

Winkler, Hernán

Working Paper

Estructura de Edades de la Fuerza Laboral y Distribución del Ingreso: Un Análisis Empírico para la Argentina

Documento de Trabajo, No. 6

Provided in Cooperation with:

Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), Universidad Nacional de La Plata

Suggested Citation: Winkler, Hernán (2004) : Estructura de Edades de la Fuerza Laboral y Distribución del Ingreso: Un Análisis Empírico para la Argentina, Documento de Trabajo, No. 6, Universidad Nacional de La Plata, Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), La Plata

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/189561>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

C | E | D | L | A | S

Centro de Estudios
Distributivos, Laborales y Sociales

Maestría en Economía
Universidad Nacional de La Plata



**Estructura de Edades de la Fuerza Laboral y
Distribución del Ingreso: Un Análisis Empírico para
la Argentina**

Hernán Winkler

Documento de Trabajo Nro. 6
Febrero, 2004

**Estructura de Edades de la Fuerza Laboral
y Distribución del Ingreso**
Un análisis empírico para la Argentina

Hernán Jorge Winkler*
Universidad Nacional de La Plata

Resumen

El objetivo de este análisis es investigar en qué dirección puede moverse la desigualdad de la distribución del ingreso laboral horario ante cambios en la estructura de edades de la fuerza de trabajo de la República Argentina. Los resultados indican que los efectos distributivos de una mayor participación de trabajadores jóvenes en el total son contrapuestos. Por un lado, la desigualdad total puede caer dado que este grupo se caracteriza por una menor dispersión de ingresos. Por otro, la desigualdad puede aumentar dado que un incremento en el tamaño de una cohorte tiene efectos negativos en sus ingresos medios, ampliando así la dispersión de las remuneraciones entre diferentes grupos de edad. Sin embargo, dado que los ingresos de los individuos con mayor educación son más sensibles al tamaño de la cohorte, la desigualdad podría caer. En cuanto al efecto final de dichos cambios, lamentablemente en este trabajo no se puede dar una respuesta definitiva.

Palabras clave: desigualdad, ingreso laboral, estructura de edades, cohort size, Argentina.

Clasificación JEL: D31, J21, J23, J31.

* hernanwinkler@yahoo.com.ar

1. Introducción.

En este trabajo se estudian cuales serían los posibles efectos distributivos de alteraciones en la estructura de edades de la población. La desigualdad total puede verse afectada de tres maneras distintas ante un cambio en dicha estructura¹. Primero, diferentes grupos de edad pueden estar caracterizados por diferentes niveles de desigualdad. Si los grupos más jóvenes tienen una menor dispersión de ingresos, entonces un mayor crecimiento poblacional, al disminuir la edad promedio de la población debería disminuir también la desigualdad agregada. Segundo, un mayor crecimiento de la población incrementa la participación de los trabajadores más jóvenes a expensas de los más viejos, quienes ganan más que los primeros. Así, la estructura de edades afecta la desigualdad aún sin alterarse el perfil de edad-ingresos. Finalmente, un mayor crecimiento distribuye la estructura de edades hacia las cohortes más jóvenes, posiblemente incrementando el premio a la experiencia y por lo tanto la desigualdad. Esto es así porque cohortes jóvenes más grandes enfrentan menores ingresos medios. Los dos primeros efectos operan a través de cambios en los pesos relativos de distintos grupos de edad, que difieren en la media o en la varianza de sus ingresos, tomando el perfil de edad-ingresos como fijo. Por el contrario, el tercer efecto opera a través del impacto del tamaño de una cohorte (*cohort size effects*) en el perfil de edad-ingresos.

El propósito del presente análisis es investigar en qué medida estos efectos pueden contribuir a modificar la desigualdad de los ingresos laborales horarios de los hombres en Argentina. A tal efecto, en la sección 2 se lleva a cabo un estudio preliminar para ver cual es la importancia relativa de la desigualdad entre y dentro de grupos de edades. En la sección 3 se investiga la existencia de perfiles de edad-desigualdad a lo largo de la vida de los individuos. En la sección 4 se intenta ver cuales fueron los cambios en los perfiles de edad-ingreso en los últimos años, y sus consecuencias distributivas, y además se investigan las posibles causas de dichos cambios.

2. Un análisis preliminar.

De los tres efectos del crecimiento poblacional mencionados en la introducción, el segundo y el tercero están relacionados con desigualdad de ingresos entre (*between*) distintos grupos de edad, mientras que el primero hace referencia a la desigualdad de ingresos dentro de (*within*) cada grupo. Así, el primer paso a dar es calcular en qué medida la desigualdad total se explica por la desigualdad *between* y *within*. Con tal propósito, se descompuso el índice de Theil del ingreso

¹ Higgins y Williamson (1999)

laboral horario entre grupos de edad², para los trabajadores hombres entre 21 y 60 años de edad del Gran Buenos Aires.

Cuadro I. Evolución del índice Theil y descomposición por edades

Año	Theil	Participación (%)	
		Intragrupal	Intergrupal
1974	0.160	95.76%	4.24%
1980	0.283	99.29%	0.71%
1985	0.318	96.17%	3.83%
1989	0.485	98.09%	1.91%
1993	0.296	94.43%	5.57%
1997	0.349	93.53%	6.47%
2001	0.352	99.79%	0.21%

Como puede verse en el cuadro I, casi la totalidad del índice de Theil se explica por la desigualdad *within*, con rangos que van desde un mínimo de 93.43% en 1997 hasta un máximo de 99.79% en 2001. Si bien de este análisis podría concluirse que debería prestarse mayor atención a explicar la desigualdad *within* (debido a que explica la mayor parte de la desigualdad agregada), también es cierto que la desigualdad *between* explica un porcentaje **bajo** de un **elevado** nivel de desigualdad total, por lo que su importancia no debe ser desestimada.

3. Perfiles de edad-desigualdad

En esta sección se sigue de cerca el trabajo de Deaton y Paxson (1994), quienes analizan la evolución de la desigualdad en el tiempo para cada cohorte en Estados Unidos, Gran Bretaña y Taiwán. Utilizando datos de ingreso personal total evalúan la predicción de la teoría del ingreso permanente de que la desigualdad de consumo e ingreso para una cohorte dada se incrementa en el tiempo. No utilizan datos en panel debido a los problemas de *sample attrition* que estos sufren. Por lo tanto, en vez de tratar de seguir a los mismos individuos en el tiempo, siguen cohortes de personas a través de los individuos seleccionados aleatoriamente en las encuestas tradicionales. Por ejemplo, al evaluar la evolución de la desigualdad de los individuos que tenían 31 años en 1977, comparan su desigualdad con la que caracteriza a los individuos de 32 años (que probablemente sean otros) en el año 1978.

² Se dividió a la población considerada en 8 grupos de edad: Grupo 1 (21 a 25 años), Grupo 2 (26 a 30 años), Grupo 3 (31 a 35), Grupo 4 (36 a 40), Grupo 5 (41 a 45), Grupo 6 (46 a 50), Grupo 7 (51 a 55) y Grupo 8 (56 a 60)

A la hora de evaluar la hipótesis de que la desigualdad se incrementa con la edad para una cohorte dada en Argentina varias modificaciones son necesarias. En primer lugar, debido a que la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) no capta correctamente los ingresos no laborales y no releva datos de consumo, se utilizarán como unidad de análisis los ingresos laborales horarios de los hombres³ entre 23 y 60 años de edad (“muestra completa”, de ahora en adelante). En consecuencia, se deberá recurrir a otro tipo de teorías, distintas de las de ingreso permanente, para explicar los perfiles de desigualdad. En segundo lugar, al no disponer de datos en panel para períodos largos de tiempo, existe la obligación de recurrir a la metodología de Deaton y Paxson (DyP, de ahora en adelante).

En Argentina, no existe una encuesta periódica que cubra todo el territorio nacional para un período de tiempo considerable. El aglomerado para el cual existe un mayor número de observaciones en el tiempo es el de Gran Buenos Aires, que se encuentra cubierto en el período 1974-2001 (con interrupciones), por lo que solo se trabajará con esta jurisdicción. Una consecuencia de ello es que existe un número muy bajo de observaciones para cada edad, por lo que cualquier estimación de un índice de desigualdad para cada grupo de edad dista de ser confiable. Por lo tanto, se seguirá a DyP (1994) y Margot (2001) al tomar bandas de cinco años para definir una cohorte. En particular, se definieron 13 cohortes que incluyen a los individuos con 2-6 años de edad en 1980 hasta los individuos con 62-66 años en 1980⁴. Al igual que en DyP (1994), la edad de una cohorte se define como el punto medio de la banda de 5 años, y por lo tanto la muestra incluye a individuos desde 23 años (es decir, de 21 a 25 años) en 1974 hasta individuos con 60 años (es decir, 58-62 años) en 2001. Así, por ejemplo, la cohorte de individuos con 4 años de edad en 1980 no se incluye en la muestra hasta el año 1999, cuando alcanzan la edad de 23 años e “ingresan” al mercado laboral. Del mismo modo, las cohortes más viejas quedan eliminadas de la muestra en los últimos años, específicamente cuando la edad asignada supera los 60 años. Teniendo en cuenta estos aspectos, existen en total 153 índices de desigualdad a estimar (existe un índice por cada celda cohorte-año). El número de individuos en cada celda oscila entre 300 y 125 en la mayoría de los casos, con un mínimo de 75 individuos para la cohorte con 60 años en 1991.

Los índices de desigualdad utilizados son dos. En primer lugar se utiliza el índice de Theil, debido a sus buenas propiedades ante descomposiciones. En segundo lugar se utiliza el Desvío Estándar del logaritmo natural del ingreso laboral horario (DV de ahora en más) para seguir a DyP (1994). También se deflactaron los ingresos por el índice de precios al consumidor del mes de

³ Se trabajará solo con individuos de sexo masculino para seguir parte de la literatura mencionada en este trabajo (Welch, 1979; Behrman y Birdsall, 1988; Margot, 2001), y porque los fenómenos a analizar varían según el sexo considerado, como se verá más adelante

⁴ Podrían haberse definido las cohortes con respecto al año 1974, pero se eligió el año 1980 puesto que la cohorte más joven en dicho año (que incluye a los individuos de 2 a 6 años) no había nacido en 1974.

realización de la encuesta (octubre) y se tuvieron en cuenta los cambios de signo monetario. Otra limitación de los datos es que no se podrá seguir a ningún individuo durante toda su vida laboral dado que se utilizarán las EPH entre 1974 y 2001, y por lo tanto sólo se podrán observar lapsos de tiempo (como máximo 28 años, con discontinuidades) en la actividad económica.

¿Qué teorías pueden explicar los perfiles de edad-desigualdad en los ingresos laborales horarios? Las teorías de learning, sorting y matching juegan un papel muy importante aquí. Los modelos de sorting describen cómo los trabajadores van conociendo sus características inobservables cuando las mismas tienen diferentes valores en diferentes trabajos. La mayor experiencia ayuda a asignar trabajadores más eficientemente con el paso del tiempo. Los modelos de matching describen situaciones donde todo el aprendizaje es específico a un trabajo particular. Puesto que este trabajo se concentra en aspectos empíricos, no se realizará un análisis detallado de dichos modelos. Basta con señalar que una de las predicciones de los mismos es que la desigualdad salarial se incrementa con la experiencia para una cohorte dada⁵.

Resultados

Los resultados son, en líneas generales, los esperados. En el gráfico I se encuentra la evolución del índice de Theil para cada cohorte⁶ y para todos los trabajadores entre 21 y 62 años. Como puede observarse, la desigualdad se incrementa con la edad para todas las cohortes (aunque no de manera monótona en cada caso) con la excepción de la cohorte 10⁷. Puede notarse que la desigualdad de toda la muestra no es muy diferente de la desigualdad para cada cohorte, probablemente debido a que, como se dijo antes, la desigualdad entre grupos de edad es muy baja, por lo que la desigualdad total es prácticamente igual a un promedio ponderado de la desigualdad de cada cohorte. El gráfico II, que muestra la evolución del índice DV, permite extraer las mismas conclusiones. Un hecho interesante es que al examinar los datos se observa que **el aumento porcentual de la desigualdad de cada cohorte es mucho mayor al de la muestra completa**, si se comparan los mismos períodos de tiempo.

⁵ Handbook of Income Distribution, Capítulo 7.

⁶ Se omitieron los gráficos de las cohortes más viejas y más jóvenes puesto que existen observaciones para muy pocos años. Para conocer la edad de cada cohorte en el año 1980 se puede consultar el cuadro AI en el apéndice.

⁷ La desigualdad de la cohorte 3 también aumenta si se descarta la observación correspondiente al año 1989, que puede considerarse un outlier.

Gráfico I. Evolución del índice de Theil para cada cohorte y para toda la muestra.

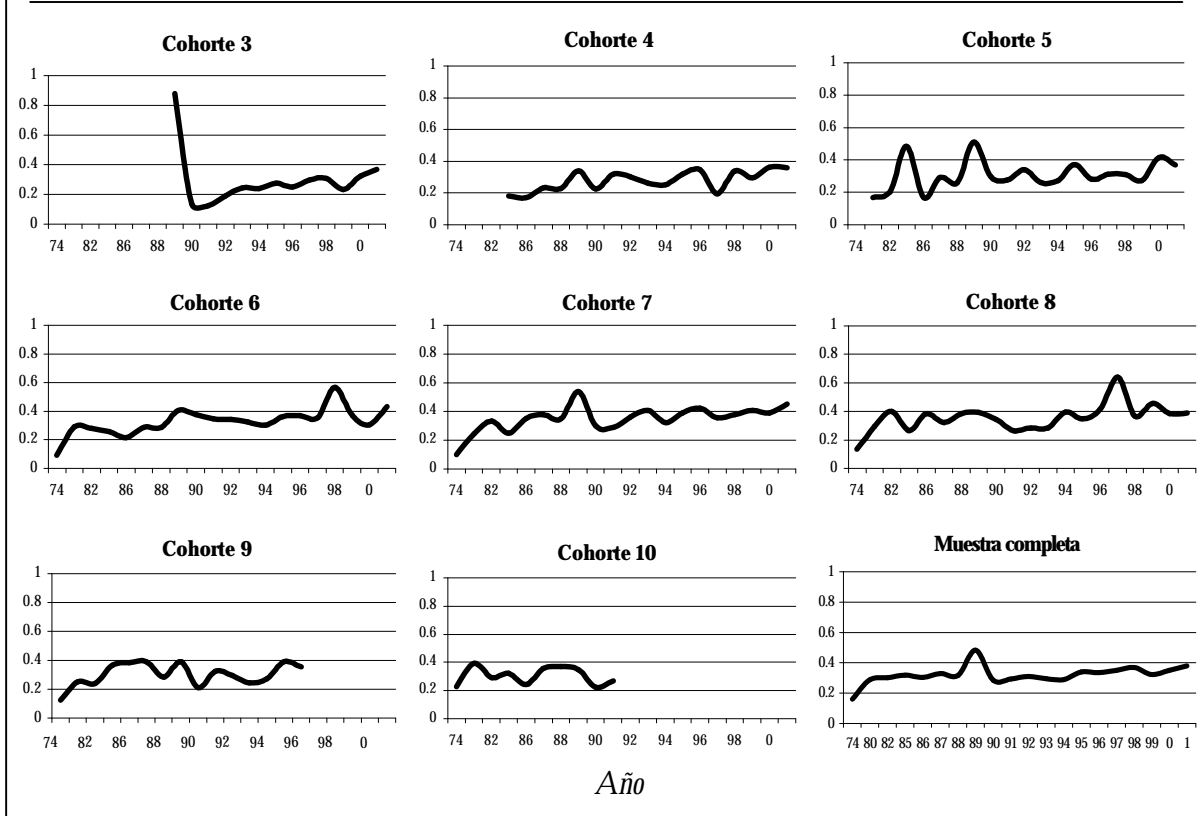
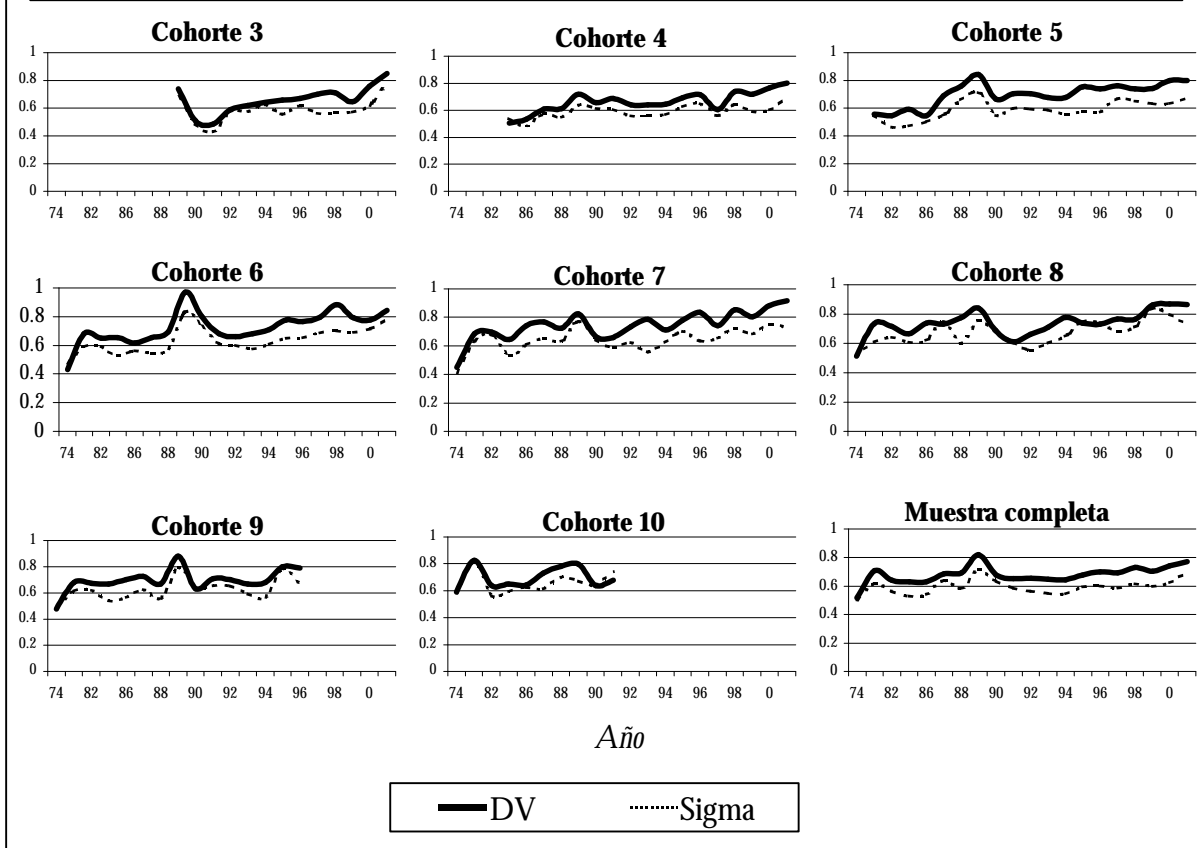
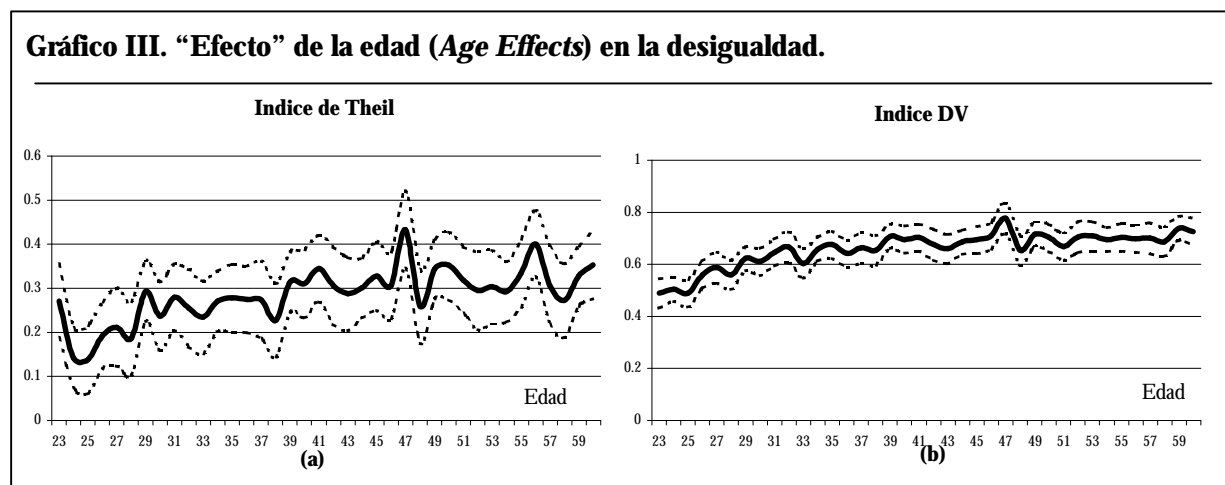


Gráfico II. Evolución del índice DV y del coeficiente sigma



Los gráficos comentados, sin embargo, pueden estar sesgados en el sentido de que el incremento en la desigualdad observado para cada cohorte con la edad no es sino el reflejo del incremento en la desigualdad que sufrió nuestro país en los últimos tiempos. Para comprobar de manera más precisa con qué intensidad la desigualdad aumenta con la edad, se estimó una ecuación simple por mínimos cuadrados donde la variable dependiente es el índice de Theil para cada celda y las variables independientes incluyen dummies por edad, dos variables dummies para controlar por la gran (baja) desigualdad del año 1989 (1974) y una tendencia lineal a partir del año 1991 (para que el incremento de la desigualdad global a partir de dicho año no sesgue los resultados). También se estimó una ecuación similar utilizando el índice DV como variable dependiente. En el gráfico III se muestra el “efecto” de la edad sobre el índice de Theil (Gráfico (a)) y sobre el índice DV (Gráfico (b)). Estos gráficos se obtuvieron utilizando las ecuaciones estimadas para predecir el efecto de cada edad en el índice de desigualdad utilizado, manteniendo constantes las demás variables independientes utilizadas. Además del coeficiente de cada dummy por edad se incluye el intervalo de confianza al 95% en líneas de puntos. Si bien los dos gráficos lucen diferentes a simple vista⁸, ambos muestran que la desigualdad tiende a aumentar con la edad de la cohorte hasta los 39-40 años y luego se estabiliza.

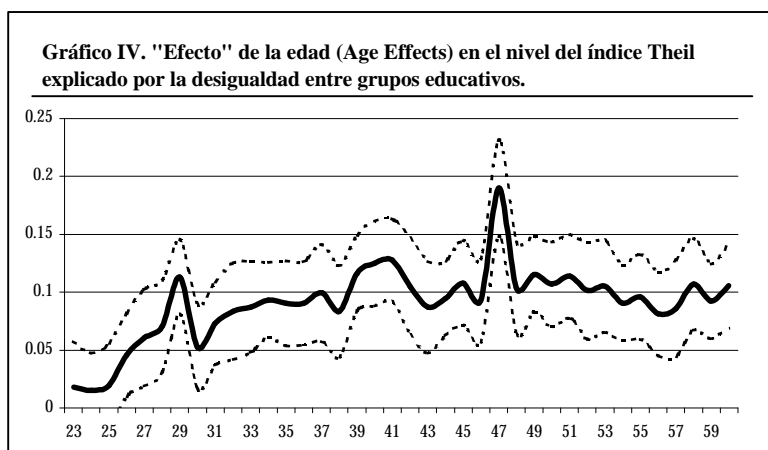


¿Qué factores están detrás del incremento en la desigualdad para cada cohorte? El primer factor a considerar es el nivel de educación de los individuos. A tal efecto, se descompuso el índice de Theil para cada cohorte con respecto al nivel educativo de los individuos. Un gráfico similar a I y II utilizando el valor del índice de Theil explicado por la dispersión de ingresos **entre** grupos educativos muestra que la desigualdad explicada por la dispersión de ingresos entre niveles de educación ha aumentado con la edad de cada cohorte⁹. Para poder sacar conclusiones más

⁸ En particular, el correspondiente al índice de Theil es mucho más volátil y tiene intervalos de confianza más amplios.

⁹ Dicho gráfico fue omitido para agilizar la exposición y porque no aporta información adicional relevante.

precisas, se estimaron ecuaciones iguales a las anteriores a fin de obtener el “efecto edad” en la desigualdad entre grupos educativos, es decir, se utilizó como variable dependiente al nivel del índice Theil explicado por la desigualdad *between*. En el Gráfico IV puede notarse que el “efecto edad” tiende a aumentar hasta alrededor de los cuarenta años y luego se estabiliza, mostrando una leve tendencia decreciente hacia el final de la vida laboral. Sin embargo, los intervalos de confianza son demasiado amplios como para sacar conclusiones definitivas.

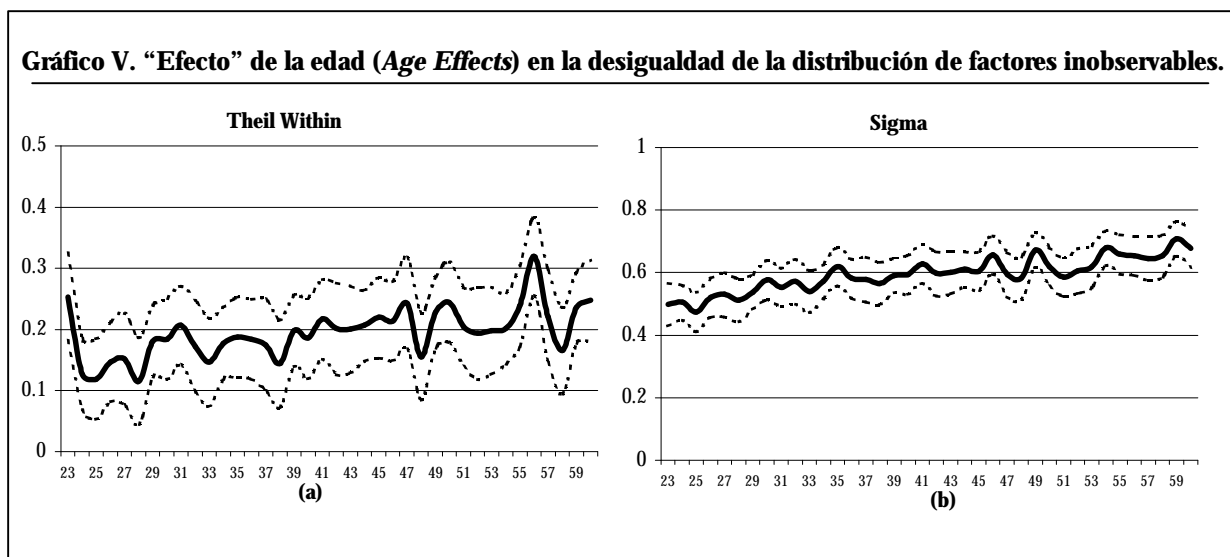


El segundo factor que puede afectar la forma de los perfiles de edad-desigualdad es la dotación y remuneración a factores distintos del nivel educativo, o inobservables. Para analizar esta hipótesis se estimó una ecuación similar a la anterior pero utilizando el nivel del índice Theil explicado por la desigualdad dentro de cada grupo educativo. En el Gráfico V (a) puede observarse que el rango en el que el efecto edad tiene tendencia positiva es mayor, estabilizándose recién alrededor de los 47-48 años aproximadamente. Una manera más precisa de medir la desigualdad con respecto a factores inobservables es utilizando los residuales de una ecuación de Mincer. A tal efecto, se estimaron ecuaciones de Mincer para cada celda cohorte-año por el método de Heckman, utilizando como variables independientes sólo a las dummies educativas tradicionales¹⁰ y como variable dependiente al logaritmo natural del ingreso laboral horario. Una vez obtenidos los residuales se calculó su desvío estándar (*Sigma*), el cual parece estar muy relacionado con el índice DV si se realiza una inspección gráfica¹¹. En efecto, el coeficiente de correlación entre el coeficiente Sigma y el índice DV es de **0,826**, indicando un elevado grado de asociación entre ambas variables. Luego se estimó el “efecto edad” en este coeficiente, que se encuentra en el gráfico V (b). Puede notarse que la desigualdad en el retorno y dotación de factores

¹⁰ En la ecuación de selección se utilizaron como variables independientes, además de las dummies educativas, a la asistencia o no a un establecimiento educativo, el número de hijos y una dummy por estado civil.

¹¹ Ver gráfico II. Se compara al coeficiente Sigma con el índice DV y no con el Theil porque son dos medidas similares en su construcción.

inobservables tiene, a diferencia de los índices anteriores, una tendencia positiva en todas las edades. Además, los intervalos de confianza son bastante reducidos. Esta evidencia sugeriría que el estancamiento de los índices de desigualdad alrededor de los 40 años de edad estaría influenciado por un estancamiento o decrecimiento en la desigualdad del retorno y dotación de factores observables, esto es, el nivel de educación alcanzado por los individuos. Esto es consistente con los modelos de learning, en el sentido de que la distribución del ingreso es más uniforme entre las cohortes jóvenes porque no existe mucha información para diferenciar un individuo de otro, y además dicha información viene dada en gran medida por el nivel educativo alcanzado. Sin embargo, a medida que un individuo va adquiriendo experiencia laboral va “revelando” su verdadera productividad de manera más precisa, lo cual está más relacionado con su dotación de factores inobservables. Es este “aprendizaje” de los factores inobservables lo que va haciendo cada vez más desigual la distribución del ingreso.



¿Porqué la desigualdad total aumenta a tasas menores para la muestra completa?

Como destacan DyP (1994), si la distribución de edades y la desigualdad en la distribución de ingresos para cada edad permanecen relativamente estables en el tiempo, la desigualdad total puede permanecer constante aún cuando la misma crezca con la edad de cada cohorte. Entonces, si tomamos el perfil de edad-ingreso como fijo e ignoramos la desigualdad entre grupos de edad, podemos preguntarnos por qué puede aumentar la desigualdad total en este contexto. La respuesta inmediata es que un menor crecimiento poblacional, al ocasionar un menor número de ingresantes a la fuerza laboral en el futuro, disminuye la participación de las cohortes jóvenes (que disfrutaban de menores niveles de desigualdad) en relación a las cohortes viejas, que son más desiguales. Otra posibilidad es que la desigualdad para cada edad crezca en el tiempo. Para evaluar estas dos

hipótesis se calculó la tasa de crecimiento de la participación en el total de ocupados y del índice de Theil para cada grupo de edad entre los años 1992 y 1997, cuyos resultados se encuentran en el cuadro II. En particular, podemos preguntarnos si alguno de estos dos fenómenos contribuyeron al notable incremento de la desigualdad entre dichos años. Un examen de los datos sugiere que ambos fenómenos podrían explicar el incremento en la desigualdad total. Si bien el índice de Theil subió para algunos grupos y cayó para otros, el incremento de la desigualdad para el grupo más viejo más que compensa las caídas de otros grupos. Además, los grupos que más crecieron en desigualdad están a su vez entre los que más aumentaron su participación en el total de ocupados, por lo que las dos fuerzas operaron en igual sentido. Así, si bien el grupo más joven fue el que más aumentó su participación, esto no contribuyó a reducir la desigualdad total dado que la desigualdad de este grupo también aumentó.

Cuadro II. Cambio porcentual del índice de Theil y de la participación de cada grupo en el total de ocupados entre 1992-1997.

Edad	Cambio porcentual	
	Theil	Participación en total de ocupados
24-28	7.00%	29.79%
29-33	-1.50%	-11.11%
34-38	-43.10%	-0.65%
39-43	-9.46%	-22.57%
44-48	-1.37%	-8.80%
49-53	25.44%	16.15%
54-58	115.65%	12.57%

Como conclusión de esta sección se puede afirmar que ante un incremento de la participación de los trabajadores jóvenes (viejos) en la fuerza laboral es muy probable que la desigualdad total disminuya (aumente), puesto que estos individuos se caracterizan por tener distribuciones de ingreso menos (más) desiguales que las de los trabajadores más viejos (jóvenes).

4. Perfiles de Edad-Ingreso

4.1 Introducción.

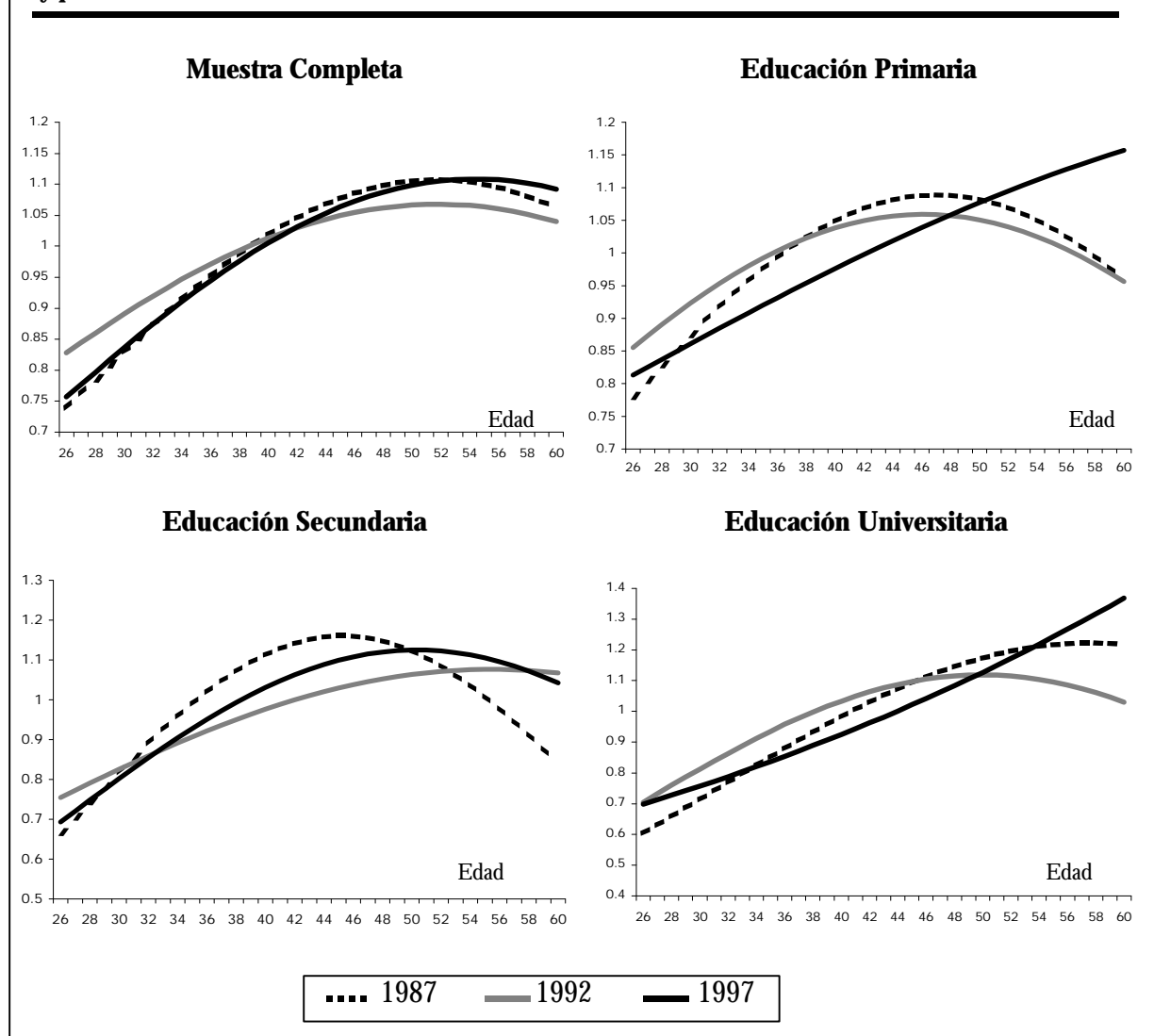
En esta sección se analizarán cuales fueron los cambios en los perfiles de ingresos laborales horarios de los hombres en los últimos años. Un hecho bien conocido es que los ingresos laborales suelen subir en la primera etapa de la vida laboral hasta alcanzar un pico y luego

comienzan a caer. Para realizar el análisis se estimó una ecuación de Mincer para todos los hombres entre 26 y 60 años, y una para cada nivel educativo a fin de estudiar si los perfiles de ingreso difieren entre grupos. Luego se graficaron las funciones estimadas utilizando como variables independientes la edad y la edad al cuadrado, manteniendo fijas las demás y dividiendo las predicciones por la predicción promedio del año en cuestión¹². Los resultados se encuentran en el gráfico V. En general, se observa el siguiente patrón: los retornos a la experiencia caen entre 1987 y 1992, y luego comienzan a subir en los '90. Este resultado es llamativo puesto que en un contexto de reestructuración productiva la experiencia laboral con las antiguas tecnologías pierde valor ante el cambio y los nuevos trabajadores calificados son más valorados por el mercado, por lo que sería esperable una caída en los retornos a la experiencia. Además, es el resultado al que llegan Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero (2001). Sin embargo, en dichas estimaciones se incluyeron los dos sexos. Cuando se incluyen las mujeres en la muestra efectivamente los retornos a la experiencia caen. Este diferente comportamiento de los ingresos para los dos sexos justifica restringir la población de interés a uno de ellos, como se aclaró al principio de este trabajo.

Ahora examinemos las posibles consecuencias distributivas de un cambio en los perfiles de ingreso suponiendo que la estructura de edades está distribuida de manera uniforme y no cambia en el tiempo. Observando el gráfico para la muestra completa vemos que el rango de los posibles valores del ingreso disminuye entre 1987 y 1992 y sube en adelante, por lo que esta mayor dispersión pudo haber contribuido a aumentar la desigualdad entre grupos de edad en los '90. Como puede observarse en la tabla I, efectivamente el porcentaje del índice de Theil explicado por la desigualdad intergrupala es máximo en el año 1997, que es cuando la curva de ingresos crece en pendiente. Ahora levantemos el supuesto de que la estructura de edades no cambia. Observando el cuadro II, vemos que los grupos de población que aumentaron su participación en el total de ocupados durante 1992 y 1997 son aquellos para los cuales los retornos a la experiencia cayeron más (grupo más joven) y aquellos para los cuales estos retornos subieron más en relación al promedio (grupos más viejos). Por el contrario, aquellos grupos que menos sufrieron cambios en sus retornos (grupos de edad mediana) vieron disminuida su participación. Todo esto puede dar cuenta del incremento de la desigualdad intergrupala en esos años.

¹² La división por el promedio se efectuó para facilitar la visualización gráfica y porque sólo nos interesa la desigualdad entre grupos de edad.

Gráfico V. Perfiles de ingresos laborales horarios para todos los hombres entre 26 y 60 años y por nivel educativo.



Comparando las curvas de los distintos niveles educativos puede notarse que el grupo que presenta un mayor rango de variación es el de educación superior. Además, es el único grupo para el cual el perfil de ingresos fue dejando atrás la estricta concavidad entre 1987 y 1997. En cuanto al grupo de individuos con educación secundaria, en este caso los retornos a la experiencia suben para la mayor parte de los trabajadores mayores de 43 años entre 1992 y 1997. No sucede lo mismo con los individuos con educación primaria y superior, dado que los retornos de los individuos más viejos suben sólo para los que tienen más de 48 y 50 años, respectivamente.

En conclusión, el aumento de la pendiente de los perfiles de ingresos y los cambios en la estructura de edades de la fuerza laboral posiblemente jugaron un papel clave a la hora de explicar el incremento de la desigualdad entre grupos de edades en los '90.

4.2 Posibles causas de los cambios en los perfiles de edad-ingreso.

En la sección anterior se supuso que los perfiles de edad-ingreso eran exógenos, y sólo se examinaron las posibles consecuencias de sus alteraciones. Ahora bien, ¿Qué factores pudieron haber modificado la forma de estos perfiles? Aquí se examinan dos posibles respuestas: cambio tecnológico sesgado y efectos de *cohort size*.

4.2.1 El cambio tecnológico sesgado.

El cambio tecnológico pudo haber modificado los perfiles al alterar la demanda relativa de trabajadores con más experiencia en relación a los nuevos entrantes a la fuerza laboral. Para investigar esto se recurrirá a la metodología de Autor, Katz y Krueger (1997), quienes tratan de estimar los cambios en la demanda y oferta de calificaciones en Estados Unidos. A tal efecto suponen una función de producción agregada del tipo CES con dos factores: trabajo calificado y no calificado. Higgins y Williamson (1999) la misma metodología pero los dos factores productivos considerados son los trabajadores jóvenes y maduros, lo cual es similar a lo que se desea hacer aquí.

La función de producción a utilizar es similar a la que aparece en Acemoglu (2000):

$$Y(t) = \left[(A_j(t)L_j(t))^r + (A_m(t)L_m(t))^r \right]^r$$

donde $r \leq 1$. Los subíndices j y m significan joven y maduro respectivamente. Los parámetros A_i son parámetros de productividad y L_i son los trabajadores¹³, idénticos en todo excepto en que el trabajador maduro tiene más experiencia. También se deberán realizar dos supuestos fuertes: pleno empleo y mercados de trabajo competitivos.

La elasticidad de sustitución entre trabajadores jóvenes y maduros es $s \equiv 1/(1-r)$. Dado que estos dos tipos de trabajadores son sustitutos, entonces $s > 1$ ($r > 0$). Cuanto mayor sea el valor de s , más sustitutos son ambos tipos de trabajadores.

Puesto que se supone que el equilibrio se da en la curva de demanda, los salarios relativos de ambos tipos de trabajadores vienen dados por:

$$w = \frac{w_m}{w_j} = \left(\frac{A_m}{A_j} \right)^{(s-1)/s} \left(\frac{L_m}{L_j} \right)^{-1/s}$$

Tomando logaritmos y derivadas parciales tenemos el siguiente resultado:

¹³ Como señalan Autor *et al*, dado que existen otros insumos en la producción, se trabajará en un escenario de demanda de factores condicionada donde los parámetros desplazadores de demanda (*demand shifts*) se definen de manera que incluyan los efectos de cambios en los precios de otros insumos tales como capital y energía.

$$\frac{\partial \ln w}{\partial \ln(L_m / L_j)} = -\frac{1}{s} < 0 \quad \frac{\partial \ln w}{\partial \ln(A_m / A_j)} = \frac{(s-1)}{s} > 0$$

En primer lugar, vemos que un aumento relativo en el empleo de trabajadores jóvenes disminuye su salario relativo, es decir, sube el premio a la experiencia. Además, cuanto menor sea la elasticidad de sustitución, la caída en el salario relativo será mayor. Por lo tanto, cuanto menor sea s mayores serán los efectos negativos de cohortes más numerosas en los salarios relativos (*cohort size effects*). Como señala Welch (1979), la elasticidad de sustitución es un indicador de las diferencias en la naturaleza de los trabajos desempeñados por los trabajadores nuevos y los experimentados. Cuanto más similares sean las actividades desempeñadas por ambos, más sustituibles serán. Y cuanto más sustituibles sean, los trabajadores nuevos pueden adaptarse más rápidamente a las tareas ejecutadas por los maduros. Por lo tanto, para estos individuos la transición de “aprendices a trabajadores” es más veloz, lo que implica que sus perfiles de ingreso tienen pendientes menores¹⁴. Esto lleva a Welch a la conclusión de que estas elasticidades diferirán entre grupos de educación: aquellos individuos con mayor educación desempeñaran a su vez tareas que requieren mayor entrenamiento en el trabajo, por lo que la elasticidad de sustitución entre aprendices y trabajadores será menor para este grupo, y los retornos a la experiencia serán mayores. Es decir, el modelo de Welch es consistente con la evidencia empírica al predecir que los perfiles de ingresos de los individuos más educados tendrán una pendiente mayor.

En segundo lugar, vemos que ante un cambio tecnológico sesgado, capturado por A_m / A_j , el premio a la experiencia se mueve en igual sentido. Por lo tanto, un aumento de este cociente puede haber sido el responsable por el aumento de los retornos a la experiencia a partir de 1992. Siguiendo a Autor *et al* podemos aproximar los cambios en estos parámetros a partir de la siguiente fórmula:

$$\frac{A_m}{A_j} = \frac{\left(\frac{w_m L_m}{w_j L_j} \right)^{s/(s-1)}}{L_m / L_j}$$

Todas las variables del lado derecho son observables: ingreso horario y nivel de ocupación de ambos tipos de trabajadores. Sin embargo, el parámetro s es inobservable por lo que deberán suponerse diferentes valores. Freeman¹⁵ (1986) muestra que las estimaciones más confiables de la elasticidad de sustitución entre individuos calificados y no calificados en Estados Unidos se

¹⁴ Las restricciones legales también pueden disminuir la sustituibilidad de ambos tipos de trabajadores. Por ejemplo, cuando las indemnizaciones por despido crecen con el nivel de experiencia del trabajador.

¹⁵ Citado en Autor *et al* (1997)

encuentran entre 0.5 y 2.5. Katz y Murphy¹⁶ (1992) estiman un valor de s de 1.4. Higgins y Williamson utilizan valores de la elasticidad de sustitución entre individuos jóvenes y maduros iguales a 1.5 y 3. En este trabajo se utilizarán valores iguales a 1.4, 2 y 3. En el cuadro AII en el apéndice se encuentra la tasa de crecimiento del cociente de estos parámetros, para el total de individuos y para cada grupo educativo entre 1987-1992 y 1992-1997. Es decir, se suponen además funciones de producción cuyos trabajadores pertenecen a un mismo grupo educativo. También se calculó el índice de demanda D , puesto que puede ser más informativo. Se consideraron como trabajadores jóvenes a los individuos entre 23 y 40 años y como maduros a los grupos *peak earners*, es decir, los individuos entre 41 y 55 años de edad, mientras que se excluye al grupo más viejo del análisis.

Para simplificar la exposición se analizará solo el caso donde $s = 3$, pero el análisis es el mismo para los otros valores del parámetro. En cuanto al período de mayor interés, esto es 1992-97, la demanda relativa de trabajadores maduros aumentó en los cuatro casos y para los tres valores de s , lo cual está en armonía con los gráficos de los perfiles de ingresos: para estos grupos la pendiente de dichas curvas aumenta en dicho intervalo de tiempo¹⁷. Además, dicho incremento es mayor para los individuos con educación secundaria, en concordancia con la evidencia gráfica, dado que en el cálculo del índice se excluyó al grupo más viejo.

Otros hechos interesantes son, por ejemplo, que la demanda relativa de trabajadores maduros cayó en todos los casos durante el período 1987-92, lo cual es consistente con la evidencia gráfica. En resumen, no podríamos desechar al cambio tecnológico sesgado como una causa del aumento en los retornos a la experiencia durante los '90. Sin embargo, no se dispone de suficiente información como para predecir cual será su papel en los próximos años a la hora de afectar el modo en que un mayor crecimiento de la población modifique la desigualdad entre grupos de edades.

4.2.2 Efectos de *cohort size*.

La literatura de este campo trata de cuantificar el impacto salarial de cambios en el tamaño de las cohortes. Como señala Welch (1979), los perfiles de ingreso son independientes del tamaño de la cohorte sólo si los trabajadores con distinto nivel de experiencia son sustitutos perfectos. Si, por el contrario, los individuos que difieren en años de experiencia realizan tareas diferentes, entonces el tamaño de la cohorte es relevante a la hora de determinar los salarios. A la hora de

¹⁶ Idem

¹⁷ En cuanto a los grupos con nivel de educación primaria y universitaria, esto es cierto sólo para los mayores de 48 y 50 años respectivamente.

estimar dicho efecto, Welch define una medida del tamaño de la cohorte (α de ahora en adelante)¹⁸, una variable especialmente diseñada para verificar si α afecta de manera diferente a los individuos que recién ingresan al mercado laboral y divide a los trabajadores hombres en grupos educativos. Luego estima regresiones con los salarios como variables dependientes, y como variables independientes incluye la experiencia, experiencia al cuadrado, las variables de α , e incluye interacciones entre estos términos. Encuentra que, efectivamente, cohortes más grandes reciben menores salarios, pero que dicha desventaja es mucho mayor en la entrada (*congestion at point of entry*). Existen efectos persistentes pero son mucho menores que los iniciales. Además, llega al resultado de que los efectos de α aumentan con el nivel de educación, reflejando el hecho (comentado más arriba) de que los individuos más capacitados tienen elasticidades de sustitución menores entre jóvenes y maduros.

Berger (1985) critica las regresiones de Welch por considerarlas excesivamente restrictivas y estima modelos que relajan las restricciones. Llega al resultado de que los efectos de α no sólo son importantes para los nuevos trabajadores sino que los mismos aumentan con la experiencia.

Estos autores definen la variable α en términos del porcentaje de trabajadores en una cohorte en relación a la fuerza laboral total. Es decir, suponen que los efectos de α sólo reflejan el ajuste hacia el equilibrio competitivo de mercado. Macunovich (1998) critica este método por considerar que ignora la posible endogeneidad de las horas trabajadas, nivel educativo y tasas de ocupación (así como los posibles efectos positivos de demanda agregada de un aumento en el α). Entonces sostiene que es preferible utilizar datos de censos de población (no de encuestas laborales) para estimar el tamaño de las cohortes, tales como la tasa general de fertilidad en el año de nacimiento del individuo.

En este trabajo se sigue a Behrman y Birdsall (1988), quienes estiman efectos de cohorte para los trabajadores hombres de Brasil. Utilizan cinco variables de cohorte distintas, para captar dimensiones diferentes del problema. A los fines de este estudio, solo tomaremos una de ellas: la cantidad de individuos en la cohorte dividido el total de individuos. Debido a que, como se dijo antes, en la EPH para el Gran Buenos Aires existen muy pocas observaciones por edad se utilizará la EPH a nivel país. Primero, para que la estimación de la variable de α gane confiabilidad; segundo, porque el número de parámetros a estimar será mayor y por lo tanto se considera adecuado un mayor número de observaciones; tercero, como lo que se quiere estimar es el impacto de variables poblacionales lo más conveniente es trabajar con datos a nivel país. El análisis se

¹⁸ Dicha medida es una media móvil de cinco períodos de la proporción de cada cohorte en la población, con ponderaciones en forma de V invertida.

restringirá sólo al año 1997 para ahorrar espacio pero podría extenderse a otros años a partir de los '90¹⁹.

Como ya se mencionó, la variable que representa el tamaño de la cohorte se define de la siguiente manera²⁰:

$$cs_x = \frac{\text{número de hombres con } x \text{ años de edad}}{\text{número de hombres entre 18 y 60 años de edad}} \quad x = 18, 19, \dots, 60$$

En dicha medida se incluyen tanto los individuos que pertenecen a la PEA como los inactivos, puesto que la inactividad podría ser endógena, es decir, los individuos podrían decidir no buscar trabajo debido a que consideran de antemano que es poco probable conseguirlo.

La ecuación a estimar es la siguiente:

$$\ln w = a + \sum_1^3 b_i edu_i + \sum_1^5 c_i reg_i + d_1 edad + d_2 edad^2 + a cs_x + \sum_1^3 b_i cs_x edu_i + d_1 cs_x edad + d_2 cs_x edad^2$$

La variable dependiente es, como en las estimaciones anteriores, el logaritmo natural del ingreso horario. Las variables edu y reg son dummies de educación y regionales. Los niveles educativos considerados son cuatro: primaria incompleta (base), primaria completa (edu₁, incluye secundaria incompleta), secundaria completa (edu₂, incluye superior incompleta) y superior completa (edu₃). Las regiones geográficas son seis: Gran Buenos Aires (base), Noroeste, Nordeste, Cuyo, Pampeana y Patagónica, definidas por el INDEC. El método de estimación es el de Heckman²¹.

La primera estimación del modelo arrojó valores no significativos de los coeficientes **a** y **b**₁, por lo que se excluyó a dichos términos del modelo definitivo. Los resultados finales se encuentran en el cuadro III. Estos son, en general, los esperados: un mayor tamaño de la cohorte deprime los ingresos de los individuos, y dicho efecto negativo aumenta con el nivel educativo, en concordancia con lo que predice la teoría: la sustituibilidad entre trabajadores con y sin experiencia disminuye con el nivel de calificación. Además, el efecto negativo del *cohort size* disminuye con la experiencia, debido al signo positivo de **d**₁. El tamaño de la cohorte no afecta significativamente los ingresos de los individuos con primaria incompleta y completa, dado que los coeficientes **a** y **b**₁ no son significativos. Los resultados son más cercanos a los de Welch que a los de Berger, puesto que una cohorte más grande ejerce efectos negativos temporales más fuertes que los permanentes en los ingresos. Es decir, un individuo que ingresa al mercado laboral perteneciendo

¹⁹ El año 1997 es de especial interés debido a que, como se mostró anteriormente, la participación de los trabajadores sin experiencia laboral en la fuerza de trabajo creció notablemente.

²⁰ El rango de edades fue ampliado para aumentar el número de observaciones.

²¹ En la ecuación de selección se incluye como variable independiente dummy la asistencia a un establecimiento educativo, estado civil y número de hijos, al igual que en las estimaciones anteriores.

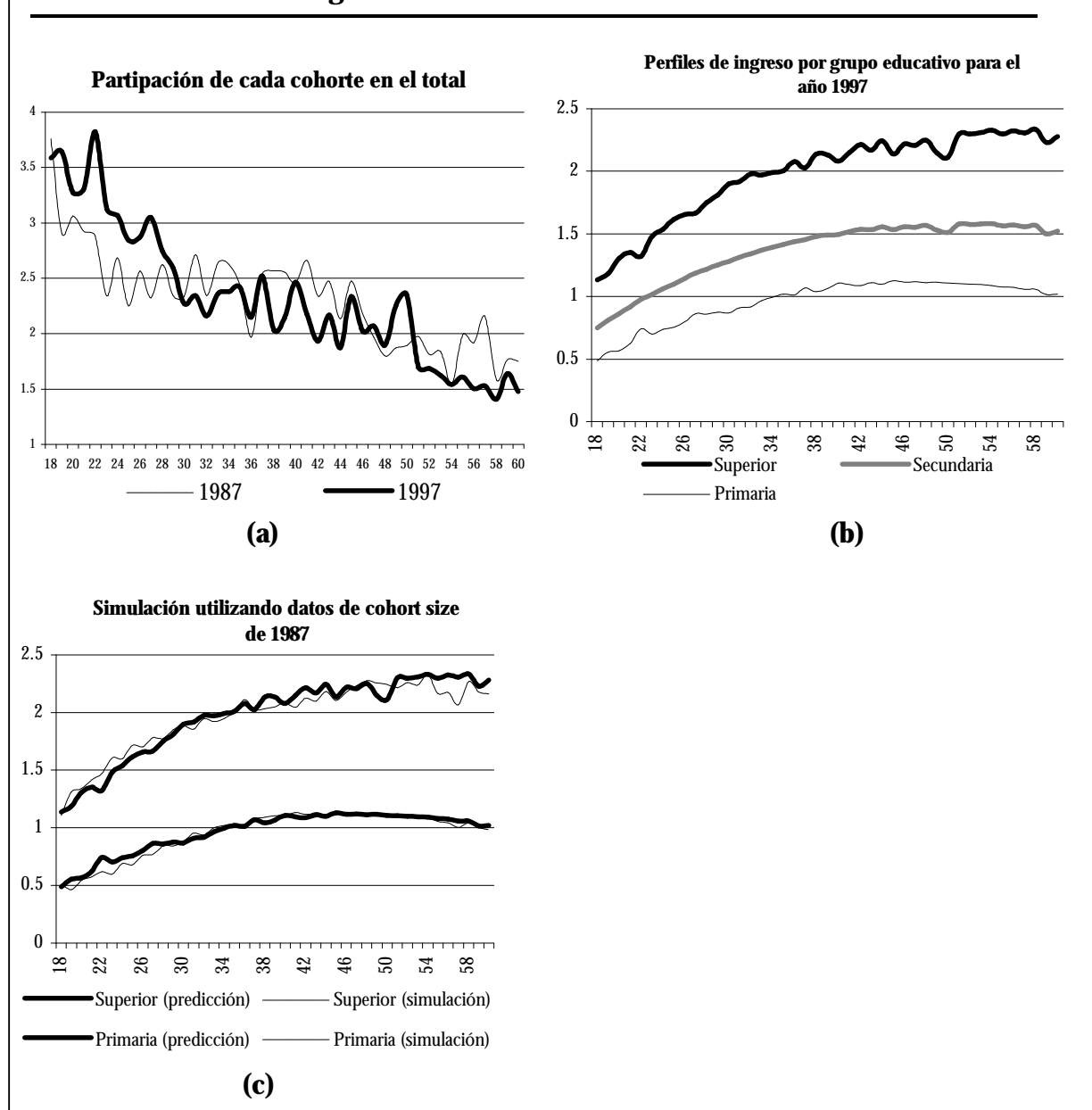
a una cohorte grande recibirá ingresos menores, pero luego sus ingresos crecerán a una tasa superior a la de los nacidos en cohorte más chicas.

Cuadro III. Ecuación de Mincer con *cohort size effects*.

	Coefficiente	Error estándar	p-value
<i>Edu₁</i>	0.233281	0.0298785	0
<i>Edu₂</i>	0.9022313	0.0860887	0
<i>Edu₃</i>	1.934128	0.1726122	0
<i>Edad</i>	0.0704412	0.0071821	0
<i>Edad²</i>	-0.0005508	0.0000931	0
<i>Reg₁</i>	-0.1853563	0.0175118	0
<i>Reg₂</i>	-0.3401814	0.0223176	0
<i>Reg₃</i>	-0.4415667	0.0192279	0
<i>Reg₄</i>	0.103442	0.019804	0
<i>Reg₅</i>	-0.4706275	0.0195005	0
<i>cs_xEdad</i>	0.0105648	0.0042902	0.014
<i>cs_xEdad²</i>	-0.0002118	0.0000981	0.031
<i>cs_xEdu₂</i>	-0.1133713	0.0314509	0
<i>cs_xEdu₃</i>	-0.2916979	0.0723088	0
<i>Constante</i>	-1.273881	0.2727243	0
<hr/>			
Número de observaciones	24066		
Censuradas	6026		
No censuradas	18040		
Wald chi(14)	3367.65		
Prob>chi	0		

¿Cuáles son las consecuencias distributivas de estos efectos *cohort size*? En primer lugar, dado que las cohortes más jóvenes suelen ser más numerosas y tener un mayor nivel educativo, entonces esto tenderá a deprimir los ingresos de los trabajadores nuevos, aumentando la brecha de ingresos entre jóvenes y viejos para los individuos con educación secundaria y superior. Lo contrario ocurriría para los individuos menos calificados, puesto que el tamaño de la cohorte magnifica los retornos a la experiencia. En segundo lugar, dado que aparentemente el tamaño de la cohorte no afecta los ingresos de los trabajadores menos calificados, entonces un mayor crecimiento en el tamaño de las cohortes tenderá a disminuir la brecha de ingresos entre trabajadores calificados y no calificados. ¿Cuál de los dos efectos será más importante? Lamentablemente, en este trabajo no se puede dar una respuesta a este interrogante.

Gráfico VI. Perfiles de ingreso utilizando variables de *cohort size*.



Ahora bien, ¿Cuál es la tendencia en el tamaño de las cohortes? Para ver cual ha sido el cambio entre 1987 y 1997 se recurrió a la EPH del Gran Buenos Aires de 1987 debido a que no se dispone de una encuesta para todo el país²². Como puede verse claramente en el panel (a) del gráfico VI, en 1987 el porcentaje de cohortes jóvenes (viejas) era menor (mayor) que en 1997. En el panel (b) se grafican los perfiles de ingreso de los tres niveles educativos utilizando la variable *cs*. En el panel (c) se grafican las predicciones del ingreso horario por edad utilizando las variables de

²² Antes de llevar a cabo este ejercicio se estimaron las variables de *cs* para el año 1997 usando sólo la EPH de Gran Buenos Aires y se compararon con las correspondientes para todo el país. El promedio de las diferencias entre ambos conjuntos de números es casi cero y no existe una diferencia significativa en la evolución de dicha variable para ambos conjuntos geográficos.

cs, como así también las predicciones utilizando los valores de las variables de cs de los años 1987, para el nivel superior y primario. Puede verse en el panel (c) que si la estructura de cohortes de 1997 hubiera sido igual a la de 1987, entonces la desigualdad entre trabajadores con distintos grados de experiencia sería menor para los individuos con educación superior, y mayor para el otro grupo. Sin embargo, el gráfico cuenta al mismo tiempo otra historia: la estructura de cohortes de 1987 genera una brecha mayor entre los retornos de los individuos con y sin calificación, para cada edad, pero principalmente para los más jóvenes.

Como conclusión de esta sección podemos decir que tanto el cambio tecnológico como los efectos de cohort size probablemente hayan jugado un papel importante a la hora de explicar el incremento de los retornos a la experiencia.

5. Conclusión

A lo largo de este trabajo se identificaron varios caminos a través de los cuales la estructura de edades de la población puede afectar la distribución del ingreso laboral horario.

Primero, las cohortes jóvenes disfrutan de menores niveles de desigualdad, por lo que un mayor crecimiento poblacional tenderá a disminuir la desigualdad total.

Segundo, si tenemos en cuenta que el crecimiento poblacional afecta la forma de los perfiles de ingreso, entonces un mayor crecimiento deprimirá los ingresos de los trabajadores jóvenes incrementando así la desigualdad entre grupos de edades.

Tercero, debido a que el crecimiento de la población afecta en mayor medida los ingresos de los trabajadores calificados que los ingresos de los no calificados, entonces un mayor crecimiento disminuirá la desigualdad entre grupos de educación para una edad dada.

Mientras que el primero y el último efecto tienden a predecir una disminución de la desigualdad ante una mayor tasa de crecimiento de la población, el segundo predice lo contrario. ¿Qué efectos son más importantes? Según Higgins y Williamson (1999) no existe hasta ahora ningún intento de medir cuales son más fuertes. Utilizando simulaciones, estos autores sostienen que la respuesta depende en gran medida de la elasticidad de sustitución entre trabajadores con y sin experiencia. Dada la dificultad de obtener estimaciones adecuadas de dicho parámetro, aún no es posible aún dar una respuesta confiable a la pregunta formulada.

Bibliografía.

Autor, D., L. Katz y A. Krueger (1997), *Computing inequality: Have computers changed the labor market?*, NBER working paper 5956

Acemoglu, D. (2000), *Technical change, inequality, and the labor market*, NBER working paper 7800

Behrman, J. Y N. Birdsall (1988), *The reward for good timing: cohort effects and earnings functions for brazilian males*, The Review of Economics and Statistics, vol 70, issue 1

Berger, M., (1985), *The effect of cohort size on earnings growth: a reexamination of the evidence*, Journal of Political Economy, vol. 93, N° 3

Deaton A., y C. Paxson (1994), *Intertemporal choice and inequality*, Journal of Political Economy, vol 102, N° 3

FIEL (1999), *La distribución del ingreso en Argentina*.

Gasparini, L., M. Marchionni y W. Sosa Escudero (2001), *Distribución del ingreso en Argentina: perspectivas y efectos sobre el bienestar*, Premio Fulvio Salvador Pagani 2001.

Higgins, M., y J. Williamson (1999), *Explaining inequality the world round: Cohort Size, Kuznets Curves, and Openness*, NBER working paper 7224

Macunovich, D. (1998), *Relative cohort size and inequality in the United States*, American Economic Review, Vol. 88, N° 2

Margot, D. (2001) *Rendimientos a la educación en Argentina: Un análisis de cohortes*, Documento de trabajo N° 33, Departamento de Economía, UNLP.

Neal, D., y S. Rosen (2000), *Theories of the distribution of earnings*, Handbook of Income Distribution, Volume I

Welch, F., (1979), *Effects of cohort size on earnings: the baby boom babies' financial bust*, Journal of Political Economy, vol 87, N° 5

A. APENDICE.

Cuadro AI. Edad de cada cohorte en 1980.

	<i>Cohorte</i>												
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Edad en 1980	4	9	14	19	24	29	34	39	44	49	54	59	64

Cuadro AII. Cambio tecnológico sesgado: tasas de variación

	A_m / A_j				$D = (A_m / A_j)^{(s-1)/s}$			
	$s = 1.4$				$s = 1.4$			
	todos	Primaria	secundaria	superior	todos	Primaria	secundaria	Superior
1987-92	-28.17%	-14.26%	-43.54%	-10.33%	-9.02%	-4.30%	-15.07%	-3.07%
1992-97	95.48%	20.80%	343.47%	78.28%	21.11%	5.55%	53.04%	17.96%
	$s = 2$				$s = 2$			
	todos	primaria	secundaria	superior	todos	primaria	secundaria	Superior
1987-92	-18.54%	-11.91%	-28.31%	-9.05%	-9.75%	-6.14%	-15.33%	-4.63%
1992-97	49.77%	16.68%	118.61%	42.52%	22.38%	8.02%	47.85%	19.38%
	$s = 3$				$s = 3$			
	todos	primaria	secundaria	superior	todos	Primaria	secundaria	superior
1987-92	-15.05%	-11.11%	-22.37%	-8.62%	-10.31%	-7.55%	-15.53%	-5.83%
1992-97	37.04%	15.34%	72.69%	32.27%	23.38%	9.98%	43.94%	20.49%