7 y 11 años	70%		65%	86%	93%
	12 años	90%	65%		60%	81%
	13 y 15 años	96%	86%	60%		53%
	16 o más años	98%	93%	81%	53%	

Parámetros convertidos a porcentajes usando la expresión  $[1 - e^{-cp}]$ , donde  $cp$  es crossing parametre.

Los matrimonios hipérgamos más probables de ocurrir son los de grupos educacionales adyacentes. Las caídas más pronunciadas en probabilidad de matrimonio se dan en los grupos de baja educación, esto demostraría que enfrentan restricciones educacionales más fuertes que las del resto. Las barreras más bajas están dadas para que personas con “alguna universidad” se casen con personas con “universidad completa”. En el siguiente apartado

queda de manifiesto que existen diferencias entre género para los matrimonios hipergámicos. Se verá que las mujeres tienden a casarse hacia “arriba” con mayor facilidad.

El aumento en barreras que enfrentan los grupos de baja escolaridad, puede ser explicado desde un punto de vista económico. Ha sido ampliamente documentado que una baja escolaridad, es señal de un ingreso futuro potencialmente menor. Individuos maximizadores buscarán parejas de manera que al compartir la producción y repartición de bienes del hogar, obtengan la mayor cantidad de beneficios posible; y una pareja de baja escolaridad es en éste sentido un mal emparejamiento. Por otro lado, especialmente en Latinoamérica, las diferencias en capital “cultural” que existe entre personas que tienen educación media y personas con algunos años de universidad, es menor, que la diferencia entre personas con educación básica incompleta y otros grupos.

### *5.3 Comparación descriptiva de cohortes*

Comparando magnitudes<sup>9</sup>, podemos ver en primer lugar cómo cambia fuertemente la composición educativa de la población en general. Para aquellos nacidos en 1939 o antes, un 76% de la población tiene entre 0 y 6 años de educación. A la vez, aquellos nacidos en 1979 o después, están concentrados en un 50% de las observaciones en los 12 años de escolaridad. Para los estudios superiores, hubo un cambio de un 2% para los nacidos antes de 1939 a un 10% para los nacidos entre 1969 y 1979. Esto podría reflejar el éxito chileno de las políticas educacionales desarrolladas que buscaban mejorar la cobertura educacional básica y media.

Los porcentajes indican una transición en el tiempo hacia la diagonal de las matrices. Las celdas lejanas a la diagonal van bajando sus porcentajes progresivamente hasta llegar a 0 en la última matriz. Sin embargo, hay que tomar en cuenta que la muestra es más pequeña para la cohorte más joven (27 años) respecto de la más vieja. Actualmente, la edad de matrimonio promedio está por sobre los 32 años para hombres y mujeres. La suma de porcentajes de observaciones en la diagonal para cada matriz ha ido disminuyendo de un

---

<sup>9</sup> Cuadros por cohorte en Anexo.

70% para los mayores de 67 años a un 57% para los menores de 27 años. Estos resultados merecen ser observados con más cuidado a través de los modelos log-lineares. Posiblemente esto se deba a que el acceso a la educación dispersó la fuerte concentración que existía entre los 0 y 6 años de escolaridad y sitúa a más personas en el grupo medio que se casa de manera más dispersa en torno a la diagonal. Las estimaciones que siguen aportan más información.

#### *5.4 Modelos log lineares multivariable.: tendencias de homogamia en el tiempo. Modelo Cuasi- Independencia.*

Descrita la situación de cohorte transversal para los matrimonios, ampliaremos el análisis considerando la edad de las parejas y la educación del padre de la mujer. Esto busca determinar cómo evoluciona en el tiempo la asociación positiva y si la “dote cultural” –medida en este caso por la educación del padre– influye o no en las posibilidades de matrimonio diversos o similares.

Al estimar con un modelo de Quasi- Independencia para las 4 variables, la interpretación de los datos se vuelve más algo más compleja y menos directa, sin embargo, da riqueza a la explicación. Por ejemplo, si se analiza globalmente la asociación positiva se encuentran niveles similares tanto para México como Brasil ( $r=0.67$ ) y algo menos para Chile ( $r=0.61$ ); mientras que con modelos log-lineares se pueden ver las interacciones de manera más fina. Ya no basta con la descripción general, ahora se estudia cómo varían los distintos tramos (Torche, 2008).

Para interpretar la Tabla 8 es necesario dejar constante las otras variables. Así, para ver qué sucede en el tiempo con las asociaciones positivas por educación, se tiene que analizar para un mismo  $b_{ij}$ , es decir dejando la educación padre constante. Esto equivale a desplazarse por la columna hacia abajo, comparando a través de las cohortes.

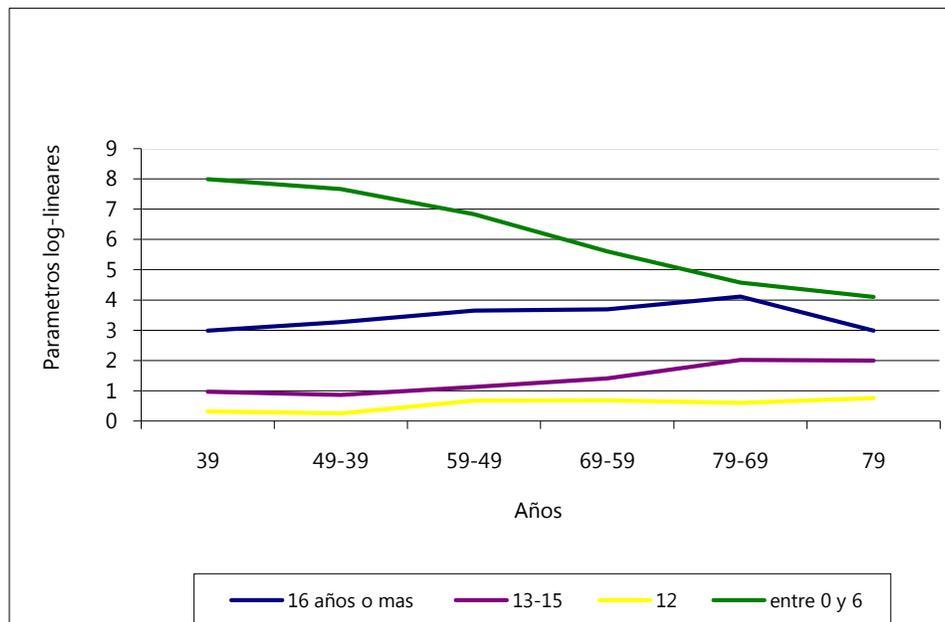
De esta manera, se aprecia para los matrimonios de menor educación una disminución en los niveles de asociación positiva. Esto posiblemente se explique por la desconcentración

educacional entorno a los 0 y 6 años de escolaridad experimentada en Chile, que se deba a su vez por el aumento en cobertura educacional media y básica. Tramos menos educados tienden a casarse de manera algo más diversa que respecto a 1939, ya que existe mayor diversidad educacional para los que formaban antes este grupo. El efecto es mayor al que se encuentra en países desarrollados (Mare, 1991; Schwartz y Mare, 2005; Esteve, 2006) y la diferencia se da en que ellos no han sufrido estos fuertes cambios en la cobertura educacional. Corea en cambio, entre 1930 y 1998, sufre una baja en la tendencia a la homogamia en el grupo con educación básica incompleta, similar a la chilena. Esta es explicada también por el aumento en la cobertura (Parks y Smits, 2005). Es importante tener en cuenta para establecer comparaciones la diferencia en la calidad educacional entre Chile y Corea.

El mismo análisis para  $b_{44}$  indica que la asociación positiva para el grupo de mayor escolaridad –16 o más años– ha aumentado desde las cohortes nacidas en 1939 o antes ( $b_{44} = 2.9$ ) respecto a las cohortes nacidas entre 1969 y 1979 ( $b_{44} = 4.11$ ). Para las nacidas en 1979 o después, se aprecia un parámetro lo-glineal de  $b_{44} = 2.99$ , que posiblemente esté disminuido ya que al momento de la encuesta las parejas tenían 27 años o menos; esto es bajo la edad promedio de matrimonio para mujeres (30 años) y hombres (35 años).

Para aquéllos con educación media terminada no hay una clara tendencia respecto de si aumentan o se mantienen los niveles de asociación positiva en el tiempo. Hay un leve aumento para quienes se educan entre 13-15 años, los que tienen títulos técnicos o estudios universitarios incompletos, lo que se puede apreciar claramente en la Figura 1.

**Figura 1: Tendencias en el tiempo de homogamia para las cohortes chilenas nacidas entre 1939-1979**



Nota: mismo intervalo educacional del padre.

#### 5.4.1 Educación del padre como dote cultural

La agrupación educacional de padres de las esposas y esposos, está dada por un primer grupo que tiene entre 0 y 6 años de educación (1); otro grupo que incluye educación media completa (2); uno que tiene educación técnica superior completa (3) y, por último, uno que considera a los con título universitario completo (4). A continuación se busca determinar si el nivel educacional del padre tiene algún efecto sobre el matrimonio del hijo/a y si existen diferencias entre sexo y cohorte para este efecto.

Fijando en fila el parámetro  $b_{ij}$  y manteniéndose en la misma cohorte, con un movimiento a lo largo de fila, se puede distinguir el efecto que tiene un aumento en el nivel educacional del padre sobre la asociación positiva.

Un análisis general permitiría notar que para los grupos extremos la educación del padre tiende a aumentar la homogamia en la medida en que se aproxima al grupo educacional similar al suyo. Por ejemplo, pasar de padres del cuarto grupo educacional a padres del primer tramo educacional, con hijos en el primer tramo educacional ( $b_{11}$ ), genera que

aumenten las barreras educacionales para los hijos (para ambos sexos, tablas 5 y 6, hay un aumento promedio de 3.1 en escala de logaritmo). Lo mismo para aquéllos con educación universitaria completa. Este fuerte cambio en el indicador señala cómo la educación de los padres podría determinar en un alto grado, el tipo de matrimonio que tendrán las parejas en los extremos. Es decir, dichos extremos tienden más a la homogamia y esto se refuerza si la educación del padre es coincidente.

La educación de los padres para los grupos medios tiene un efecto incierto. Para aquellos con educación media completa, una educación del padre baja, los lleva a aumentar la homogamia en tramos bajos. Si es alta, los parámetros negativos revelarían heterogamia en los matrimonios. Por otro lado, aquellos con estudios técnicos o universitarios incompletos, tienden a casarse con personas con estudios universitarios incompletos con bastante consistencia, sin importar la educación de los padres. A pesar de ello, en este grupo se da una de las mayores diferencias entre hombres y mujeres para efectos de la educación del padre. En este caso, las mujeres tienen parámetros considerablemente más altos que los hombres y caen menos al considerar un padre del intervalo distinto. Esto lleva a pensar que para mujeres con estudios universitarios incompletos, la educación del padre es más influyente que para los hombres a la hora de contraer matrimonios positivamente asociados. Los parámetros de celdas esquinas [(3,4) ;(4,3)] muestran que es más común que las mujeres se casen hacia arriba que los hombres y que ellas reaccionan más a la educación de sus padres (FEMPAED) que el esposo al suyo (MALEPAED). Un modelo de Quasi-Cruce de Parámetros permitiría estimar de manera más efectiva si la educación del padre permite contraer matrimonios ventajosos en educación de la pareja. Y, si como permite inducir el modelo de Quasi-Independencia, es mayor el efecto en las mujeres por lo que podría entenderse como una “dote” moderna. (Blackwell, 1998)

**Tabla 8: Parámetros de homogamia para Esposo estimadas por C.I., incluyendo cohorte y educación padre.**

		menores de 27				
		Educacion Padre Esposo				
	log-	1	2	3	4	(1)-(4)
Parametros lineares [i,j]	b_11	3,6	1,8	2,3	1,8	-1,8
	b_22	1,8	1,0	-0,3	-0,9	-2,7
	b_33	1,2	2,1	1,7	1,2	0,0
	b_44	1,4	1,1	0,7	2,8	1,4
	b_34	0,5	1,1	1,8	0,8	0,3
	b_43	0,6	1,3	1,1	1,2	0,6
		entre 27 y 37				
		Educacion Padre Esposo				
	log-	1	2	3	4	(1)-(4)
Parametros lineares [i,j]	b_11	3,9	0,6	2,2	1,2	-2,7
	b_22	1,4	0,4	0,0	-0,5	-1,9
	b_33	1,3	1,6	2,4	1,9	0,6
	b_44	1,3	2,4	3,5	4,2	3,0
	b_34	0,6	1,2	1,8	1,3	0,7
	b_43	0,4	1,3	2,6	2,8	2,5
		Entre 37 y 47				
		Educacion Padre Esposo				
	log-	1	2	3	4	(1)-(4)
Parametros lineares [i,j]	b_11	5,1	1,9	2,1	2,5	-2,7
	b_22	1,6	0,5	-0,1	-0,6	-2,2
	b_33	1,1	1,8	2,1	1,0	0,0
	b_44	1,6	2,7	2,7	4,1	2,5
	b_34	0,4	1,0	1,1	1,7	1,3
	b_43	0,3	1,2	2,3	2,8	2,5
		entre 47 y 57				
		Educacion Padre Esposo				
	log-	1	2	3	4	(1)-(4)
Parametros lineares [i,j]	b_11	6,2	3,0	3,0	3,0	-3,1
	b_22	1,4	0,4	-0,4	0,0	-1,5
	b_33	0,5	1,3	1,5	1,2	0,7
	b_44	2,1	2,8	3,3	3,9	1,8
	b_34	0,5	1,0	1,3	1,7	1,2
	b_43	0,8	1,3	1,7	2,6	1,8
		entre 57 y 67				
		Educacion Padre Esposo				
	log-	1	2	3	4	(1)-(4)
Parametros lineares [i,j]	b_11	7,6	4,2	3,6	3,6	-4,0
	b_22	1,3	0,3	0,0	-0,8	-2,1
	b_33	0,1	0,9	-0,4	1,2	1,1
	b_44	1,9	2,3	2,8	3,5	1,6
	b_34	-0,3	0,9	1,0	1,1	1,4
	b_43		0,7	1,3	2,2	2,2
		67 o más				
		Educacion Padre Esposo				
	log-	1	2	3	4	(1)-(4)
Parametros lineares [i,j]	b_11	8,3	4,8	4,4	3,8	-4,6
	b_22	1,2	0,5	-0,2	-0,8	-1,9
	b_33	0,2	-0,5	1,3	0,0	-0,2
	b_44	1,8	2,4	2,1	2,4	0,6
	b_34	-0,2	-0,1	1,4	0,8	0,9
	b_43	0,1	0,3	1,7	0,1	0,0

**Tabla 9: Parámetros de homogamia para Esposa estimadas por C.I., incluyendo cohorte y educación padre.**

		27 o menos años de edad				
		Educacion Padre Esposa				
	log-	1,0	2,0	3,0	4,0	(1) - (4)
Parametros lineares [i,j]	b_11	4,1	0,9	2,1	1,8	-2,3
	b_22	1,9	0,8	0,0	0,0	-1,8
	b_33	1,1	1,2	2,0	2,1	1,0
	b_44	1,3	1,7	2,0	3,0	1,7
	b_34	-0,6	0,7	1,9	2,1	2,7
	b_43	0,3	0,8	1,6	2,1	1,8
		entre 37 y 27 años de edad				
		Educacion Padre Esposa				
	log-	1,0	2,0	3,0	4,0	(1) - (4)
Parametros lineares [i,j]	b_11	4,6	1,2	2,4	2,2	-2,3
	b_22	1,5	0,6	0,1	0,1	-1,4
	b_33	1,1	1,8	2,0	2,0	0,9
	b_44	1,3	2,5	3,0	4,1	2,8
	b_34	0,1	1,1	1,3	2,2	2,1
	b_43	0,4	1,3	2,2	1,9	1,5
		entre 37 y 47 años de edad				
		Educacion Padre Esposa				
	log-	1,0	2,0	3,0	4,0	(1) - (4)
Parametros lineares [i,j]	b_11	5,6	2,6	2,5	1,5	-4,1
	b_22	1,6	0,7	0,1	-0,2	-1,8
	b_33	0,9	1,5	1,4	1,6	0,7
	b_44	1,5	2,7	3,3	3,7	2,2
	b_34	0,4	0,9	1,8	1,4	0,9
	b_43	0,3	1,4	2,3	2,0	1,7
		entre 57 y 47 años de edad				
		Educacion Padre Esposa				
	log-	1,0	2,0	3,0	4,0	(1) - (4)
Parametros lineares [i,j]	b_11	6,8	3,6	3,6	3,9	-2,9
	b_22	1,5	0,7	-0,1	0,0	-1,6
	b_33	0,4	1,1	1,1	1,6	1,1
	b_44	2,1	2,7	3,2	3,7	1,5
	b_34	0,5	1,1	0,3	1,8	1,4
	b_43	0,6	0,6	1,2	1,8	1,8
		entre 57 y 67 años de edad				
		Educacion Padre Esposa				
	log-	1,0	2,0	3,0	4,0	(1) - (4)
Parametros lineares [i,j]	b_11	7,7	4,3	4,1	4,1	-3,6
	b_22	1,1	0,3	-0,2	-0,4	-1,6
	b_33	0,0	0,4	0,9	1,4	1,4
	b_44	1,7	2,4	2,5	3,3	1,6
	b_34	-0,2	0,5	1,5	1,4	1,6
	b_43	2,0	0,4	0,5	1,8	-0,2
		mayores de 67 años de edad				
		Educacion Padre Esposa				
	log-	1,0	2,0	3,0	4,0	(1) - (4)
Parametros lineares [i,j]	b_11	8,0	4,6	4,1	4,4	-3,5
	b_22	1,3	0,3	0,0	-0,6	-1,9
	b_33	0,9	0,2	1,0	1,1	0,3
	b_44	1,2	2,3	2,6	3,0	1,8
	b_34	0,0	0,3	1,3	0,6	0,6
	b_43	0,1	0,4	0,6	0,7	0,6

## 6. CONCLUSIONES

La riqueza de la sección agregada de la encuesta CASEN 2006, permite obtener una serie de conclusiones respecto de las distintas interacciones entre el matrimonio y las características socioeconómicas de los esposos. A pesar de no contar con fechas de matrimonio se obtienen interesantes conclusiones, respecto de la intensidad en la homogamia, la evolución en las tendencias de homogamia, la influencia del capital cultural en las decisiones de matrimonios y la existencia de simetría de género en el efecto del capital cultural sobre éstas decisiones.

Primero, notamos que son los extremos educacionales quienes más se casan entre sí: aquéllos entre 0 y 6 años de escolaridad y con 16 o más años de escolaridad. Los parámetros de asociación positiva son más débiles para quienes terminan con educación media completa, ello indicaría que se casan con algo más de heterogeneidad en educación. Kalmijn (1998) se refiere a este fenómeno como uno dado por las oportunidades. Casarse fuera de su grupo en los extremos sólo es posible en una dirección, mientras que en los grupos del medio pueden casarse en dos direcciones (abajo y arriba).

La hipergamia se da con mayor facilidad entre personas con “*algunos estudios universitarios*” casados con individuos con “*estudios universitarios completos*”. En el otro extremo, los que enfrentan barreras a un matrimonio ventajoso más fuertes son los con escolaridad entre 0 y 6 años, además del mayor grado de homogamia estimado. Esto da cuenta de cómo los patrones de asociación positiva reproducen los patrones de desigualdad y movilidad en Chile (Torche, 2006).

La tendencia a la asociación positiva disminuye en el tiempo para quienes tienen educación básica incompleta y ha aumentado para quienes tienen 16 o más años de escolaridad. Lo que concuerda con lo observado internacionalmente y respalda la hipótesis de una élite que se distancia cada vez más del resto de la sociedad. La disminución en homogamia para el grupo con educación básica incompleta se explica por el fuerte cambio en composición educacional. Por ejemplo: para quienes nacen antes de 1939, un 76% de los matrimonios

tenía educación básica incompleta; luego los nacidos después de 1979 concentran su nivel educacional en un 48% en educación media completa. A pesar de la caída en la tendencia homogamia, cabe notar que las barreras para matrimonios distintos en este grupo siguen siendo las más altas, además de tener los parámetros de asociación positiva más altos.

Respecto de un emparejamiento cultural se encuentran evidencias que apuntan en dicha dirección. Para ambos sexos, lo más frecuente es que el nivel educacional del padre sea el mismo que el del hijo. Niveles educacionales del padre y el hijo distintos generan matrimonios menos homogamos educacionalmente. Esto demuestra la escasa movilidad educacional (Núñez y Miranda, 2007) y que las decisiones en matrimonio se ven afectadas por el capital cultural<sup>10</sup>. El nivel educacional del padre refuerza la tendencia a la homogamia para los extremos e inclina la balanza hacia un extremo u otro para los grupos medios algo más diversos en sus opciones matrimoniales. En todas las cohortes se aprecia que son las mujeres quienes más tienden a la hipergamia educacional. A diferencia de lo obtenido por Blackwell (1998) no se puede indicar que la educación del padre afecte a las mujeres más que a los hombres (ambos ven cambiar los parámetros en la misma proporción al considerar a sus padres), por lo que se encuentra evidencia de que existe simetría de género para el capital cultural, pero no habría simetría de género para la homogamia educacional.

Queda planteado para una investigación futura complementar con más variables que estudien el efecto del capital cultural, como por ejemplo, lugar de residencia o asociación por apellidos. Para Chile sería interesante también determinar en un modelo de comportamiento si el aumento en homogamia de la élite se traduce en un equilibrio de distribución más inequitativo.

---

<sup>10</sup> Entendiendo como variable proxy la escolaridad del padre

## BIBLIOGRAFIA

- Esteve, Albert, Robert McCa. 2007. "Homogamia Educacional en México y Brasil, 1970 – 2000: Pautas y Tendencia." *Latin American Research Review*, 42 (2): 56-85.
- Blackwell, D.L. 1998. "Marital Homogamy in the United States: The Influence of Individual and Paternal Education." *Social Science Research*, 27: 159-188.
- Fernández Raquel, Richard Rogerson. 2001. "Sorting and long-run inequality." *Quarterly Journal of Economics*, 116: 1305-1341.
- Hyunjoon Park y Jeroen Smits. 2005. "Educational Assortative Mating in South Korea: Trends 1930–1998." *Research in Social Stratification and Mobility*, 23: 103-127.
- Larrañaga, Osvaldo, Cristián Sanchez. 2009. "Movilidad Intergeneracional de Ingresos y Asociación de Parejas: Evidencia para Chile." [www.cybertesis.cl/tesis/uchile/2009/sanchez\\_c/sources/sanchez\\_c.pdf](http://www.cybertesis.cl/tesis/uchile/2009/sanchez_c/sources/sanchez_c.pdf)
- Esteve, Albert, Clara Cortina. 2006. "Changes in Educational Assortative Mating in Contemporary Spain." *Demographic Research*, 14: 405-428.
- Mare D. Robert. 1991. "Five Decades of Educational Assortative Mating." *American Sociological Review*, 56: 15-32.
- Schwarz, Christine, Robert D. Mare. 2005. "Trends in Educational Assortative Marriage From 1940 to 2003." *Demography*, 42: 621-646.
- Kremer, Michael. 1998. "How Much does sorting increase inequality?" *Quarterly Journal of Economics*, 112: 115-139.
- Yoram Weiss. 1997. "The formation and dissolution of families: Why Marry? Who marries Whom? And what happens upon divorce". In *Handbook of Population and Family Economics*, ed. Mark R. Rosenzweig and Oded Stark, Volumen 1, Part 1, 81-123. Elsevier
- Fernández, Raquel. 2002. "Education, segregation and marital sorting: theory and an application to the UK." *European Economic Review*, 46: 993-1022.
- Lewis, Susan K., Valerie K. Oppenheimer. 2000. "Educational Assortative Mating across Marriage Markets: Non-Hispanic Whites in the United States." *Demography*, 37: 29-40.
- Kalmijn, Matthijs. 1991a. "Status Homogamy in the United States." *The American Journal of Sociology*, 97: 496-523.
- Knoke, David, Peter J. Burke. 1980. *Log Linear Models*. Beverly Hills: Sage Publications.

Becker, Gary. 1981. *A Treatise on the family*. Cambridge: Harvard University Press.

Núñez Javier y Leslie Miranda. 2010. "Intergenerational Income Mobility in a Less-Developed, High-Inequality Context: The Case of Chile." *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, vol. 10 (1), artículo 33.

Torche Florencia. 2010. "Educational Assortative Mating and Economic Inequality: A Comparative Analysis of Three Latin American Countries." *Demography*, 47: 481-502.

Herrnstein, Richard J. , Charles Murray. 1994. "The Bell Curve: Inteligence and Class Structure in American Life" New York: The Free Press.

Reich, Robert. 1991. "Secession of the successfull," New York Times Magazine. 20 Enero, 16-17.

Lam, David. 1988. "Marriage Markets and Assortative Mating with Household Public Goods: Theoretical Results and Empirical Implications". *The Journal of Human Resource*, 23: 462-487.

Wilson, William J. 1987. "The truly disadvantaged: the Inner city, the underclass, and public policy." Chicago, IL: The Univ. of Chicago Press

Bourdieu, Pierre. 2002. *Population and Development Review*, 28 (3): 549-558.

## ANEXO

## COMPARACIÓN DESCRIPTIVA DE COHORTES.

## Nacidos antes de 1939

```
. tab husb_ed wife_ed if malecoh==6 , ce
```

Key
<i>frequency</i>
<i>cell percentage</i>

husb_ed	1	2	wife_ed 3	4	5	Total
1	4,102 70.22	270 4.62	62 1.06	7 0.12	8 0.14	4,449 76.16
2	321 5.49	355 6.08	65 1.11	9 0.15	27 0.46	777 13.30
3	71 1.22	64 1.10	198 3.39	9 0.15	22 0.38	364 6.23
4	10 0.17	13 0.22	22 0.38	12 0.21	9 0.15	66 1.13
5	14 0.24	33 0.56	57 0.98	16 0.27	66 1.13	186 3.18
Total	4,518 77.34	735 12.58	404 6.92	53 0.91	132 2.26	5,842 100.00

## Nacidos entre 1939-1949

Key
<i>frequency</i>
<i>cell percentage</i>

husb_ed	1	2	wife_ed 3	4	5	Total
1	3,660 53.89	584 8.60	106 1.56	8 0.12	15 0.22	4,373 64.38
2	505 7.44	658 9.69	160 2.36	20 0.29	38 0.56	1,381 20.33
3	83 1.22	148 2.18	288 4.24	10 0.15	38 0.56	567 8.35
4	12 0.18	30 0.44	36 0.53	29 0.43	21 0.31	128 1.88
5	15 0.22	44 0.65	92 1.35	41 0.60	151 2.22	343 5.05
Total	4,275 62.94	1,464 21.55	682 10.04	108 1.59	263 3.87	6,792 100.00

## Nacidos entre 1949-1959

```
. tab husb_ed wife_ed if malecoh==4 , ce
```

Key
<i>frequency</i>
<i>cell percentage</i>

husb_ed	wife_ed					Total
	1	2	3	4	5	
1	2,138 23.89	874 9.77	148 1.65	10 0.11	11 0.12	3,181 35.55
2	916 10.24	1,674 18.71	450 5.03	70 0.78	63 0.70	3,173 35.46
3	142 1.59	453 5.06	737 8.24	81 0.91	85 0.95	1,498 16.74
4	11 0.12	62 0.69	115 1.29	101 1.13	66 0.74	355 3.97
5	10 0.11	68 0.76	176 1.97	118 1.32	370 4.13	742 8.29
Total	3,217 35.95	3,131 34.99	1,626 18.17	380 4.25	595 6.65	8,949 100.00

## Nacidos entre 1959-1969

Key
<i>frequency</i>
<i>cell percentage</i>

husb_ed	wife_ed					Total
	1	2	3	4	5	
1	1,091 10.44	787 7.53	209 2.00	14 0.13	9 0.09	2,110 20.20
2	825 7.90	2,373 22.71	881 8.43	125 1.20	56 0.54	4,260 40.78
3	120 1.15	748 7.16	1,348 12.90	236 2.26	120 1.15	2,572 24.62
4	3 0.03	93 0.89	245 2.35	248 2.37	89 0.85	678 6.49
5	6 0.06	37 0.35	199 1.90	169 1.62	416 3.98	827 7.92
Total	2,045 19.57	4,038 38.65	2,882 27.59	792 7.58	690 6.60	10,447 100.00

## Nacidos entre 1969-1979

Key
<i>frequency</i>
<i>cell percentage</i>

husb_ed	wife_ed					Total
	1	2	3	4	5	
1	262 4.36	308 5.13	75 1.25	7 0.12	3 0.05	655 10.91
2	317 5.28	1,162 19.35	604 10.06	101 1.68	27 0.45	2,211 36.82
3	63 1.05	454 7.56	1,107 18.43	188 3.13	103 1.72	1,915 31.89
4	4 0.07	73 1.22	227 3.78	232 3.86	78 1.30	614 10.22
5	2 0.03	23 0.38	130 2.16	138 2.30	317 5.28	610 10.16
Total	648 10.79	2,020 33.64	2,143 35.69	666 11.09	528 8.79	6,005 100.00

## Nacidos después de 1979

Key
<i>frequency</i>
<i>cell percentage</i>

husb_ed	wife_ed					Total
	1	2	3	4	5	
1	21 1.93	27 2.48	15 1.38	1 0.09	0 0.00	64 5.89
2	20 1.84	196 18.03	124 11.41	9 0.83	2 0.18	351 32.29
3	12 1.10	108 9.94	347 31.92	41 3.77	13 1.20	521 47.93
4	0 0.00	9 0.83	39 3.59	32 2.94	13 1.20	93 8.56
5	0 0.00	4 0.37	13 1.20	15 1.38	26 2.39	58 5.34
Total	53 4.88	344 31.65	538 49.49	98 9.02	54 4.97	1,087 100.00