Universidad de San Andrés
Maestría en Economía

Tesis para obtener el Título de Máster en Economía

LA DESIGUALDAD EN EL NOROESTE ARGENTINO UN ESTUDIO SOBRE SUS DETERMINANTES. 1998 - 2008.

Autor: Daniel Sánchez Fernández

Tutor: Martín Cicowiez

Victoria – Buenos Aires
Mayo de 2012

La Desigualdad en el Noroeste Argentino
Un Estudio sobre sus Determinantes.
1998 - 2008

Daniel Sánchez Fernández

Abstract

La región Noroeste, ha sido históricamente una de las de menor desarrollo relativo en Argentina, con niveles de producto per cápita e ingresos familiares por debajo de la media nacional, como así también de desempleo y pobreza por encima de la media. Si bien en los últimos doce años la desigualdad en la región ha sido menor a la del promedio del país, los niveles continúan siendo altos, con el consecuente daño al proceso de desarrollo y el freno a la reducción de la pobreza que esto implica.

El objetivo de este trabajo es analizar los factores que contribuyeron a los cambios distributivos que se produjeron en el noroeste argentino en los últimos años. Para esto recurriremos a la técnica de descomposiciones microeconométricas que permite identificar los factores que influyeron en los cambios evidenciados en la desigualdad entre dos periodos respondiendo a la pregunta de cómo hubiese sido la desigualdad en términos de ingresos en un periodo, si los factores determinantes de esos ingresos, hubiesen permanecido tal como estaban en el otro periodo tomado como base.

Los resultados obtenidos muestran un fuerte efecto igualador, tanto sobre ingresos laborales como en los ingresos familiares por adulto equivalente, de los cambios en las horas trabajadas y la estructura de empleo, mientras que los cambios en los retornos a la experiencia tuvieron un efecto desigualador. Por otra parte, los efectos de los cambios en los retornos a la educación, la brecha de género, los factores no observables y la estructura educativa, resultaron pequeños, con un carácter desigualador para los tres primeros e igualador para el último.

Un especial agradecimiento a Enrique Kawamura, Martín Cicowiez, Leonardo Gasparini, Pablo Pagani, Gastón Carrazán e Inés Tapia por sus comentarios y el apoyo recibido a lo largo de este trabajo. Los errores u omisiones son exclusiva responsabilidad del autor.

1- Introducción

El interés en los problemas distributivos ha ocupado un espacio creciente en la literatura económica en los últimos años en el país, tal como ocurrió en el resto del mundo, como consecuencia de la desconexión muchas veces observada entre el mayor crecimiento económico, la reducción de la pobreza y la mejora en el bienestar de las personas. Resultan numerosos los artículos que abordan desde diferentes ópticas estos temas, con un fuerte desarrollo de los abordajes empíricos y en menor medida de los netamente teóricos.

Como destaca Heshmati[1], los años 90 significaron un giro en la investigación hasta ese momento enfocada en el crecimiento económico, la identificación de los determinantes de ese crecimiento, y la convergencia en los PBI per cápita entre países, hacia el análisis de la distribución del ingreso, su evolución a lo largo del tiempo, y el estudio de los factores que influyen en su comportamiento..

En países en desarrollo como Argentina, con ciclos económicos tan marcados y donde en los últimos 30 años sucedieron al menos dos crisis económicas muy fuertes con importantes caídas del producto, incrementos en la tasa de desempleo y pobreza, y cambios en la estructura económica que implicaron fuertes redistribuciones de riqueza, el estudio de los fenómenos distributivos cobra gran relevancia. El trabajo realizado por Gasparini y Cruces[2] para el periodo 1974-2006 documenta los cambios mencionados, y muestra por ejemplo que el coeficiente de GINI para el Gran Buenos Aires pasó de 0,344 en 1974 a 0,487 en 2006, con dos picos en 1989 y 2002, y cuatro episodios principales de cambios distributivos: finales de los setenta, década del ochenta, las hiperinflaciones de 1989 y 1990, y la salida de la convertibilidad a finales de 2001

La región Noroeste, (en adelante NOA), ha sido históricamente junto a la región Noreste, una de las de menor desarrollo relativo. En ella se encuentra el 12,3% de la población total del país, y presenta niveles de producto per cápita e ingresos familiares por debajo de la media nacional, como así también niveles de desempleo y pobreza, por encima del valor medio de estas variables. Esto continúa siendo así en la actualidad a pesar de la mayor presencia de acciones de política social en las provincias que forman parte de esta región.

Como expresa Galiani[3], aun cuando el crecimiento resulta fundamental en la lucha contra la pobreza, es poco probable que sea suficiente aunque este crecimiento sea rápido, y esto es especialmente cierto ante la presencia de altos niveles de desigualdad. Si bien en los últimos doce años la desigualdad en la región ha sido menor a la del promedio del país, los niveles continúan siendo altos con el consecuente daño al proceso de desarrollo y el freno a la reducción de la pobreza que esto implica.

Si bien muchos autores han realizado comparaciones de la desigualdad relativa entre las provincias y regiones argentinas, (Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero[4], Zaccaria y Zoloa[5], Bustelo[6], Zoloa[7], Paz y Piselli[8], Fossati [9]), no encontramos trabajos que profundicen el estudio sobre los determinantes de los cambios de la desigualdad en esta región, por lo que uno de los principales aportes de este trabajo es justamente el análisis de los factores que contribuyeron a los cambios distributivos que se produjeron en el noroeste argentino en los últimos años.

Para esto recurriremos a la técnica de descomposiciones microeconométricas, planteada en principio por Oaxaca, luego perfeccionada por Bourguignon, Ferreira y Lustig [10], y cuya primera aplicación para Argentina fuera realizada por Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero[11]. Esta técnica permite identificar los factores que influyeron en los cambios evidenciados en alguna

medida de desigualdad entre dos periodos utilizando el análisis contrafáctico, esto es respondiendo a la pregunta de cómo hubiese sido la desigualdad en términos de ingresos en un periodo, si los factores determinantes de esos ingresos, hubiesen permanecido tal como estaban en el periodo base. La ventaja principal es que además de identificar los determinantes, resulta posible estimar en qué medida cada uno de ellos explica los cambios producidos.

Para las estimaciones y simulaciones utilizaremos los microdatos provenientes de la Encuesta Permanente de Hogares elaborada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, y se considerará un horizonte temporal de 10 años, específicamente entre 1998 y 2008. La elección de este periodo se basa en que el año 1998 fue el último año de crecimiento del ciclo expansivo iniciado en 1992 marcado por el régimen de Convertibilidad y políticas de corte neoliberal, y el año 2008, fue el último año consecutivo con tasas de crecimiento superiores al 6% anual desde la crisis del 2002, periodo éste signado por la estabilidad macroeconómica y políticas tendientes a una mayor intervención del estado y a la redistribución de los ingresos hacia los sectores ubicados en el extremo inferior de la distribución.

Los resultados obtenidos muestran un fuerte efecto igualador, tanto sobre ingresos laborales como en los ingresos familiares por adulto equivalente, de los cambios en las horas trabajadas y la estructura de empleo, mientras que los cambios en los retornos a la experiencia tuvieron un efecto desigualador. Por otra parte, los efectos de los cambios en los retornos a la educación, la brecha de género, los factores no observables y la estructura educativa, resultaron pequeños, con un carácter desigualador para los tres primeros e igualador para el último.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la Sección 2, realizamos una breve revisión de la evolución de la desigualdad y la pobreza en Argentina y la Región Noroeste. En la Sección 3, analizamos de manera preliminar los posibles determinantes de los cambios en la desigualdad. En la Sección 4, planteamos el modelo utilizado y las estrategias de estimación y simulación. En la Sección 5 presentamos los resultados. Por último, exhibimos las principales conclusiones y planteamos algunos aspectos relacionados para investigaciones futuras.

Universidad de
SanAndrés

2- Crecimiento, Desigualdad y Pobreza en Argentina y la Región Noroeste

Si bien el objetivo de este trabajo es analizar los factores que determinaron los cambios distributivos entre 1998 y 2008, resulta conveniente en primera instancia brindar algunos detalles sobre la situación relativa de la región Noroeste respecto al resto del país. El Gráfico N° 1 muestra la evolución del Producto Bruto Interno per Cápita de Argentina y el Producto Bruto Geográfico de la Región Noroeste[12] entre 1998 y 2006, (último dato disponible para las provincias que componen la región), mientras que el Gráfico N° 2 presenta las tasas de variación promedio respecto al año anterior para ambas variables.

Gráfico N° 1

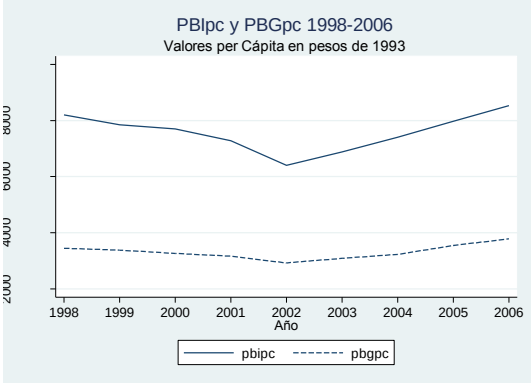
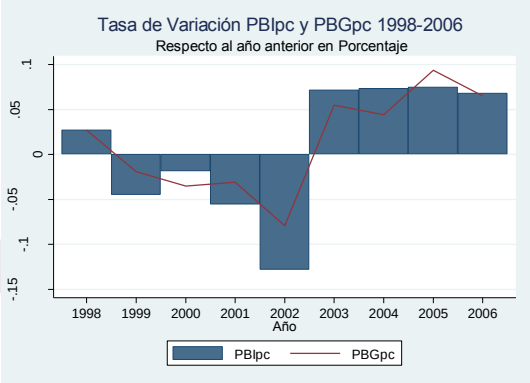


Gráfico N° 2



Fuente: Elaboración Propia en base a Estimaciones de INDEC para el PBI y Direcciones de Estadísticas Provinciales para el PBG del NOA.

En cuanto a la evolución de los productos per cápita, resulta evidente el nivel considerablemente menor que experimentó el NOA en todo el periodo. La caída entre 1998 y 2002 resultó más amortiguada respecto al resto del país, pero así también la recuperación mostró menor vigor. Esto último también puede verificarse en el Gráfico N° 2, donde además es posible observar que la recuperación de la región NOA a partir del 2002 recién alcanzó las tasas del promedio del país en el año 2006.

Como mencionamos en la introducción, no sólo el crecimiento resulta importante sino también la manera en que este crecimiento se distribuyó entre las personas. Veamos que ocurrió con la distribución en el NOA en los últimos años. Para esto, utilizaremos como medida de desigualdad el Coeficiente de Gini[13]. Los Gráficos N° 3 y N° 4 muestran la evolución de este indicador entre 1998 y 2008 para Argentina y el NOA, de las dos variables de ingreso que utilizaremos, el Ingreso Laboral Mensual , (INGLAB), y el Ingreso Familiar por Adulto Equivalente, (IPCFeq).

Gráfico N° 3

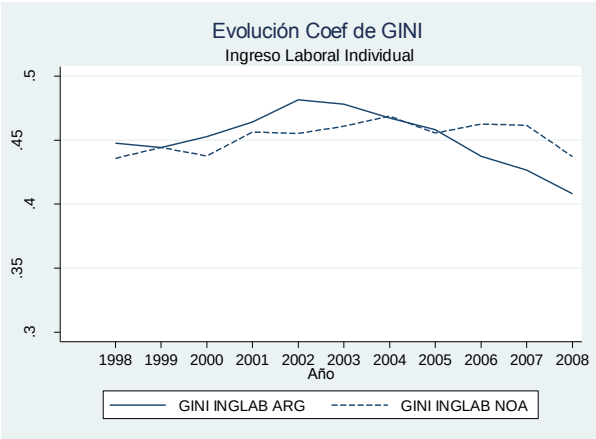
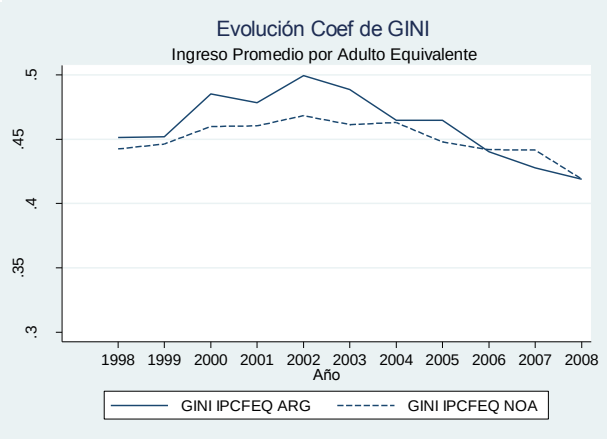


Gráfico N° 4



Fuente: Elaboración Propia en Base a Datos de EPH – INDEC. El término ARG refiere a Total de Argentina incluido el NOA.

Tal como podemos observar en los gráficos precedentes, en términos de ingresos laborales desde el año 1998 al 2004 el NOA mostró un mejor desempeño distributivo que el promedio del país, mientras que a partir de ese año ocurrió lo contrario. Por otra parte, si consideramos los ingresos familiares promedio por adulto equivalente, el desempeño del NOA también resultó mejor, al menos desde 1998 a 2006. Si analizamos la evolución de la desigualdad en todo el periodo analizado, Argentina experimentó una mejora distributiva, tanto a nivel individual como familiar, siendo ésta más fuerte en el periodo post-crisis en éste último caso. La Tabla 1 muestra que la región NOA, sólo presentó una disminución en los niveles de desigualdad medidos por los ingresos familiares, con un Gini de 44,2 en 1998, llegando a 41,9 en 2008 después de alcanzar un valor máximo de 46,8 en 2002. Por otra parte, si observamos los ingresos laborales, la recuperación le permitió llegar a ubicarse casi en igual situación que en 1998. Así, mientras que el Gini de los ingresos laborales fue 43,6 en el año 1998, en el año 2008 este índice se ubicó levemente por arriba, en 43,7. El valor máximo de este indicador se produjo en el año 2004 cuando llegó a 46,9.

Tabla N° 1: Coeficiente de Gini Promedio Anual

	NOA		ARGENTINA	
	INGLAB	**IPCFEQ**	**INGLAB**	**IPCFEQ**
1998	43,60	44,20	44,80	45,10
1999	44,40	44,60	44,40	45,20
2000	43,80	46,00	45,30	48,50
2001	45,60	46,00	46,40	47,80
2002	45,50	46,80	48,20	49,90
2003	46,10	46,10	47,80	48,90
2004	46,90	46,30	46,70	46,50
2005	45,60	44,80	45,80	46,50
2006	46,30	44,20	43,70	44,00
2007	46,20	44,20	42,70	42,80
2008	43,70	41,90	40,80	41,90

Fuente: Elaboración Propia en Base a Datos de EPH – INDEC.

Tal como sugieren Sosa Escudero y Gasparini[14], dado que los individuos entrevistados mediante la Encuesta Permanente de Hogares no fueron los mismos entre 1998 y 2008, y que además no podemos asegurar que los ingresos en ambos periodos fueron medidos sin errores, resulta conveniente descartar que los cambios detectados en la desigualdad no se deban al cambio en la muestra. Para esto realizamos un test de significancia estadística de los cambios observados mediante la técnica de bootstrap, obteniéndose de los mismos que a nivel de ingresos per cápita por adulto equivalente los cambios fueron estadísticamente significativos, mientras que para los ingresos laborales no. A continuación presentamos los valores de las diferencias, los errores estándar y los intervalos de confianza.

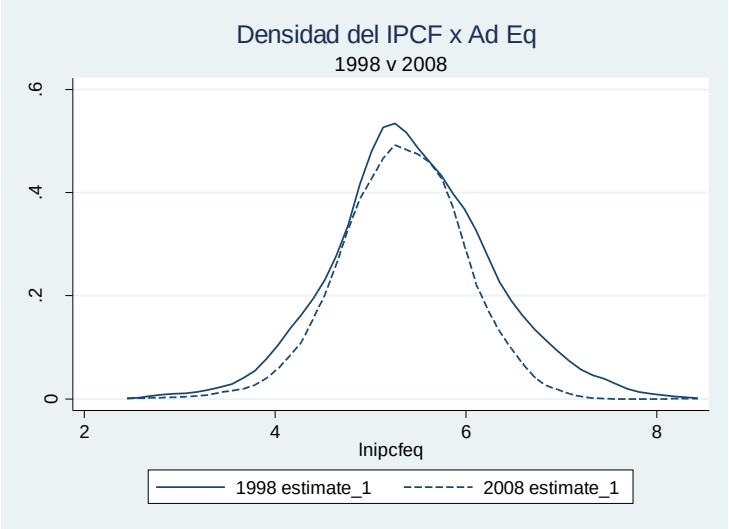
Tabla N° 2: Diferencias en el Coef de Gini, Error Estándar e Intervalo de Confianza

	Dif 98-08	Std Err	Z	95% Conf Interv	
IPCFEQ	3,449	0,524	6.58642	2,407	4,458
INGLAB	1,283	1,499	0.85513	1,637	4,249

Fuente: Elaboración Propia en Base a Datos de EPH – INDEC.

La mejora distributiva mencionada en los párrafos precedentes puede observarse mejor mediante la representación gráfica de las funciones de densidad. El gráfico siguiente muestra las funciones de densidad estimadas para 1998 y 2008 para el ingreso familiar promedio por adulto equivalente de la región NOA.

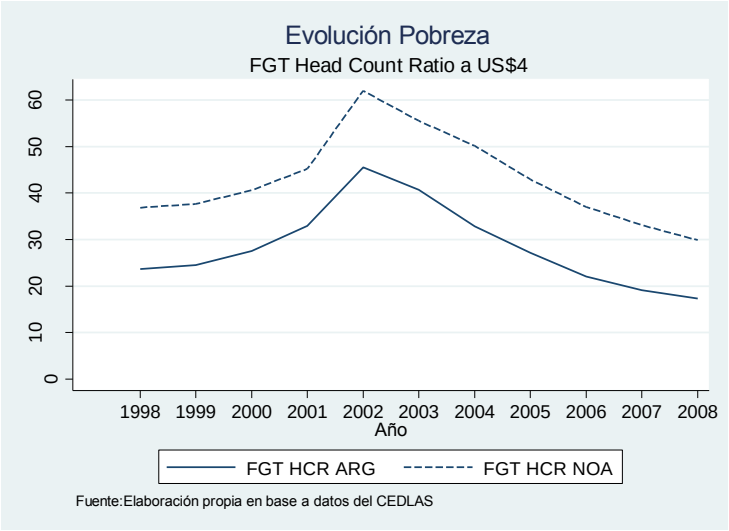
Gráfico N° 5



Fuente: Elaboración Propia en Base a Datos de EPH – INDEC.

El comportamiento que observamos tanto en el crecimiento como en la desigualdad, tuvo su correlato en la pobreza. El Gráfico N° 6 muestra la evolución de la tasa de incidencia de la pobreza en Argentina y el NOA en el periodo bajo análisis, medida por el indicador de Foster, Greer y Thorbecke, (FGT), con una línea de pobreza de US$4 por día[15].

Gráfico N° 6



Tal como podíamos esperar, los bajos niveles de ingreso per cápita se ven reflejados en el comportamiento de la tasa de incidencia de la pobreza en el NOA. Desde 1998 y hasta 2008, ésta tasa resultó superior a la del promedio del país en todos los años, y fue recién en 2006 que se ubicó por debajo de los niveles experimentados en 1998, lo que también ocurrió en el resto del país. En 1998 el 23,68% de la población de los aglomerados urbanos de Argentina tenía ingresos inferiores a US$4 por día, mientras que en 2008 esta proporción se redujo a 17,29%, esto es una reducción de más de 6 puntos porcentuales, después incluso de haber alcanzado un nivel de 45,52% en 2002.

Por otra parte, en 1998 el 36,85% de la población del NOA tenía ingresos inferiores a US$4 diarios, mientras que en 2008, el 29,6% se encontraba en esta situación, después de haber llegado a casi el 62% en 2002. La mejora fue de 7 puntos porcentuales.

No obstante esto, nuestro trabajo se focalizará sobre la evolución de la desigualdad.

3. Los Determinantes de los Cambios en la Desigualdad: Análisis Preliminar.

Después de haber analizado brevemente la evolución del producto per cápita, la desigualdad y la pobreza en Argentina y el NOA, comenzaremos a profundizar nuestro análisis sobre los determinantes de los cambios en la desigualdad.

3.1. Fuente de Datos: La Encuesta Permanente de Hogares

Los microdatos que utilizamos en este trabajo provienen de la Encuesta Permanente de Hogares, (EPH), realizada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, (INDEC). Este relevamiento de información económica y social que comenzó en 1972, actualmente contiene información sobre 32 aglomerados urbanos en los cuales se concentra aproximadamente el 70% de la población del país.

Los aglomerados mencionados se agrupan en regiones, contando en la actualidad con las siguientes:

- *Región Gran Buenos Aires*: Integrada por Ciudad de Buenos Aires y Partidos del Gran Buenos Aires,
- *Región Noroeste, (NOA)*: Integrada por Gran Catamarca, Gran Tucumán – Tafí Viejo, Jujuy-Palpalá, La Rioja, Salta y Santiago del Estero-La Banda,

- *Región Noreste, (NEA)*: Integrada por Corrientes, Formosa, Gran Resistencia y Posadas,
- *Región Cuyo*: Integrada por Gran Mendoza, Gran San Juan y San Luis – El Chorrillo,
- *Región Pampeana*: Integrada por Bahía Blanca-Cerri, Concordia, Gran Córdoba, Gran La Plata, Gran Rosario, Gran Paraná, Gran Santa Fe, Mar del Plata-Batán, Río Cuarto, Santa Rosa-Toay y San Nicolás-Villa Constitución,
- *Región Patagónica*: Integrada por Comodoro Rivadavia-Rada Tilly, Neuquén Plottier, Río Gallegos, Ushuaia-Río Grande, Viedma-Carmen de Patagones y Rawson-Trelew.

Desde sus comienzos, y hasta el año 2003, la encuesta se realizó de manera puntual en dos ondas, mayo y octubre, y a partir de 2003 de manera contínua: trimestral para los aglomerados de más de 500.000 habitantes y semestral para los de menos de 500.000. La reformulación de 2003 incluyó cambios muestrales, operacionales e informáticos[16].

En diciembre de 2009, se introdujeron modificaciones relacionadas con el tratamiento de la información, específicamente con la calibración de los factores de expansión y la imputación de ingresos a los individuos sin respuestas en las variables de ingresos. Estas modificaciones fueron aplicadas a todas las bases de microdatos desde el 1° trimestre de 2003. Por esto, y con el propósito de verificar si estas modificaciones implican algún sesgo sobre las estimaciones de los indicadores de desigualdad, realizamos estimaciones de los coeficientes de Gini para el año 2008 con las bases imputadas y sin imputar, pudiendo verificar variaciones a partir del segundo decimal de dicho indicador, lo cual coincide con lo expresado por INDEC al momento de presentar las innovaciones mencionadas[17].

Los datos utilizados en este trabajo son los relevados en la onda Octubre 1998 y en el 3° trimestre de 2008[18]. Se consideraron los individuos entre 14 y 65 años, no jubilados, con respuestas válidas en todas las categorías y con ingresos positivos. Así, para el año 1998, la cantidad de observaciones es 9.919, (representan 1.097.574 personas), y para el año 2008, 7.643 observaciones, (representan 1.437.890 personas).

3.2. Factores Determinantes de los Ingresos y los Cambios en la Desigualdad

Los cambios en la distribución de los ingresos pueden estar determinados por múltiples factores económicos, demográficos, sociales e institucionales. Siguiendo a Bourguignon[19], en general los cambios en la distribución de los ingresos laborales y el ingreso familiar por adulto equivalente pueden provenir de tres fuentes principales:

a) *Efecto Precio*, que se determina por la estructura de retornos a la educación, a la experiencia y al género;
b) *Efecto Participación*, determinado por la estructura de participación en el mercado laboral y por lo tanto modifica la población de receptores de ingresos;
c) *Efecto Estructura Demográfica*, que implica los cambios en la composición de las familias, los niveles educativos de las personas, la distribución por grupos de edad, etc.

Los dos primeros afectan directamente a los ingresos laborales, mientras que los del tercer grupo lo hacen con los ingresos por adulto equivalente.

3.2.1. Retornos a la Educación

La teoría del capital humano, desde los trabajos pioneros de Schultz[20], Beker[21] y Mincer [22], entre otros, ha enfatizado el rol de la formación de este tipo de capital en el incremento de la productividad y por lo tanto en los ingresos laborales de los individuos. Los cambios en las retribuciones a este tipo de capital, pueden constituir una fuente de variación en los ingresos de los individuos y consecuentemente en la desigualdad. En la Tabla N° 3 se presentan los ingresos horarios en términos nominales para trabajadores entre 14 y 65 años según el máximo nivel educativo alcanzado para la región NOA.

Tabla N° 3: Ingreso Laboral Horario según Nivel Educativo y Rol en el Hogar

Nivel Educativo	1998			2008			Var % 2008 / 1998		
	Jefe	Cony	Otrom	Jefe	Cony	Otrom	Jefe	Cony	Otrom
Primario Incompleto	2.05	1.49	1.93	4.89	3.53	3.00	139%	136%	56%
Primario Completo	2.46	2.02	1.60	4.67	4.21	4.04	90%	108%	152%
Secundario Incompleto	2.73	2.01	1.68	5.49	4.61	3.77	101%	129%	125%
Secundario Completo	3.49	3.27	2.28	7.87	7.91	5.29	125%	142%	133%
Superior Incompleto	4.54	3.32	2.88	14.12	7.71	6.01	211%	132%	109%
Superior Completo	7.80	5.77	5.11	13.70	13.53	10.25	76%	134%	101%
Secc/Pric	*1.42*	*1.62*	*1.42*	*1.68*	*1.88*	*1.31*	*19%*	*16%*	*-8%*
Supc/Pric	*3.18*	*2.86*	*3.19*	*2.93*	*3.21*	*2.54*	*-8%*	*13%*	*-20%*

Nota: Individuos con edades entre 14 y 65 años, con respuestas válidas en todas las categorías. Primario Incompleto incluye a las personas Sin Instrucción.
Fuente: Elaboración Propia en base a datos de EPH. INDEC.

Universidad de San Andrés

Considerando la información presentada en la tabla precedente, podemos observar que tal como era de esperar, haber alcanzado un nivel educativo más alto implicó en ambos periodos, conseguir mejores ingresos en promedio, aún cuando los niveles no se completaran. En 1998 los individuos que recibieron mayores salarios horarios fueron los que completaron el nivel superior, sobre todo los jefes de hogar. La situación fue similar en 2008, excepto por los jefes de hogar, dado que los que recibieron los mayores salarios fueron aquellos con superior incompleto.

En 1998 el salario de un individuo jefe de hogar con secundaria completa representaba 1,42 veces el de uno con primaria completa, 1,62 veces en el caso de los cónyuges y 1,42 veces para el resto de los miembros. En 2008, este ratio había aumentado a 1,68 y 1,88 para jefes y cónyuges respectivamente y se redujo a 1,31 para los otros miembros. Si la comparación se realiza para el nivel superior completo, veremos que en el caso de los jefes el ingreso horario pasó de ser 3,18 veces el de primaria completa en 1998 a 2,93 en 2008, lo mismo que ocurrió con el resto de los miembros cuyos ingresos pasaron de 3,19 veces a 2,54. Por el contrario, los ingresos de los cónyuges con superior completa, pasaron de ser 2,86 veces el de primaria completa, a 3,21 veces.

Para continuar profundizando el estudio sobre el impacto de los niveles de educación alcanzados en los ingresos, estimamos ecuaciones de Mincer para el ingreso laboral horario para los años 1998 y 2008 mediante el método de Heckman para corregir posibles sesgos por selección. La Tabla N° 4 muestra los resultados obtenidos para cada categoría de miembro del hogar. La

estimación de ecuaciones según el rol de los individuos en el hogar se realizó, siguiendo las recomendaciones de Bourguignon[23], para captar la influencia del rol que cada individuo cumple dentro del hogar en las decisiones de participación en el mercado laboral, y por lo tanto, en los ingresos que recibe

Tabla N°4: Estimación del Logaritmo del Ingreso Laboral Horario

lilaho	Año 1998						Año 2008					
	Jefe		Cony		Otrom		Jefe		Cony		Otrom	
pric	0,111	*	0,143		0,019		0,068		0,229		0,118	
seci	0,321	***	0,247	**	0,088		0,244	**	0,332	**	0,172	
secc	0,483	***	0,706	***	0,280	***	0,530	***	0,681	***	0,459	***
supi	0,796	***	0,817	***	0,501	***	0,691	***	0,696	***	0,578	***
supc	1,201	***	1,399	***	1,009	***	1,142	***	0,964	***	1,052	***
varon	0,180	***	0,056		0,102	**	0,253	***	-0,411	***	0,135	**
edad	0,029	*	0,046	*	0,072	***	0,048	***	0,006		0,035	*
edad2	-0,0002		-0,0005		-0,0008	***	-0,0004	***	0,000		-0,0002	
m18	--		--		0,172	*	--		--		-0,075	
_cons	-0,472		-0,831	*	-1,083	***	-0,040		1,361	**	0,119	
Select												
pric	0,022		0,116		0,012		-0,007		-0,452	**	0,305	*
seci	0,229		0,078		-0,033		-0,024		-0,309		0,161	
secc	0,457	**	0,362	***	0,017		0,114		-0,071		0,387	**
supi	0,092		0,509	***	0,193		0,092		-0,060		0,468	**
supc	1,243	***	1,554	***	0,736	***	0,675	***	0,787	***	0,760	***
varon	0,908	***	1,095	***	0,564	***	0,785	***	1,484	***	0,505	***
edad	0,173	***	0,168	***	0,184	***	0,159	***	0,162	***	0,211	***
edad2	-0,002	***	0,002	***	-0,002	***	-0,002	***	-0,002	***	-0,002	***
casado	-0,058						-0,046					
canthijos	-0,004		-0,081	***			-0,051	*	-0,078	***		
escol	-0,984	***	0,044		-1,292	***	-1,232	***	0,276		-0,940	***
provincia	0,074	**	-0,012		0,034		-0,011		-0,074		0,004	
estadoj			-0,265	***					0,058	**		
m18					-0,167	*					-0,149	
otromestadoc					0,041						-0,067	
otromestadoj					0,024						0,120	*
_cons	-2,803	***	-3,381	***	-3,226	***	-2,262	***	-3,158	***	-3,935	***
Obs	**2873**		**2267**		**4780**		**2270**		**1443**		**3930**	
Censored	**333**		**1412**		**3063**		**286**		**630**		**2319**	
Uncensored	**2540**		**855**		**1717**		**1984**		**813**		**1611**	
Log Likelih	**-3216,6**		**-2113,5**		**-3572,4**		**-2784,8**		**-1702,1**		**-3337,2**	
Wald Chi 2	**847,77**		**399,17**		**574,02**		**632,60**		**237,16**		**322,69**	
Wald Indep	**2,35**		**2,31**		**0,01**		**4,28**		**27,62**		**0,31**	
Prob Chi>0	**0,125**		**0,128**		**0,942**		**0,038**		**0,000**		**0,578**	
Rho	**-0,356**		**0,145**		**-0,008**		**0,145**		**-0,795**		**0,077**	
Sigma	**0,635**	***	**0,644**	***	**0,581**	***	**0,702**	***	**0,875**	***	**0,660**	***
Lambda	**-0,226**		**0,094**		**-0,005**		**0,102**	*	**-0,696**	***	**0,051**	

Nota: *** Significativo al 99%, ** Significativo al 95%, * Significativo al 90%.
Individuos con edades entre 14 y 65 años, con respuestas válidas en todas las categorías.
Fuente: Elaboración Propia en base a datos de EPH. INDEC.

Universidad de San Andrés

Si bien los valores del coeficiente Lambda[24] no resultan significativos, excepto para la ecuación de cónyuges en 2008, lo que indicaría que no existe sesgo por selección, el haber utilizado el método de Heckman nos permite analizar también, además de las estimaciones de salarios, las decisiones de participación en el mercado laboral de los miembros del hogar.

En 1998, haber finalizado el nivel secundario o el nivel superior, ser varón y tener un año más de edad incrementaron la probabilidad de participar en el mercado laboral para todos los miembros del hogar, mientras que asistir a la escuela la redujo en el caso de jefes y otros miembros, lo que también ocurrió con la cantidad de hijos en el caso de los cónyuges. El estado ocupacional del jefe de hogar afectó significativamente la participación en el mercado laboral de los cónyuges en ambos años, pero mientras que en 1998 si el jefe trabajaba se reducía la probabilidad de participación de los cónyuges, en 2008 este mismo hecho incrementó la probabilidad de participación.

Respecto a los salarios horarios, las estimaciones presentadas muestran que tanto en 1998 como en 2008 los niveles educativos a partir del secundario incompleto representaron incrementos estadísticamente significativos en los salarios horarios. Si comparamos los retornos en ambos años observaremos que para los jefes de hogar éstos se incrementaron sólo para el nivel secundario completo, mientras que para los otros niveles, se redujeron, sobre todo para el nivel superior incompleto. Para los cónyuges, 2008 implicó una mejora en cuanto a los retornos sólo para los niveles más bajos de educación, principalmente primario completo y secundario incompleto, mientras que se presentaron fuertes reducciones para el nivel superior, tanto completo como incompleto. Por el contrario, para los otros miembros, todos los niveles educativos presentaron mayores retornos en 2008 que en 1998, destacándose el incremento de los retornos al nivel secundario completo.

En general, las reducciones en los retornos a la educación para los niveles educativos más altos implican una mejora en términos distributivos dado que se reduce la brecha de ingresos entre aquellas personas con mayor educación y el resto. Sin embargo, esto dependerá de los cambios que se produzcan en la estructura educativa.

3.2.2. Brecha de Género

Además de los retornos a la educación, otro de los factores que pueden influir en la distribución de los ingresos son las diferencias en los retornos a varones y mujeres, conocida también como brecha de género. La Tabla N° 5 muestra el salario laboral horario según nivel educativo y genero, como así también la diferencia a favor de los varones, (brecha).

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

Tabla N° 5: Ingreso Laboral Horario según Nivel Educativo y Genero

Nivel Educativo	1998			2008			Var % 2008 / 1998		
	Varon	Mujer	Brecha	Varon	Mujer	Brecha	Varon	Mujer	Brecha
Primario Incompleto	2,02	1,74	*0,28*	4,35	3,95	*0,40*	116%	128%	*41%*
Primario Completo	2,30	1,86	*0,44*	4,86	3,57	*1,29*	111%	92%	*189%*
Secundario Incompleto	2,33	1,95	*0,39*	5,10	3,91	*1,19*	119%	101%	*210%*
Secundario Completo	3,09	2,96	*0,12*	6,82	6,96	*-0,13*	121%	135%	*-209%*
Superior Incompleto	3,87	3,24	*0,63*	11,73	6,67	*5,06*	203%	106%	*708%*
Superior Completo	7,81	5,57	*2,25*	12,87	12,57	*0,29*	65%	126%	*-87%*

Nota: Individuos con edades entre 14 y 65 años, con respuestas válidas en todas las categorías
Primario Incompleto incluye a las personas Sin Instrucción.
Fuente: Elaboración Propia en base a datos de EPH. INDEC.

De la Tabla 5 surge claramente que existieron en ambos periodos mayores retribuciones salariales horarias para los varones respecto a las mujeres, y que esta situación se profundizó en el año 2008.

En 1998, las diferencias por género resultaron mayores para aquellos individuos con nivel superior completo, y en menor medida, para los de superior incompleto. En 2008, la mayor diferencia se observó entre los varones y mujeres con nivel superior incompleto, seguidos por aquellos con primario completo y en menor medida, por los que tenían el nivel secundario incompleto. En este periodo, llama la atención la diferencia salarial observada a favor de las mujeres con secundario completo, aunque ésta resulte muy pequeña, dado que esto no ocurre en ningún otro nivel educativo ni en 1998.

Siguiendo con el análisis, la Tabla 4 muestra el valor del diferencial de salarios condicional entre varones y mujeres, representado por el coeficiente de la variable *"varón"*, que resultó estadísticamente significativa en ambos años para jefes de hogar y otros miembros, y para los cónyuges sólo en 2008, lo que podría deberse a la baja proporción observada de varones entre los cónyuges en 1998. No obstante esto, y tal como observamos en el análisis no condicional del párrafo anterior, el diferencial de salarios por ser varón en 2008 resultó superior en alrededor de 7 puntos porcentuales para jefes de hogar respecto a 1998 y en 3 puntos para los otros miembros, mientras que para los cónyuges, la brecha no sólo se redujo, sino que quedó a favor de las mujeres.

El impacto distributivo de esta profundización de las diferencias salariales a favor de los varones dependerá de la participación de cada sexo en el mercado laboral y de la condición de empleo.

3.2.3. Retornos a la Experiencia

El mercado laboral retribuye también la experiencia laboral que el individuo posee. Los cambios en estas retribuciones también pueden dar origen a cambios en la desigualdad. Al no poder contar con los años de experiencia laboral, y tampoco con los años de educación que podrían utilizarse para estimar la experiencia de manera consistente dado que la EPH pregunta sobre el máximo nivel educativo alcanzado y no sobre los años de educación, utilizamos a la edad como proxi de nuestra variable de interés. La siguiente tabla muestra la distribución de la población del NOA según la edad y el sexo.

Tabla N° 6: Estructura Etaria de la Fuerza Laboral *(En porcentaje)*

Rango de Edad	1998			2008			Var % 2008 / 1998		
	Varón	Mujer	Total	Varón	Mujer	Total	Varón	Mujer	Total
14-19	21,48	19,55	20,47	20,97	19,48	20,21	-0,51	-0,07	-0,26
20-29	27,73	27,19	27,44	26,83	25,83	26,32	-0,90	-1,36	-1,12
30-39	20,00	21,87	20,98	20,39	21,49	20,95	0,39	-0,38	-0,03
40-49	17,77	17,02	17,38	15,71	17,84	16,80	-2,06	0,82	-0,58
50-59	10,44	10,73	10,59	12,11	12,43	12,27	1,67	1,70	1,68
60-64	2,58	3,64	3,14	3,99	2,94	3,45	1,41	-0,70	0,31

Nota: Individuos con edades entre 14 y 65 años, con respuestas válidas en todas las categorías
Fuente: Elaboración Propia en base a datos de EPH. INDEC.

Según los datos de la Tabla 6, a nivel general observamos que entre 1998 y 2008 el promedio de edad de la fuerza laboral se ha incrementado en el NOA, como así también la participación de los individuos entre 50 y 59 años, sobre todo mujeres, y entre 60 y 64, principalmente varones. Como contrapartida, se redujo la participación de las personas entre 20 y 29 años, destacándose en este último grupo las mujeres.

En cuanto a los retornos a la experiencia, en la Tabla 6 la variable edad resultó significativa para todos los grupos analizados en el año 1998, y para jefes y otros miembros en 2008. No ocurre lo mismo con la variable edad2, (edad al cuadrado), que busca captar si los retornos crecen a una tasa decreciente a medida que las personas son mayores, y que sólo resultó significativa para los otros miembros en 1998 y para jefes en 2008.

Teniendo en cuenta esto, para los jefes de hogar podemos ver un incremento de alrededor de 2% de los retornos a la experiencia entre 1998 y 2008, mientras que para los otros miembros, verificamos una reducción cercana al 4%.

Los mayores retornos a la experiencia, junto al incremento promedio de la edad de la fuerza laboral podrían significar incrementos en la desigualdad.

3.2.4. Retornos a Factores No Observables.

Como en todo proceso de estimación, existen algunos factores que escapan al alcance del investigador y que sin embargo tienen influencia sobre el fenómeno bajo estudio. Esto también ocurre cuando estimamos salarios a partir de las ecuaciones de Mincer, dado que el mercado laboral retribuye tanto a los factores observables, y que nosotros utilizamos al momento de construir el modelo de estimación, (educación, experiencia, género), como a los no observables, (habilidades innatas o adquiridas, inteligencia, predisposición hacia el trabajo, etc).

El impacto distributivo de los cambios en la dotación de estos factores, como así también la retribución que los mismos reciben en el mercado laboral, puede ser captado de manera conjunta a través de la varianza del término de error de la ecuación de salarios[25]. La variable *Sigma* de la Tabla 4, muestra estos valores. En ella podemos observar que tanto para jefes, como para cónyuges y otros miembros, los mismos resultaron mayores en 2008 que en 1998, destacándose el incremento observado para los cónyuges. Esto parece indicar que el cambio en los retornos a los factores no observables habría contribuido a incrementar la desigualdad entre los ingresos laborales incluso entre los distintos miembros de las familias.

3.2.5. Horas Trabajadas

La Tabla 7 muestra los cambios en la cantidad de horas trabajadas semanales promedio para 1998 y 2008, según el máximo nivel educativo alcanzado y el género.

Tabla N° 7: Horas Trabajadas Semanales Promedio

Nivel Educativo	1998		2008		Var % 2008 - 1998	
	Varón	Mujer	Varón	Mujer	Varón	Mujer
Primario Incompleto	42,68	38,76	46,77	35,02	9,58%	-9,63%
Primario Completo	46,18	41,73	46,12	34,19	-0,13%	-18,06%
Secundario Incompleto	47,72	39,53	47,77	35,54	0,11%	-10,10%
Secundario Completo	51,09	38,64	48,26	36,48	-5,56%	-5,58%
Superior Incompleto	46,33	37,06	43,51	32,83	-6,07%	-11,42%
Superior Completo	47,00	32,90	47,87	34,32	1,85%	4,32%

Nota: Las horas trabajadas comprenden a la ocupación principal y a la ocupación secundaria
Individuos con edades entre 14 y 65 años, con respuestas válidas en todas las categorías
Primario Incompleto incluye a las personas Sin Instrucción
Fuente: Elaboración Propia en base a datos de EPH. INDEC.

Tanto en 1998 como en 2008, las mujeres trabajaron en promedio menos horas semanales que los varones. En 1998, la mayor cantidad de horas correspondieron a los varones con nivel Secundario Completo e Incompleto, mientras que en las mujeres a aquellas con primario completo. Por otra parte, en 2008 sólo incrementaron la cantidad de horas trabajadas, los varones Sin Instrucción o con Primario Incompleto, con Secundario Incompleto, y con Superior Completo. Lo contrario ocurrió con las mujeres, que redujeron las horas trabajadas para todos los niveles educativos, excepto para el Superior Completo que se incrementó en 4,32%, destacándose la reducción en aquellas con Primario Completo y con Superior Incompleto, que trabajaron 18,06% y 11,42% menos de horas que en 1998

La Tabla 6 muestra los resultados del modelo de estimación de horas trabajadas para 1998 y 2008, para jefes, cónyuges y otros miembros. Para esto se recurrió al modelo Tobit estimado mediante el método de máxima verosimilitud.

Tabla N°8: Estimación de las Horas Trabajadas Semanales

lilaho	Año 1998						Año 2008					
	Jefe		Cony		Otrom		Jefe		Cony		Otrom	
pric	2,606		7,534		1,871		-0,041		-11,626	**	7,412	*
seci	5,217	**	6,7371		0,644		1,157		-8,051		4,739	
secc	8,596	***	16,125	***	2,260		1,662		-2,010		11,016	***
supi	2,513		23,323	***	8,963	*	1,645		-2,350		14,946	***
supc	8,425	***	44,520	***	12,133	**	3,682		16,837	***	12,819	***
varon	17,702	***	42,336	***	20,583	***	17,334	***	38,329	***	17,544	***
edad	2,545	***	6,714	***	5,837	***	2,212	***	4,429	***	5,737	***
edad2	-0,033	***	-0,083	***	-0,077	***	-0,027	***	-0,052	***	-0,071	***
casado	0,007				-0,032		0,690				0,838	
canthijos	-0,705	*	-3,667	***			-0,656	*	-2,454	***		
escol	-20,749	***	-2,707		-51,939	***	-30,422	***	1,810		-35,847	***

provincia	-0,120		-0,502		0,733		-0,336		0,970		0,106	
estadoj			-9,871	***					-5,765	*		
m18					-10,486	***					-9,601	**
otromestadoc					0,652						-2,205	
otromestadoj					0,669						4,369	**
_cons	-21,075	**	-134,900	***	-96,305	***	-1,299		-73,608	***	-101,05	***
sigma	23,585	***	42,898	***	37,946	***	23,527	***	31,268	***	32,869	***
Obs	**2873**		**2267**		**4780**		**2270**		**1443**		**3930**	
Censored	**333**		**1412**		**3063**		**286**		**630**		**2319**	
Uncensored	**2540**		**855**		**1717**		**1984**		**813**		**1611**	
Log Likelih	**-3217**		**-2114**		**-3572**		**-2785**		**-1702**		**-3337**	
LR (Chi 2)	**847,77**		**399,17**		**574,02**		**632,60**		**237,16**		**322,69**	
Pseudo R2	**2,35**		**2,31**		**0,01**		**4,28**		**27,62**		**0,31**	

Nota : *** Significativo al 99%, ** Significativo al 95%, * Significativo al 90%.
Individuos con edades entre 14 y 65 años, con respuestas válidas en todas las categorías
Fuente: Elaboración Propia en base a datos de EPH. INDEC.

La relación entre el nivel educativo de los individuos y las horas trabajadas resultó diferente en 2008 respecto a 1998. Mientras que en 1998 para los jefes de hogar el nivel secundario completo o incompleto y el nivel superior completo influyeron significativamente en la participación en el mercado laboral, (ver la ecuación de selección de la Tabla 4), y en la cantidad de horas trabajadas, no ocurrió lo mismo en 2008, donde las variables educativas resultaron no significativas. Algo similar ocurrió con los cónyuges, que al contrario de lo ocurrido en 1998, en 2008 sólo el nivel superior completo representó una mayor participación y más horas trabajadas. En ambos periodos el nivel superior completo o incluso incompleto representó mayor cantidad de horas trabajadas para este grupo de personas respecto a los jefes de hogar. Diferente resultó la situación de los otros miembros, para los cuales en 1998 sólo resultó significativo el nivel superior, mientras que en 2008 cobró importancia el nivel secundario. Todos estos niveles implicaron una mayor probabilidad de participar en el mercado laboral y además, una mayor cantidad de horas trabajadas en el segundo periodo de análisis respecto al primero.

La edad resultó significativa para los tres grupos en ambos periodos, como así también la edad elevada al cuadrado, por lo que si bien la cantidad de horas trabajadas se incrementó con la edad, la misma lo hizo a tasa decreciente a medida que las personas cumplían un año más.

Que el individuo sea varón, implicó tanto en 1998 como en 2008 una mayor probabilidad de participación en el mercado laboral y una mayor cantidad de horas trabajadas, pero en 2008 el impacto resultó menor. Lo mismo ocurrió con la cantidad de hijos, que resultó significativa para jefes y cónyuges, reduciendo en ambos casos la cantidad de horas trabajadas, pero en menor medida para los cónyuges. La asistencia a la escuela implicó una menor cantidad de horas trabajadas para jefes y otros miembros, resultando superior en 2008 para los primeros, e inferior para los segundos.

En cuanto a las decisiones laborales dentro del hogar, los cónyuges tuvieron en cuenta si el jefe del hogar se encontraba ocupado al momento de participar en el mercado laboral y al momento de ofrecer horas de trabajo, pero ambos coeficientes resultaron menores en 2008 que en 1998. En el caso de los otros miembros, sólo en 2008 su decisión dependió de la del jefe del hogar, pero al contrario de lo que podría esperarse, las horas ofrecidas se incrementaron cuando el jefe estaba ocupado.

3.2.6. Estructura de Empleo

La década del 90 se caracterizó por combinar altas tasas de actividad, bajas tasas de empleo y altas tasas de desempleo. A partir de 2003, con la recuperación económica post-crisis se incrementaron las tasas de actividad y las de empleo, y el desempleo descendió, en mayor o menor medida, en todas las regiones y aglomerados del país. La participación en el mercado laboral, y más específicamente la posibilidad de conseguir empleo, puede tener un efecto importante en los cambios en la desigualdad. La Tabla 9 muestra las tasas de Actividad, Empleo y Desempleo para varones y mujeres en 1998 y 2008.

Tabla N°9: Estructura del Mercado Laboral

Tasas	1998			2008			Var 2008 / 1998		
	Varón	Mujer	Total	Varón	Mujer	Total	Varón	Mujer	Total
Actividad	75,02%	42,42%	57,82%	73,41%	51,88%	62,41%	-1,61%	9,46%	4,60%
Empleo	67,67%	36,83%	51,39%	68,57%	47,12%	57,62%	0,90%	10,29%	6,22%
Desempleo	9,80%	13,18%	11,11%	6,60%	9,16%	7,69%	-3,20%	-4,02%	-3,42%

Nota: Individuos con edades entre 14 y 65 años, con respuestas válidas en todas las categorías
Fuente: Elaboración Propia en base a datos de EPH. INDEC.

Como dijimos anteriormente, los aglomerados del NOA no fueron la excepción a lo ocurrido a nivel país. La tasa de actividad se incrementó en 4,60% a nivel general debido principalmente a las mujeres, dado que para los varones, incluso disminuyó. Algo similar ocurrió con el empleo que se incrementó en algo más de 6 puntos porcentuales a nivel general pero mucho más para las mujeres, para las cuales la variación positiva fue mayor a 10 puntos. El desempleo se redujo en 3,42 puntos, 3,20 para los varones y 4,02 para las mujeres. En principio, podría esperarse que estos cambios implicaran una mejora en términos de desigualdad.

Otro cambio importante fue la reducción de la brecha entre varones y mujeres en todas las tasas. En términos de actividad, mientras que en 1998 hubo un 32% más varones activos que mujeres, en 2008 la diferencia se redujo a casi 22%. Esto mismo ocurrió con el empleo, donde la brecha entre las tasas de varones y mujeres en cada año pasó de 31% a 21%, y consecuentemente con el desempleo, dado que si en 1998 el desempleo fue 3,38% superior en las mujeres, en 2008 esta diferencia se redujo a 2,57%. En la medida en que los hogares con menores ingresos presenten una mayor proporción de mujeres, es posible que la desigualdad se reduzca.

3.2.7. Estructura Educativa

El último aspecto, al menos de los que generalmente se utilizan en la literatura y en este trabajo, que influye en la manera en que se distribuyen los ingresos laborales, es la estructura educativa, entendiendo por ésta al porcentaje de individuos que finalizaron o no cada nivel educativo. La Tabla 10 muestra estos resultados.

Tabla N°10: Estructura Educativa de la Fuerza Laboral *(En porcentaje)*

Nivel Educativo	1998			2008			Var 2008 / 1998		
	Varón	Mujer	Total	Varón	Mujer	Total	Varón	Mujer	Total
Primario Incompleto	10,72	9,63	10,15	7,17	6,16	6,66	-3,55	-3,47	-3,49
Primario Completo	21,83	21,98	21,90	19,02	16,91	17,94	-2,81	-5,07	-3,96
Secundario Incompleto	32,13	28,87	30,41	28,27	26,48	27,36	-3,86	-2,39	-3,05
Secundario Completo	13,86	14,12	14,00	18,29	18,12	18,20	4,43	4,00	4,20
Superior Incompleto	14,22	14,90	14,58	17,78	18,53	18,16	3,56	3,63	3,58
Superior Completo	7,18	10,50	8,93	9,47	13,80	11,68	2,29	3,30	2,75

Nota: Individuos con edades entre 14 y 65 años, con respuestas válidas en todas las categorías
Fuente: Elaboración Propia en base a datos de EPH. INDEC.

En cuanto al máximo nivel educativo alcanzado, a nivel general se incrementaron los años promedio de educación entre 1998 y 2008, dado que la participación de aquellos individuos con nivel primario incompleto, primario completo y secundario incompleto se redujo, a la vez que se incrementó la participación de aquellos con secundario completo, superior incompleto y superior completo. El mayor incremento en la participación se dio en el nivel secundario completo, seguido por el nivel superior incompleto, siendo más fuerte el primero en los varones, y el segundo en las mujeres.

En 1998 resultó mayor la proporción de mujeres con niveles de educación completos que la de varones, situación que se revirtió en 2008, excepto para el nivel superior completo, donde el porcentaje de las primeras continuó siendo mayor. Así, en 1998 por ejemplo, mientras el 10,5% de las mujeres finalizaron el nivel superior, sólo el 7,18% de los varones se encontró en la misma situación. El valor de esta brecha se amplió aún más a favor de las mujeres en 2008.

El mayor peso relativo de las personas con secundario completo y superior incompleto implicaría a priori un deterioro en la desigualdad, sin embargo, el impacto del cambio de la estructura educativa dependerá de los retornos a la educación y de la ubicación de los diferentes grupos educativos en la distribución del ingreso.

4. El Modelo de Generación de Ingresos y Determinación de los Cambios Distributivos

Tal como enunciáramos en la introducción de este trabajo, para analizar los cambios en la desigualdad, recurriremos a la metodología de descomposiciones microeconométricas, que tomará como base la propuesta por Blinder y Oaxaca[26], continuada y mejorada por Bourguignon[27], y desarrollada para Argentina por Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero[28], y que fuera aplicada posteriormente en diversas investigaciones de este tipo mencionadas al principio de este trabajo.

El primer paso implica definir el modelo de generación de los ingresos, en este caso y por la información disponible, de los ingresos laborales horarios. Con la estimación de estos ingresos por un lado y la estimación de horas trabajadas por otro, se calculan los ingresos laborales totales como el producto de estas dos variables. Entonces, el ingreso de un individuo *i* en un momento del tiempo *t* dependerá de las características observables y no observables del individuo que afectan el salario y

el empleo y de los parámetros que determinan los salarios horarios y la participación en el mercado laboral y las horas trabajadas.

(1) $$Y_{it} = F(X_{it}; \varepsilon_{it}; \beta_t; \gamma_t) \quad ; con\ \ i = 1 \dots, N; \quad t = 1,2, \dots, T$$

donde:
$Y_{it} = ingreso\ del\ individuo\ i\ en\ el\ periodo\ t$;
$X_{it} = vector\ de\ características\ observables\ del\ individuo\ i\ en\ el\ periodo\ t$;
$\varepsilon_{it} = vector\ de\ características\ no\ observables\ del\ individuo\ i\ en\ el\ periodo\ t$;
$\beta_t = vector\ de\ parámetros\ que\ determinan\ los\ salarios\ en\ el\ periodo\ t$;
$\gamma_t = vector\ de\ parámetros\ que\ determinan\ las\ horas\ trabajadas\ en\ el\ periodo\ t$;

Por tratarse de un análisis contrafáctico la metodología intenta responder la siguiente pregunta: ¿Cuales hubiesen sido los ingresos del periodo *t* si determinado parámetro $k \in (X_{it}; \varepsilon_{it}; \beta_t; \gamma_t)$, hubiese tomado el valor que tuvo en *t'*, o viceversa, permaneciendo todo lo demás constante y dado que tanto *t* como *t'* pertenecen a los periodos bajo estudio?

Pero además de determinar los ingresos laborales en cada periodo, lo que nos interesa en este trabajo es conocer la distribución de los mismos. Entonces, la distribución funcional de los ingresos en un periodo cualquiera *t* puede definirse como:

(2) $$D_t = \{Y_{1t}, \dots, Y_{Nt}\} \quad ; con\ N = total\ de\ la\ población$$

Así, podemos responder a la pregunta formulada anteriormente simulando los ingresos laborales en *t* cambiando uno o varios argumentos de la ecuación (1) por los valores obtenidos para los mismos en *t'*. Por ejemplo, si los parámetros cambiados fueran aquellos incluidos en β,

(3) $$Y_{it}(\beta_{t'}) = F(X_{it}; \varepsilon_{it}; \beta_{t'}; \gamma_t)$$

Una vez generados los ingresos utilizando el procedimiento descripto en la ecuación (3), y generalizando para *k* parámetros, la distribución contrafactual simulada resulta:

(4) $$D_t(k_{t'}) = \{Y_{1t}(k_{t'}), \dots, Y_{Nt}(k_{t'})\}$$

El efecto sobre los ingresos atribuible al cambio de los parámetros *k* entre *t* y *t'*, se obtiene comparando la distribución real de la ecuación (2) con la simulada mediante la ecuación (4).

(5) $$\Delta D_{t,t'} = D_t\{.\} - D_t(k_{t'})\{.\}$$

Si bien la comparación puede realizarse directamente entre distribuciones, resulta conveniente utilizar algún índice de distribución, en nuestro caso el coeficiente de Gini, que resume en un escalar el comportamiento tanto de la distribución real como la simulada, logrando así mayor precisión en la determinación de la dirección y la cuantía de los efectos. Analíticamente:

(6) $$G\big(D_t(k_{t'})\big) - G(D_t)$$

Ahora que contamos con la metodología para estimar los efectos de los cambios en los determinantes de los ingresos en la distribución de los mismos, en este trabajo se calcularán los siguientes efectos[29]:

Efectos derivados de cambios en los precios:

a) *Efecto Retornos a la Educación, ($k=\beta^{ed}$):* mide el efecto sobre la distribución de los ingresos laborales atribuibles al cambio en los parámetros de los máximos niveles educativos alcanzados. Implica simular la distribución en *t* con los parámetros de los niveles educativos de *t'* y viceversa.
b) *Efecto Brecha de Género, ($k=\beta^{g}$):* mide el efecto del cambio de los retornos al género.
c) *Efecto Retornos a la Experiencia, ($k=\beta^{exp}$):* mide el efecto del cambio en los retornos a la experiencia.
d) *Efecto Dotación y Retornos de No Observables, ($k=\varepsilon$):* mide el efecto en la distribución de los ingresos laborales de los cambios en la dotación y los retornos a los factores no observables.

Efectos derivados de cambios estructurales:

a) *Efecto Horas Trabajadas y Empleo, ($k=\gamma$):* mide el impacto de las diferencias en los parámetros que relacionan las características de los individuos con la cantidad de horas trabajadas por los mismos (λ), distinguiendo el efecto asociado al aumento de horas trabajadas por aquellos individuos en actividad (efecto "horas trabajadas") del asociado al cambio en el status laboral (efecto "participación" o "empleo").
b) *Efecto Estructura Educativa, ($k=X^{edu}$):* mide el efecto del cambio en las proporciones de individuos en cada nivel educativo sobre los ingresos y la distribución de los mismos.

El análisis anterior, y los efectos derivados del mismo, se refieren a la distribución de los ingresos laborales. Sin embargo, en términos sociales resulta conveniente también analizar lo que ocurre no sólo con las personas sino también con las familias, dado que la utilidad de las personas no sólo depende de su comportamiento individual sino también del ingreso y composición de toda la familia con la que convive. Además, como vimos en la Sección 2 al analizar la evolución del coeficiente de Gini entre 1998 y 2008, los mayores cambios en la desigualdad se verificaron al considerar los ingresos familiares por adulto equivalente, tanto para el promedio del país como para la región, es más, en el caso particular de esta última, sólo se verificó una mejora en la distribución de éstos ingresos y no así para los ingresos laborales individuales.

Por esto, a continuación definimos el ingreso familiar promedio por adulto equivalente:

$$Y_{ht}^{q} = \sum_{i \in ht} \left(\frac{Y_{it} + Y_{it}^{0}}{(\sum_{i \in ht} \alpha_{it})^{\theta}} \right) \quad ; con\ h = 1, \dots\dots, H \tag{7}$$

La ecuación (7) representa el ingreso familiar por adulto equivalente para el individuo *i* perteneciente al hogar *h*, donde Y_{it} representa los ingresos laborales, Y_{it}^{0} son los ingresos no laborales, α es el valor de adulto equivalente para cada individuo, y θ es un parámetro que determina el grado de economía de escala del hogar.

Así, la distribución de los ingresos por adulto equivalente resulta:

(8) $$D_t^q = \{Y_{1t}^q, \dots, Y_{NT}^q\}$$

Tal como hicimos con los ingresos laborales, luego de reemplazar el valor del parámetro k por el valor que tomaría en *t'*, los ingresos familiares por adulto equivalente se expresan de la siguiente manera:

(9) $$Y_{ht}^q(k_{t'}) = \sum_{i \in ht} \left(\frac{Y_{it}(k_{t'}) + Y_{it}^0}{(\sum_{i \in ht} \alpha_{it})^\theta} \right) \quad ; con\ h = 1, \dots \dots, H$$

La distribución simulada a partir de los ingresos obtenidos con la ecuación (9), resultan:

(10) $$D_t^q(k_{t'}) = \{Y_{1t}^q(k_{t'}), \dots, Y_{NT}^q(k_{t'})\}$$

Si utilizamos nuevamente el coeficiente de Gini para medir los cambios producidos entre la distribución real y la simulada,

(11) $$G\left(D_t^q(k_{t'})\right) - G\left(D_t^q\right)$$

Ahora, con la definición completa de nuestro modelo, definiremos a continuación la estrategia de estimación de los parámetros del mismo.

5. Estimación de los Parámetros del Modelo

En función del modelo propuesto en la Ecuación 1 del apartado anterior, necesitamos estimar los parámetros *β, γ* y *ε,* como así también encontrar mecanismos para replicar las distribuciones de la población según grupos etarios, nivel educativo, situación laboral y las características no observables.

5.1. Estimación de Salarios y Horas Trabajadas

Para estimar los ingresos laborales horarios, se planta un modelo de decisiones laborales como el propuesto por Heckman[30] y posteriormente utilizado por Gasparini, Marchioni y Sosa Escudero[31].

Para la estimación de *β y γ,* el modelo requiere de dos ecuaciones: una de estimación de ingresos horarios y otra de horas trabajadas, ambas tomadas en función de variables observables y no observables, representados estos últimos por los términos de error *ε* de estas ecuaciones.

La estimación de salarios constituye en este caso un problema de estimación de variables latentes, dado que el salario horario sólo se observa para aquellos individuos que efectivamente trabajan, y cuando éstos no lo hacen, sólo sabemos que el salario ofrecido es menor al esperado por el individuo.

Formalmente,

(12) $$W_i^* = X_{1i}\beta + \varepsilon_{1i}$$

(13) $$L_i^* = X_{2i}\beta + \varepsilon_{2i}$$

Con,

$W_i = W_i^* \; si \; L_i^* > 0$

$W_i = 0 \; si \; L_i^* \leq 0$

$L_i = L_i^* \; si \; L_i^* > 0$

$L_i = 0 \; si \; L_i^* \leq 0$

Donde W_i y L_i corresponden a los valores observados de salarios horarios y horas trabajadas respectivamente, en tanto que $\boldsymbol{X}_{1i}$ y $\boldsymbol{X}_{2i}$ son los vectores de características observables que influyen sobre el salario y las horas trabajadas.

Los parámetros ε_{1i} y ε_{2i} son los términos residuales que representan las características no observables de los individuos. Tal como expresara Heckman, suponemos que éstos se distribuyen conforme a una distribución normal bivariada con $E(\varepsilon_{1i}) = E(\varepsilon_{2i})$, varianza σ_{12} y σ_{22}, y con coeficiente de correlación ρ.

Para la estimación de W_i utilizamos el método de Heckman estimado por máxima verosimilitud, y en el caso de L_i, un modelo Tobit estándar para datos censurados.

5.2. Estructura Educativa

Además de los retornos a la educación y la cantidad de horas trabajadas, los cambios en la estructura educativa de la población, es decir las proporciones de individuos con cada nivel educativo dentro de cada grupo de edad y sexo, producen cambios en la manera en que se distribuyen los ingresos. Para poder cuantificar el sentido y la magnitud de estos cambios, necesitamos respondernos la pregunta de cómo hubiese sido la distribución de los ingresos en 2008, si la estructura educativa fuera la que existía en 1998.

Gasparini[32] recurre a una estrategia no paramétrica para replicar la estructura educativa de un año en otro, y es la que utilizamos en este trabajo. En primer lugar, dividimos las poblaciones de 1998 y 2008 en grupos homogéneos de edad y sexo, y agrupamos a los individuos según el máximo nivel educativo alcanzado, determinando el porcentaje acumulado de individuos en cada nivel educativo y en cada uno de los grupos de edad y sexo. Luego, para replicar la estructura de 2008 en 1998, ordenamos los individuos de éste periodo según los grupos de edad y sexo y dentro de cada grupo según nivel educativo. Para cada nivel educativo ordenamos los individuos según sean ocupados o no y por último aleatoriamente. Con estos individuos ordenados, se calculó la participación porcentual acumulada de cada uno de ellos en cada grupo, que luego utilizamos como valor de corte al momento de replicar la estructura de 2008. Así, por ejemplo, asignamos el nivel primaria incompleta a todos los individuos cuyo valor de corte sea igual o menor al porcentaje de individuos con primaria incompleta que existía en 2008.

Realizamos este procedimiento para cada nivel educativo hasta completar todos los grupos, que en nuestro caso fueron doce, seis de varones y seis de mujeres, y para los dos periodos analizados.

5.3. Características No Observables

Como dijimos al momento de especificar el modelo de estimación de salarios horarios y horas trabajadas, los términos de error ε_{1i} y ε_{2i} capturan los retornos pagados por el mercado a las características no observables. Su valor medio y la varianza se obtienen como un parámetro extra en el procedimiento propuesto por Heckman, y los cambios en estos factores pueden estimarse reescalando los residuos obtenidos de la ecuación de salarios por el cociente entre el desvío estándar de los residuos estimados para un año sobre el estimado para el otro.

El problema con el que nos encontramos en este punto es la imposibilidad de estimar a partir del modelo propuesto los residuos para aquellos individuos que no trabajan, dado que no observamos el verdadero valor de su ingreso sino uno censurado.

Esto puede resolverse explotando los supuestos del modelo de generación de ingresos utilizado tal como hace Gasparini[33], específicamente el hecho de que los residuos se distribuyen siguiendo una distribución normal bivariada. Así, resulta posible obtener aleatoriamente de esta distribución, pares de valores $(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i})$ y utilizarlos como estimaciones de los residuos. Pero para que éstos puedan ser utilizados, primero tenemos que asegurar que los residuos generados sean consistentes con la situación del individuo, lo que implica que a partir de ellos la predicción del modelo sea la de un individuo inactivo, es decir un valor de salarios y horas trabajadas negativas. Si esto no es así, se continúa probando pares de valores hasta lograr la consistencia de los mismos.

5.4. Horas Trabajadas y Estructura de Empleo

Para estudiar los efectos de los cambios en las horas trabajadas y la estructura de empleo, debemos estudiar por separado cada uno de ellos. Para estimar el efecto del cambio en horas trabajadas, utilizamos por ejemplo, la ecuación de horas trabajadas del año 2008 para simular la distribución en el año 1998, pero consideramos solamente a aquellos individuos que no cambiaron su situación laboral, es decir que trabajaban en el año 1998 y presentaban estimaciones de horas trabajadas positivas en la simulación con los parámetros de 2008.

Sin embargo, y siguiendo con el ejemplo, para estimar el efecto del cambio en la estructura de empleo, trabajamos con todos los individuos. Para aquellos que no trabajaban en el año 1998 pero que resultaron con estimaciones positivas de horas de trabajo según los parámetros del año 2008, simulamos los ingresos y las horas con las ecuaciones correspondientes al año 1998 pero con los residuos estimados a partir de la distribución normal bivariada. En el caso de las personas con horas simuladas negativas les asignamos ingresos iguales a cero, mientras que a los individuos que trabajan, les asignamos los ingresos estimados para 1998.

6. Resultados de las Descomposiciones

A partir del modelo desarrollado en el apartado anterior, presentamos ahora los resultados de las descomposiciones, con el objetivo de aproximar cuantitativamente el efecto de cada uno de los factores analizados sobre la distribución de los ingresos laborales y el ingreso per cápita familiar por adulto equivalente.

Dada la existencia de “path dependance”, esto es dependencia de los resultados del año que se elija como base, el análisis se realizó utilizando alternativamente cada uno de los años propuestos como base.

Las Tablas N° 11 y N° 12 muestran la descomposición del cambio en el coeficiente de Gini del ingreso laboral y del ingreso per cápita familiar por adulto equivalente respectivamente para

cada uno de los años analizados. Cada una de ellas se compone de los valores observados del coeficiente de Gini para cada año y la mejora o desmejora distributiva que ellos implican, los coeficientes de Gini resultantes de las simulaciones utilizando cada año como base, la cuantía y dirección de dichos cambios, y el promedio. Un resultado positivo en la columna "promedio" indica un efecto desigualador del factor, que resulta más significativo cuanto más grande sea el mismo.

Tabla N° 11: Descomposición del Cambio en el Coeficiente de Gini del Ingreso Laboral Mensual

Año	GINI	Diferencia 08 - 98
2008	**43,76**	**0,27**
1998	**43,49**	

Efectos:	Gini Simulado		Cambios		Promedio
	2008 con parametros de 1998	1998 con parámetros de 2008	2008 vs 1998	1998 vs 2008	
1. Retornos a la Educación	46,64	41,69	2,88	-1,80	0,54
2. Brecha de Género	45,11	43,07	1,35	-0,42	0,47
3. Retornos a la Experiencia	42,90	50,43	-0,86	6,94	3,04
4. Factores No Observables	41,84	47,09	-1,92	3,60	0,84
5. Horas de Trabajo	37,91	32,66	-5,85	-10,83	-8,34
6. Estructura Educativa	42,79	41,78	-0,97	-1,71	-1,34
7. Estructura Ocupacional	38,84	37,49	-4,92	-6,00	-5,46

Nota: Individuos con edades entre 14 y 65 años, con respuestas válidas en todas las categorías e ingresos mayores a cero en ambos años. No se consideran los ingresos no laborales.
Fuente: Elaboración Propia en base a datos de EPH. INDEC.

Tabla N° 12: Descomposición del Cambio en el Coeficiente de Gini del Ingreso Per Cápita Familiar Equivalente

Año	GINI	Diferencia 08 - 98
2008	**43,35%**	**-2,3**
1998	**45,65%**	

Efectos:	Gini Simulado		Cambios		Promedio
	2008 con parametros de 1998	1998 con parámetros de 2008	2008 vs 1998	1998 vs 2008	
1. Retornos a la Educación	45,81	44,94	2,46	-0,71	0,88
2. Brecha de Género	44,94	45,82	1,59	0,17	0,88
3. Retornos a la Experiencia	44,31	49,00	0,96	3,35	2,16
4. Factores No Observables	42,07	50,05	-1,28	4,40	1,56
5. Horas de Trabajo	38,49	38,80	-4,86	-6,85	-5,86
6. Estructura Educativa	41,95	44,41	-1,40	-1,24	-1,32
7. Estructura Ocupacional	40,18	41,18	-3,17	-4,47	-3,82

Nota: Individuos con edades entre 14 y 65 años, con respuestas válidas en todas las categorías e ingresos mayores a cero en ambos años. No se consideran los ingresos no laborales.
Fuente: Elaboración Propia en base a datos de EPH. INDEC.

QUAERERE VERUM
Universidad de San Andrés

6.1. Retornos a la Educación.

Los retornos a la educación muestran un efecto desigualador, tanto en términos de ingresos laborales como de ingresos familiares equivalentes, siendo el efecto algo mayor en estos últimos. Esto se debe al incremento de los retornos a la educación producidos entre 1998 y 2008 para los jefes con secundario completo, los cónyuges con secundario incompleto y los otros miembros en todos los niveles.

6.2. Brecha de Género

Como analizamos en el apartado 3.2.2, se produjo una ampliación de la brecha de género entre 1998 y 2008 para las categorías de jefes de hogar y otros miembros, mientras que para las conyugues observamos una disminución de la misma. Así, este incremento en la brecha de género empeoró la distribución del ingreso tanto en términos de ingresos laborales como de ingresos familiares equivalentes. Esto podría deberse a que los ingresos de las mujeres representan un mayor porcentaje del ingresos de los hogares de la cola inferior de la distribución.

6.3. Retornos a la Experiencia

Al considerar este factor de variación de los ingresos, observamos que el cambio en estos retornos tuvo un claro efecto desigualador para los ingresos individuales y para los ingresos familiares equivalentes, dado que la desigualdad se hubiese reducido si este factor se hubiese mantenido inalterado. Entre 1998 y 2008 los retornos a la experiencia casi se duplicaron para los jefes de hogar, y posiblemente sea esto lo que produjo que este efecto resultara el más importante entre todos los factores desigualadores.

6.4. Factores No Observables

Los retornos y la distribución de los factores no observables mostraron un leve efecto desigualador para los dos tipos de ingresos considerados. El cambio en el parámetro "sigma" de la Tabla 3, resultó mayor para los cónyuges que para los jefes de hogar y resto de miembros, además de ser estadísticamente significativo en ambos años. La explicación de estos cambios no resulta sencilla y debemos ser cuidadosos, por cuanto se desconocen los factores subyacentes captados por este término, pero en principio demostrarían que entre 1998 y 2008 el mercado laboral remuneró de manera más fuerte la posesión de otros atributos diferentes de la educación, la edad y la experiencia, en los individuos que se encuentran en la cola superior de la distribución, o bien que redujo la remuneración de aquellos presentes en los individuos ubicados del otro lado de la misma.

6.5. Horas de Trabajo

El cambio en la cantidad de horas trabajadas por semana tuvo un efecto igualador sustancial en los ingresos laborales y equivalentes, resultando en ambos casos el más significativo, ya que el Gini de los primeros hubiese resultado superior en más de 8 puntos si este factor no hubiese cambiado, y en el caso de los segundos, la diferencia hubiese superado los 5 puntos. Como muestra la Tabla 5, esto se debe al incremento en las horas trabajadas de los individuos con niveles educativos bajos, y que en general integran los hogares de menores ingresos, que superó ampliamente a la experimentada por aquellos con niveles educativos más altos.

6.6. Estructura Educativa

Los cambios en la estructura educativa significaron un efecto igualador sobre la distribución. Como observamos en la sección 3.2.7, este efecto igualador devino de un incremento en los años de educación promedio de la población. El mayor incremento se dio en el grupo con nivel secundario incompleto y completo. Si consideramos que los individuos con niveles educativos más bajos, tienen también ingresos más bajos, la mejora observada incrementó los ingresos de estos últimos en mayor proporción que aquellos con niveles más altos mejorando la distribución.

6.7. Estructura de Empleo

El segundo factor con mayor influencia sobre los cambios distributivos es la estructura de empleo. Entre 1998 y 2008, la tasa promedio de actividad creció en casi cinco puntos, la tasa de empleo lo hizo en más de seis, y la tasa de desempleo se redujo en más de tres puntos.

Esto hizo que el cambio mencionado se traduzca en un fuerte efecto igualador en la distribución de los ingresos individuales y de los ingresos per cápita por adulto equivalente, en la medida que los individuos que no participaban del mercado laboral o no encontraban trabajo, lograron hacerlo en 2008, y por lo tanto pasaran a percibir ingresos. Como destacamos en el apartado 3.2.6, el mayor impacto estuvo dado en los cónyuges y otros miembros, cuyas tasas de actividad y empleo crecieron en 2008, junto a una importante caída del desempleo.

Además, resulta muy probable que estos individuos que consiguieron trabajo pertenezcan a los niveles más bajos de ingresos, y que dada la caída en el desempleo, sus ingresos se hayan incrementado en mayor medida que los de aquellos ubicados en el otro extremo de la distribución.

7. Conclusiones

El objetivo de este trabajo consistió en estudiar los determinantes de los cambios en la desigualdad en la región Noroeste de Argentina entre 1998 y 2008, recurriendo para esto a las descomposiciones microeconométricas.

El NOA se caracterizó en todo el periodo bajo estudio por niveles de producto per cápita por debajo del promedio de Argentina y niveles de pobreza por encima del mismo. Sin embargo, experimentó un mejor desempeño en términos distributivos hasta el año 2006 medido por el índice de GINI, para llegar en el año 2008 a los mismos niveles de desigualdad en términos de ingresos laborales que en 1998, y algo por debajo si la comparación se realiza utilizando el ingreso per cápita por adulto equivalente. Sin embargo, a pesar de la poca variación de los índices, el análisis posterior nos permitió verificar que no todos los factores influyeron en la misma cuantía y de la misma manera.

En cuanto a los retornos a la educación, los mismos se redujeron para los jefes de hogar en casi todos los niveles excepto el secundario completo, ocurriendo lo mismo para los cónyuges con niveles educativos bajos y los otros miembros en todos los niveles. A su vez, aumentaron los años promedio de educación de la fuerza laboral, alcanzando la mayoría de la población el nivel secundario completo.

La brecha de salarios laborales horarios entre varones y mujeres se incrementó en todos los niveles, pero sobre todo para aquellos individuos con nivel superior incompleto. La edad promedio de la fuerza laboral también aumentó entre los dos periodos, al igual que los retornos a la experiencia para jefes de hogar y cónyuges, mientras que se redujeron para otros miembros.

Los retornos a los factores no observables mostraron incrementos para todos los miembros del hogar, pero de manera más marcada para los cónyuges.

Los cambios más marcados se dieron en el mercado laboral, tanto en la estructura de empleo como en la cantidad de horas trabajadas. En el caso de la primera, se incrementaron sustancialmente las tasas de actividad y empleo sobre todo en las mujeres, y cayó la tasa de desempleo. Las horas trabajadas se incrementaron principalmente para los varones de niveles educativos bajos, mientras que para las mujeres se redujeron, excepto para aquellas con nivel superior completo.

Como consecuencia de los cambios mencionados, los efectos más fuertes sobre la distribución correspondieron a las variaciones en las horas trabajadas, la estructura ocupacional y los mayores retornos a la experiencia, tanto para los ingresos laborales como familiares.

En el caso de las horas trabajadas y la estructura ocupacional, el aumento de la participación en el mercado laboral y la reducción del desempleo provocaron un fuerte efecto igualador. Por el contrario, el incremento de los retornos a la experiencia y un promedio de edad mayor de la fuerza laboral, redundaron en un efecto desigualador.

Finalmente, sería importante que en futuras investigaciones se avanzara en el estudio de los cambios en las estructuras familiares y las conductas en el mercado laboral de los cónyuges y otros miembros, como así también, ante la imposibilidad de contar con muestras de mayor tamaño, sobre la aplicación de otras técnicas que permitan trabajar con muestras más pequeñas, de manera de poder desagregar el análisis para cada una de las provincias que componen la región.

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

8. Bibliografía

BECKER, GARY, ***Human Capital***. The University of Chicago Press, Chicago 1980.

BOURGUIGNON, F; FOURNIER, M; GURGAND, M; ***Fast Development with a Stable Income Distribution***; Review of Income and Wealth; Series 47, N° 2, 2001.

BOURGUIGNON,F; FERREIRA, F; LUSTIG,N; The ***Microeconomic of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America***, World Bank –Oxford University Press, 2004

BUSTELO, M; ***Caracterización de los Cambios en la Desigualdad y la Pobreza en Argentina haciendo uso de Técnicas de Descomposiciones Econométricas 1992-2001,*** Centro de Estudios Distributivos Laborales y Sociales. Universidad Nacional de La Plata, Documento de Trabajo N° 13, 2004.

CAMERON, A; TRIVEDI, P; ***Microeconometrics Using Stata***, The STATA Press, 1 Edition, 2009.

FOSSATI, V; ***Desigualdad y Crecimiento: Un Análisis para las Provincias Argentinas***; Departamento de Economía. Universidad Nacional de La Plata, Documento de Trabajo N° 43, 2002.

GALIANI, S; ***Reducing Poverty in Latin America and the Caribbean***; Centro de Estudios Distributivos Laborales y Sociales. Universidad Nacional de La Plata, Documento de Trabajo N° 88, 2009.

GASPARINI, L; CRUCES, G; ***Una Distribución en Movimiento: El Caso de Argentina;*** Centro de Estudios Distributivos Laborales y Sociales. Universidad Nacional de La Plata. Documento de Trabajo N° 78. Noviembre de 2008.

GASPARINI. L; MARCHIONNI, M; SOSA ESCUDERO, W. ***Characterization of Inequality Changes through Microeconometric Decompositions: The Case of Greater Buenos Aires,*** en BOURGUIGNON, FERREIRA AND LUSTIG, The Microeconomic of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America, World Bank –Oxford University Press, 2004.

GASPARINI. L; MARCHIONNI, M; SOSA ESCUDERO, W; ***Characterization of Inequality Changes through Microeconometric Decompositions: The Case of Greater Buenos Aires***, Departamento de Economía. Universidad Nacional de La Plata, 2000.

GASPARINI. L; MARCHIONNI, M; SOSA ESCUDERO, W; ***La Distribución del Ingreso en Argentina. Evidencia, Determinantes y Políticas,*** Fundación Arcor. Premio Fulvio Salvador Pagani, Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales. Universidad Nacional de La Plata. 2001.

HECKMAN, J; ***Sample Selection Bias as a Specification Error***, Econometrica, Vol 47, N° 1, 1979, pp 153-162.

HESHMATI, A; ***A Review of Decomposition of Income Inequality***; Institute for the Study of Labor, Discusion Paper N° 1221, 2004.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICAS Y CENSOS; ***Ponderación de la Muestra y Tratamiento de Valores Faltantes en las Variables de Ingreso en la Encuesta Permanente de Hogares***. Metodología N° 15. Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, INDEC, 2009.

MINCER, JACOB; ***Schooling, Experience and Earnings***, National Bureau of Economic Research, New York, 1974.

OAXACA, R; ***Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets***, International Economic Review, Vol 14, N° 3, 1973.

PAZ, J; PISELI; ***Distribución del Ingreso y Pobreza en Argentina***; Anales de la Asociación Argentina de Economía Política, Córdoba, 2000.

SCHULTZ, THEODORE, ***Investment in Human Capital, The Role of Education and of Research***. The Free Press, New York, 1971.

VERBEEK, M; ***A Guide to Modern Econometric***, John Wiley & Sons Inc, 2 Edition, 2001.

WOOLDRIDGE, J; ***Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data***, The MIT Press, 1 Edition, 2001.

ZACARIA, H; ZOLOA, J; ***Desigualdad y Pobreza entre las Regiones Argentinas***, Centro de Estudios Distributivos Laborales y Sociales. Universidad Nacional de La Plata, Documento de Trabajo N° 39, 2006.

ZOLOA, J, ***Los Cambios en la Distribución del Ingreso en Argentina entre 1998 y 2005.*** Universidad Nacional de La Plata, 2008.

9. Notas

[1] HESHMATI, A; ***A Review of Decomposition of Income Inequality***; Institute for the Study of Labor, Discusion Paper N° 1221, 2004. Pp 4.

[2] GASPARINI, L; CRUCES, G; ***Una Distribución en Movimiento: El Caso de Argentina;*** Centro de Estudios Distributivos Laborales y Sociales. Universidad Nacional de La Plata. Documento de Trabajo N° 78. Noviembre de 2008. Pp 5.

[3] GALIANI, S; ***Reducing Poverty in Latin America and the Caribbean***; Centro de Estudios Distributivos Laborales y Sociales. Universidad Nacional de La Plata, Documento de Trabajo N° 88, 2009. Pp 1.

[4] GASPARINI. L; MARCHIONNI, M; SOSA ESCUDERO, W. ***Characterization of Inequality Changes through Microeconometric Decompositions: The Case of Greater Buenos Aires,*** en BOURGUIGNON, FERREIRA AND LUSTIG, The Microeconomic of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America, World Bank –Oxford University Press, 2004, Pp 47.

[5]ZACARIA, H; ZOLOA, J; ***Desigualdad y Pobreza entre las Regiones Argentinas***, Centro de Estudios Distributivos Laborales y Sociales. Universidad Nacional de La Plata, Documento de Trabajo N° 39, 2006.

[6]BUSTELO, M; ***Caracterización de los Cambios en la Desigualdad y la Pobreza en Argentina haciendo uso de Técnicas de Descomposiciones Econométricas 1992-2001,*** Centro de Estudios Distributivos Laborales y Sociales. Universidad Nacional de La Plata, Documento de Trabajo N° 13, 2004.

[7]ZOLOA, J, ***Los Cambios en la Distribución del Ingreso en Argentina entre 1998 y 2005.*** Universidad Nacional de La Plata, 2008.

[8]PAZ, J; PISELI; ***Distribución del Ingreso y Pobreza en Argentina***; Anales de la Asociación Argentina de Economía Política, Córdoba, 2000.

[9] FOSSATI, V; ***Desigualdad y Crecimiento: Un Análisis para las Provincias Argentinas***; Departamento de Economía. Universidad Nacional de La Plata, Documento de Trabajo N° 43, 2002.

[10] BOURGUIGNON,F; FERREIRA, F; LUSTIG,N; ***The Microeconomic of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America***, World Bank –Oxford University Press, 2004

[11] GASPARINI. L; MARCHIONNI, M; SOSA ESCUDERO, W; ***Characterization of Inequality Changes through Microeconometric Decompositions: The Case of Greater Buenos Aires,*** Departamento de Economía. Universidad Nacional de La Plata, 2000. Pp 8.

[12] El PBG NOA se obtuvo como la suma de los PBG's de las provincias que integran la región. Si bien la metodología de estimación en cada una de ellas no sigue una metodología uniforme, se recurrió a esta variable por cuanto es la única que permite tener una idea del crecimiento de la región en términos agregados.

[13] La misma evolución fue verificada en otros indicadores. (Índice de Theil e Índice de Arkinson).

[14] SOSA ESCUDERO, W; GASPARINI, LEONARDO; ***A Note on Statistical Significance on Changes in Inequality***; Económica, VOL XLVI, N° 1, La Plata, 2000.

[15] Esta línea de pobreza resulta cercana al valor mediano de las líneas de pobreza moderada oficiales fijadas por los gobiernos de Latinoamérica. Ver ***Guía Sedlac.*** Centro de Estudios Laborales, Distributivos y Sociales. Universidad Nacional de La Plata.
http://www.depeco.econo.unlp.edu.ar/cedlas/sedlac/pdfs/guide_sedlac_esp.pdf ; pp 30

[16] Según INDEC "…el abordaje conceptual de la reformulación no presenta alteraciones en relación a las variables centrales habitualmente captadas por la EPH, sino desarrollos metodológicos y operacionales para su mejor medición" Ver: La Nueva Encuesta Permanente de Hogares en Argentina. INDEC. 2003.
Ver ***Ponderación de la Muestra y Tratamiento de Valores Faltantes en las Variables de Ingreso en la Encuesta Permanente de Hogares***. Metodología N° 15. Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, INDEC, 2009.

[18] La elección del 3° trimestre de 2008 se debió a la necesidad de evitar en el 4° trimestre, que contiene al mes de octubre, la declaración de los sueldos anuales complementarios, que en general suelen sesgar las estimaciones de las medidas de desigualdad.

[19] BOURGUIGNON, F; FOURNIER, M; GURGAND, M; ***Fast Development with a Stable Income Distribution***; Review of Income and Wealth; Series 47, N° 2, 2001. Pp 143.

[20] SCHULTZ, THEODORE, ***Investment in Human Capital, The Role of Education and of Research.*** The Free Press, New York, 1971.

[21] BECKER, GARY, ***Human Capital***. The University of Chicago Press, Chicago 1980.

[22] MINCER, JACOB ; ***Schooling, Experience and Earnings***, National Bureau of Economic Research, New York, 1974.

[23] BOURGUIGNON, F; FOURNIER, M; GURGAND, M; Op Cit Pp 148.

[24] El coeficiente Lambda, fue introducido por Heckman, (1979), en su modelo de estimación de salarios, y representa el sesgo por selección muestral que se produce en el estimador de mínimos cuadrados cuando existe correlación entre los términos de error de la ecuación de salarios y la ecuación de participación, esto es cuando los factores no observables que determinan los salarios determinan también la probabilidad de participar o no en el mercado laboral.

[25] Ver BOURGUIGNON, F; FOURNIER, M; GURGAND, M; Op Cit Pp 152.
GASPARINI. L; MARCHIONNI, M; SOSA ESCUDERO, W; Op Cit Pp 6.

[26] OAXACA, R; ***Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets,*** International Economic Review, Vol 14, N° 3, 1973.

[27] BOURGUIGNON, F; FOURNIER, M; GURGAND, M; Op Cit Pp 143

[28] GASPARINI. L; MARCHIONNI, M; SOSA ESCUDERO, W; Op Cit Pp 4.
[29] Dado que resulta imposible descomponer de manera exacta los efectos mencionados, surge un residuo que representa el efecto de todos los factores no observados y por tanto no simulados.

[30] HECKMAN, J; ***Sample Selection Bias as a Specification Error***; Econometrica, Vol 47, N° 1, Pp 153-162
[31] GASPARINI. L; MARCHIONNI, M; SOSA ESCUDERO, W; Op Cit Pp 12.
[32] GASPARINI. L; MARCHIONNI, M; SOSA ESCUDERO, W; Op Cit Pp 13
[33] GASPARINI. L; MARCHIONNI, M; SOSA ESCUDERO, W; Op Cit Pp 12

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés