

José Rodríguez
Albert Berry
(editores)

Desafíos laborales en América Latina después de dos décadas de reformas estructurales

Bolivia • Paraguay • Perú (1997-2008)



PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ

FONDO
EDITORIAL

IEP Instituto de Estudios Peruanos

IX

LA DINÁMICA DE LOS INGRESOS LABORALES Y EL EMPLEO EN PARAGUAY: UN ANÁLISIS DE PSEUDOPANEL ENTRE 1997 Y 2008

Marcelo Perera*

Cyntia González**

Julio Ramírez**

Introducción

El presente capítulo tiene como objetivo caracterizar la formación de los ingresos laborales y la dinámica de los empleos en el mercado laboral de Paraguay, explotando la secuencia de Encuestas de Hogares de los años 1997 a 2008 para construir un pseudopanel que permita analizar más de cerca esa dinámica.

La decisión de proceder a la construcción de un pseudopanel se fundamenta en al menos tres razones. En primer lugar, el objeto de análisis refiere a un fenómeno dinámico —ya que, por ejemplo, pretendemos indagar sobre las transiciones entre distintos estados laborales—, por lo que no puede ser abordado con información de corte transversal, donde además la información retrospectiva a escala individual es escasa. Por lo tanto, al no disponer de datos de panel a nivel de individuos, la alternativa

* Centro de Investigaciones Económicas (CINVE-Uruguay).

** Centro de Análisis y Difusión de la Economía Paraguaya (CADEP).

es trabajar con cohortes sintéticas en la medida en que disponemos de una secuencia relativamente larga de encuestas de hogares (EH).

En segundo lugar, aun cuando dispusiéramos de datos longitudinales a escala de individuos, la utilización de un pseudopanel puede tener ventajas. Como se señala en McKenzie (2004), la estimación mediante un pseudopanel atenúa el sesgo derivado de los errores de medida. Alcanza con un tamaño suficiente en cada cohorte/año para que los errores de medida no afecten la consistencia de los estimadores, y para que se minimice el error derivado de observar individuos diferentes en cada año para una misma cohorte.

En tercer lugar, al caracterizar el comportamiento de una determinada variable mediante un pseudopanel, es posible distinguir los cambios que responden a evoluciones de la conducta a lo largo del ciclo de vida (efecto edad), de los que provienen de diferencias intergeneracionales (efecto cohorte), e identificar un efecto asociado al tiempo o al ciclo económico (efecto temporal) —Deaton 1985, Moffit 1993.

A continuación, en la sección 1, se realiza una breve descripción de la construcción del pseudopanel. En la sección 2 se presentan los resultados de las estimaciones de las ecuaciones de ingresos. En la sección 3 se realiza un análisis de transiciones laborales y, en la sección 4, se realiza una síntesis de los principales hallazgos.

La construcción del pseudopanel

Sobre la base de las EH de los años 1997 a 2008 se definieron cohortes trienales no solapadas según sexo para la población que en 1997 tenía entre 5 y 61 años, es decir, nacidas entre 1936 y 1992. La decisión de agrupar generaciones se justifica en la necesidad de disponer de una cantidad suficiente de individuos dentro de cada cohorte/año. Por lo tanto, se agruparon las personas que en 1997 tenían entre 5 y 61 años cumplidos en 19 cohortes de nacimiento cuyas edades, por convención, corresponden al punto medio de cada intervalo. Luego, cada una de estas cohortes de nacimiento fue dividida por sexos. Finalmente, cada cohorte se incluyó en el pseudopanel entre los 15 y los 60 años de vida¹ en el periodo que va desde

1. O sea, los individuos entre 14 y 61 años.

1997 a 2008. De esta manera, solo algunas permanecen todos los años en el panel, mientras que otras, las más jóvenes, ingresan más tarde, y las más viejas salen antes de finalizar el periodo. En el cuadro A3 del anexo se presenta el número de casos observados en cada cohorte por año.

La elección de los intervalos para definir las cohortes de nacimiento implica evaluar el *trade-off* entre el número de observaciones por cohorte/año, que será mayor cuanto más amplios sean los intervalos; y la homogeneidad de los individuos que la componen, que será mayor cuanto más estrechos se definan estos intervalos (lo habitual es la definición de cohortes quinquenales o trienales). En este trabajo se optó por definir cohortes trienales con el fin de disponer de una cantidad razonable de cohortes sintéticas. Una alternativa para incrementar el número de cohortes es dividir las por nivel educativo; no obstante, esta opción fue descartada en tanto el nivel educativo de una persona, sobre todo en los más jóvenes, puede cambiar de un año a otro, lo que invalida su utilización. Las cohortes deberían definirse a partir de variables exógenas al individuo, es decir, de variables que el individuo no pueda cambiar (como lo son el año de nacimiento y el sexo).²

La dinámica de los ingresos laborales

El primer objetivo del presente capítulo es caracterizar la generación de los ingresos laborales en el mercado de trabajo paraguayo. En el siguiente cuadro y gráficos se presenta la evolución real de los ingresos laborales mensuales y del ingreso per cápita de los hogares. El primero corresponde al promedio de los ingresos por la ocupación principal de la población ocupada.³ El segundo se calcula como el cociente entre la suma de todos

-
2. No obstante, no se eliminan algunos problemas que enfrentan los pseudopaneles en general, como por ejemplo la heterogeneidad temporal de una cohorte cuando se producen fenómenos migratorios importantes en el país. Los estudios que utilizan el nivel educativo en la construcción de pseudopaneles, en general, trabajan con submuestras de personas en edades adultas, por ejemplo, a partir de los 25 años; en esos casos, el sesgo derivado del hecho de que las personas cambien su nivel educativo es menor. Sin embargo, ese no es nuestro caso, ya que incluimos personas de edades jóvenes dado nuestro interés en analizar la población en edades activas.
 3. Del total de los ingresos laborales de los hogares (i. e. por todas las ocupaciones de sus miembros), el 95% corresponde a los ingresos de la ocupación principal. Este porcentaje se mantuvo constante en el periodo analizado.

los ingresos (laborales y no laborales) de los miembros del hogar⁴ y la cantidad de personas del hogar; y el promedio se calcula sobre toda la población. En el cuadro 9.1 se presenta, además, el coeficiente de Gini de cada uno de estos ingresos y la evolución del salario mínimo legal.

Los ingresos en el periodo 1997 a 2008 presentan un relativo estancamiento, fundamentalmente los ingresos laborales medios. Luego de una abrupta caída durante el periodo recesivo 1997-2003, del 20,5% en los ingresos laborales y del 15,8% en los ingresos de los hogares, estos apenas se recuperaron en los años siguientes cuando la economía creció a tasas promedio del 4,8%. Como resultado, los ingresos medios laborales en 2008 se situaron en un nivel 18% inferior al de 1997/98, y los ingresos per cápita de los hogares en un nivel 6% inferior (ver cuadro 9.1 y gráfico 9.1).

Más allá de esta fuerte correlación entre los ingresos laborales y el ingreso de las familias —lo que da cuenta de la importancia del mercado de trabajo en la determinación del bienestar de los hogares—, en los últimos años se advierte una mayor recuperación de los ingresos de los hogares respecto del ingreso medio de los trabajadores. Esto último se explica por el notable aumento de la población en edad de trabajar⁵ (en 2003 era del 75,8% y en 2008 era del 78,5% de la población total) y de la tasa de ocupación (55,1% y 58,4% en 2003 y 2008, respectivamente). También podría explicarse por el mayor crecimiento de los ingresos de otras fuentes, por ejemplo, del capital. Si bien algunos indicadores sugieren que en este periodo se procesó una redistribución funcional del ingreso a favor del capital, como se verá, la evolución de la desigualdad no es consistente con esta última hipótesis, al menos con la información de la EH. En el capítulo

4. El ingreso de los hogares incluye los ingresos (neto del gasto por impuestos) por todas las ocupaciones de los miembros del hogar, ingresos por alquileres o rentas neto, ingresos por intereses, dividendos y utilidades, ayudas familiares del país y del exterior, jubilaciones y pensiones, pensiones de divorcio y cuidado de niños, ingresos del agro asignados al jefe del hogar, alquiler imputado por uso de la vivienda propia y otros ingresos. Los ingresos laborales (por todas las ocupaciones) representaron aproximadamente el 71% del ingreso total del hogar entre 1997 y 2003, y a partir de 2004 aumentaron al 75% y se mantienen en ese nivel hasta 2008. En contrapartida, se constató una disminución de los «ingresos del agro asignados al jefe del hogar», situación que se encuentra asociada a la reducción de los trabajadores familiares no remunerados.

5. De 10 años y más.

8 se discutió la consistencia entre esta peculiar evolución de los ingresos de las EH y la información de Cuentas Nacionales.

Otra observación que vale notar es la relación entre el salario mínimo (SM) y el ingreso medio laboral. En primer lugar, se constata un estancamiento del SM en términos reales en todo el periodo analizado y, a diferencia de los salarios medios y del ingreso de los hogares, no presentó un abrupto descenso entre los años 1997 y 2002 (ver gráfico 9.1). Por otro lado, desde 2002 el nivel del salario mínimo es superior o similar al salario medio, lo que indica su escasa efectividad, situación que ha sido señalada en el capítulo 8. La naturaleza del SM en el mercado laboral está desvirtuada, ya que no actúa como un piso para el salario de los trabajadores jóvenes y de menor calificación y tampoco es una referencia para los salarios del sector informal.

Cuadro 9.1

Ingreso promedio y coeficiente de Gini del ingreso per cápita de los hogares e ingreso laboral mensual. Miles de Guaraníes (Gs.) constantes de 2003

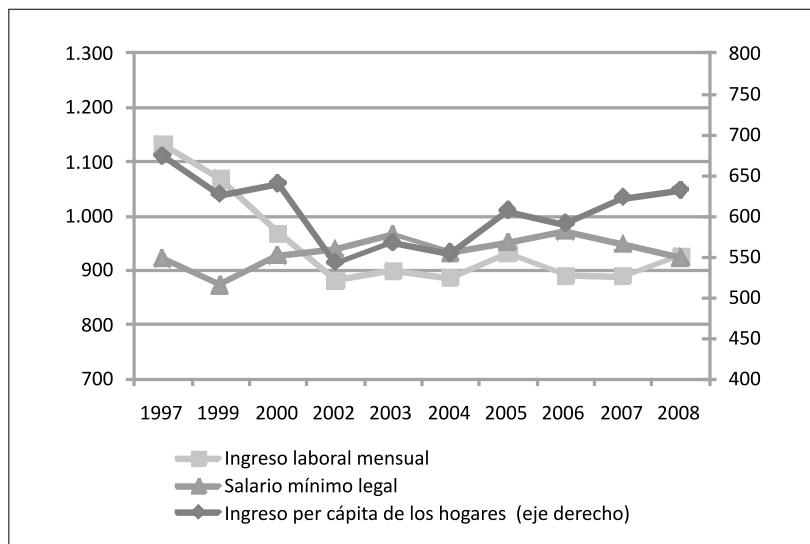
Ingreso laboral mensual			Ingreso per cápita de los hogares		Salario mínimo legal
	promedio	gini	promedio	gini	(Gs. de 2003)
1997	1.130	0,514	673	0,545	921
1999	1.068	0,511	626	0,543	873
2000	968	0,536	639	0,544	928
2002	881	0,544	542	0,569	938
2003	899	0,550	566	0,551	964
2004	886	0,543	554	0,523	932
2005	930	0,526	606	0,513	951
2006	890	0,506	590	0,535	972
2007	889	0,509	622	0,529	947
2008	926	0,499	631	0,511	923
	Var. %	Var. p.p.	Var. %	Var. p.p.	Var. %
1997/2003	-20,5	0,036	-15,8	0,006	4,7
2003/2008	3,0	-0,045	11,5	-0,058	-4,3
1997/2008	-18,1	-0,015	-6,2	-0,034	0,1

Nota: El ingreso laboral corresponde a la ocupación principal y el ingreso per cápita de los hogares incluye todos los ingresos del hogar (laborales, no laborales y valor locativo) neto del gasto de impuestos.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de las EH (DGEEC) de 1997 a 2008.

Gráfico 9.1

Ingreso medio per cápita de los hogares, ingreso laboral medio de la población ocupada y salario mínimo legal. Valores mensuales en Gs. constantes de 2003



Nota: El ingreso laboral corresponde a la ocupación principal y el ingreso per cápita de los hogares incluye todos los ingresos del hogar (laborales, no laborales y valor locativo) neto del gasto de impuestos.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de las EH (DGEEC) de 1997 a 2008.

En el gráfico 9.2 se presenta la evolución del coeficiente de Gini tanto de los ingresos de los hogares como de los ingresos laborales. La elevada correlación entre ambos Ginis indica la relevancia del mercado de trabajo en la distribución personal del ingreso en Paraguay. La desigualdad creció entre 1997 y 2002 y descendió durante la recuperación económica. Al cabo de los once años, la desigualdad de los ingresos laborales se encuentra en un nivel 1,5 puntos por debajo, mientras que la reducción de la desigualdad de los ingresos de los hogares fue más notoria y cayó 3,4 puntos (medida como la diferencia del Gini entre 2008 y 1997).

En el cuadro 9.2 se observa una de las principales explicaciones de esta evolución de los Ginis: el crecimiento muy dispar de los ingresos

laborales entre los trabajadores de los distintos deciles de hogares. Entre 1997 y 2008, el salario medio de los trabajadores de los deciles 1º y 2º creció entre 20% y 26% real, mientras que el salario de los dos deciles superiores descendió entre un 17% y un 18%. Cabe notar que esta evolución tan dispar entre los ingresos laborales de los trabajadores de los extremos de la distribución se produjo en un contexto de fuerte desigualdad. A pesar de la disminución de la brecha, en 2008 los ingresos laborales de los trabajadores del 20% de los hogares más ricos eran 10 veces los ingresos de los trabajadores del 20% de los hogares más pobres. Por otro lado, la evolución de la tasa de ocupación también fue favorable a una menor desigualdad (véase capítulo 8, gráfico 8.9).⁶

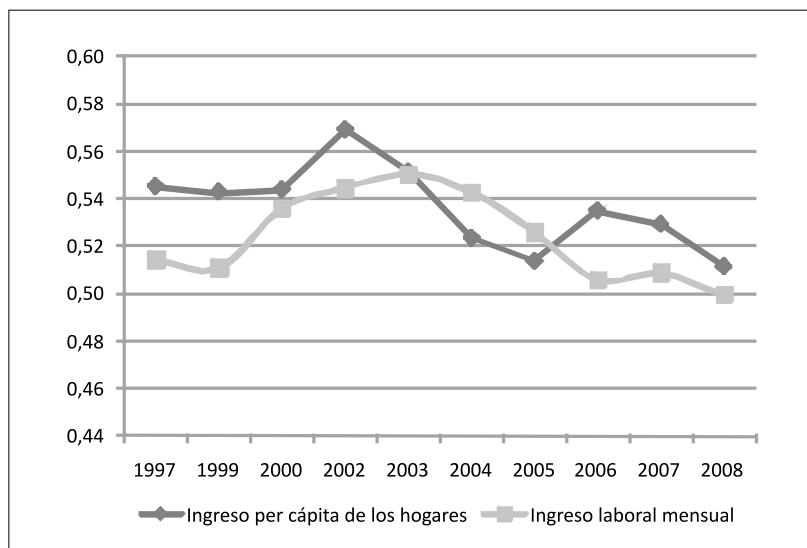
En el cuadro A1 del anexo se presentan los ingresos de los trabajadores según categoría de ocupación y tamaño de la empresa. Los menores niveles salariales se observan en los empleados domésticos, los asalariados en microempresas y los cuentapropistas; mientras que los patrones y asalariados públicos son las categorías con mayor nivel de ingresos laborales. Se observa una importante correlación entre los ingresos laborales y los ingresos de los hogares de estos trabajadores; por lo tanto, el ordenamiento de las categorías por esta última variable es similar al anterior, aunque con leves diferencias. Por ejemplo, mientras que los empleados domésticos son los que perciben las remuneraciones más bajas, los colectivos con los menores ingresos del hogar son los cuentapropistas y los asalariados en microempresas.

La evolución de los ingresos por categoría de ocupación en el periodo 1997-2008 muestra un descenso generalizado, en el que los asalariados y los patrones en PyME y empresas grandes los que sufrieron la mayor caída.

En el cuadro A2 del anexo se observa la evolución de los ingresos según años de educación. Se destaca una relación negativa entre la variación de los ingresos entre 1997 y 2008 y el nivel educativo, de manera que

6. Por ejemplo, la tasa de ocupación en el primer quintil aumentó 7,5 puntos entre 1997 y 2008, mientras que en el quintil superior no existieron variaciones significativas en el periodo. Sin embargo, la brecha de tasa de ocupación entre los trabajadores situados a ambos extremos de la distribución es aún elevada, la tasa de ocupación en los trabajadores del quintil 5º supera en más de 10 puntos la de los trabajadores de los hogares del quintil 1.

Gráfico 9.2
Coeficiente de Gini del ingreso per cápita de los hogares y del ingreso
laboral mensual



Nota: El ingreso laboral corresponde a la ocupación principal y el ingreso per cápita de los hogares incluye todos los ingresos del hogar (laborales, no laborales y valor locativo) neto del gasto de impuestos.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de las EH (DGEEC) de 1997 a 2008.

los trabajadores más educados experimentaron un mayor ajuste de sus ingresos respecto de los menos educados. Este resultado está vinculado a una disminución de la brecha de ingresos o reducción de la desigualdad, señalada anteriormente. En este punto merece destacar que el nivel de escolaridad de la población paraguaya se incrementó significativamente en el periodo analizado; la educación de un trabajador ocupado promedio se incrementó 1,4 años entre 1997 (6,2 años) y 2008 (7,6 años). Este aumento de la escolaridad se explica fundamentalmente por los significativos avances en la cobertura de la educación secundaria en la década de los noventa.

A continuación, indagaremos sobre la formación de los ingresos laborales mediante la especificación de ecuaciones de Mincer. Esto implica

Cuadro 9.2
Ingreso laboral medio de la población ocupada por decil de hogares
Valores mensuales en miles de Gs. constantes de 2003

decil:	1º	2º	3º	4º	5º	6º	7º	8º	9º	10º	Total
1997	178	281	410	515	677	797	880	1022	1355	2863	1130
1999	169	299	408	556	601	712	896	982	1225	2651	1068
2000	160	278	375	468	566	672	802	888	1149	2598	968
2002	135	223	320	388	475	600	717	825	1066	2305	881
2003	158	277	343	427	504	553	660	816	1065	2538	899
2004	191	277	362	451	479	603	660	805	1033	2534	886
2005	177	311	405	511	562	615	727	866	1149	2498	930
2006	176	281	377	462	552	635	755	862	1097	2245	890
2007	167	304	397	504	516	646	720	878	1101	2342	889
2008	224	336	427	466	573	665	749	891	1105	2386	926
Var. %											
1997/2003	-11,2	-1,4	-16,3	-17,0	-25,5	-30,7	-25,0	-20,1	-21,4	-11,4	-20,5
2003/2008	42,0	21,3	24,4	9,0	13,6	20,2	13,4	9,1	3,7	-6,0	3,0
1997/2008	26,2	19,6	4,1	-9,5	-15,3	-16,6	-15,0	-12,8	-18,4	-16,7	-18,1

Nota: Decil de hogares ordenados sobre la base del ingreso total per cápita. El ingreso laboral corresponde a la ocupación principal.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de las EH (DGEEC) de 1997 a 2008.

identificar los retornos de la educación, el efecto del ciclo de vida y las diferencias intergeneracionales. Considerando la submuestras de ocupados y eliminando los casos que no declararon horas trabajadas o ingresos, se especificó la siguiente ecuación para el logaritmo del ingreso laboral por hora,

$$y_{ic}(t) = \beta X_{ic}(t) + \delta_{ic} + \gamma_{ic} + \psi_{ic} + u_{ic}(t) \quad (1)$$

donde los subíndices refieren a la persona i perteneciente a la cohorte c , y t al año. El vector X refiere a variables exógenas determinantes de los ingresos, δ_{ic} representa el efecto edad, γ_{ic} el efecto cohorte, ψ_{ic} el efecto tiempo, y u_{ic} es un término de error.

Un aspecto a discutir es el relativo a la identificación de los efectos edad, cohorte y año, en tanto no son separables a priori debido a la relación lineal que existe entre ellos.⁷ Dado que estas tres variables no varían de manera independiente, la identificación de sus efectos requiere la imposición de algún tipo de restricción en los parámetros (Mason y Fienberg 1985). Una alternativa es atribuir el crecimiento del ingreso laboral a los efectos edad y cohorte, y asumir que el efecto tiempo captura las fluctuaciones cíclicas, cuyo promedio suma cero en el largo plazo. Por lo tanto, una posible normalización que refleja este supuesto es imponer que el efecto año sea ortogonal a la tendencia temporal (Deaton 1985), de manera que el efecto tiempo captura las fluctuaciones cíclicas a través de los años de la muestra.⁸ Otra posibilidad, menos restrictiva que la anterior desde el punto de vista económico, siguiendo a Heckman y Robb (1985), consiste en parametrizar al menos uno de los tres efectos como una función de variables observables sobre la base de una hipótesis teórica (e. g. modelizar el efecto temporal como una función de la tasa de desempleo⁹).

En nuestro caso, sin embargo, al trabajar con cohortes trienales, no existe desde el punto de vista econométrico perfecta colinealidad si incluimos las *dummies* que recogen los tres efectos; por lo tanto, es factible identificarlos sin la imposición de las anteriores restricciones. Si bien se realizaron las estimaciones bajo todas las variantes, los resultados que se presentan a continuación refieren a la estimación sin restricciones, ya que se entendió que un efecto temporal de carácter cíclico es una restricción discutible a la luz de la evolución que muestran los ingresos laborales en el periodo analizado (véase gráfico 9.1).¹⁰

7. Esto es: edad=año-(año de nacimiento de la cohorte)

8. La normalización consiste en incorporar el siguiente set de variables cualitativas para recoger el efecto temporal: $D^*(t)=D(t)-[(t-1)D(2)-(t-2)D(1)]$ para $t = 3, 4, \dots, T$ donde $D^*(t)$ es la nueva variable cualitativa temporal y $D(t)$ es la *dummy* temporal que vale 1 en el momento t y 0 en el resto de los años. Obsérvese que el efecto temporal se identifica mediante $T-2$ variables cualitativas bajo el supuesto de que dicho efecto se anula en el tiempo y es ortogonal a la tendencia,

9. Esta opción, aplicada a decisiones de consumo y ahorro, puede verse en Lin (2000) y Gourinchas y Parker (2002).

10. La parametrización del efecto temporal mediante la tasa de desempleo arrojó un resultado similar. Al imponer un comportamiento cíclico del efecto temporal se ob-

Para la identificación de los efectos de la educación y la edad se especificaron dos variantes, una primera donde ambos efectos son recogidos mediante una variable que mide respectivamente los años de educación y la edad en años cumplidos (columnas [1] en el cuadro 9.3), y una segunda donde ambos efectos son capturados mediante un set de *dummies* indicadoras de los años de educación alcanzados y de la edad en años cumplidos (columnas [2] en el cuadro 9.3). Cabe señalar que en la primera opción se incluye un efecto de segundo orden de la variable edad, mediante la inclusión del cuadrado de dicha variable. Obsérvese que la especificación [2] es una alternativa más flexible que la primera, en tanto permite recoger no linealidades en los efectos educación y edad y, por tanto, es la más adecuada teniendo en cuenta que el tamaño muestral es grande.

Además de los efectos educación, edad, cohorte y año se incluyeron variables cualitativas resultantes del cruce entre la categoría de la ocupación y el tamaño de la empresa, resultando las siguientes variables *dummies*:

- Asalariado público (variable omitida)
- Asalariado privado en microempresa
- Asalariado privado en PyME
- Asalariado privado en empresa grande
- Patrón de microempresa
- Patrón de PyME
- Patrón de empresa grande
- Cuenta propia
- Empleado doméstico

Por otro lado, se incluyó una *dummy* para controlar el efecto género; sin embargo, dada la eventual heterogeneidad en la formación de los

tiene un perfil de los ingresos por edades y cohorte poco plausible: decreciente en un tramo importante de la edad y con un efecto cohorte también decreciente y de una magnitud elevada. El riesgo de no imponer restricciones es la presencia de elevada colinealidad de las variables explicativas.

ingresos entre hombres y mujeres, también se realizaron las estimaciones por separado de las ecuaciones de ingresos para ambos sexos.

En el cuadro 9.3 y gráficos 9.3 a 9.7 se muestran los resultados de las estimaciones. En el cuadro 9.3 no se presentan los coeficientes de los efectos cohorte y año, y tampoco los coeficientes de las *dummies* de educación y edad en el caso de la especificación [2]; dichos coeficientes, por motivos de exposición, se presentan en los gráficos 9.3 a 9.7. Las primeras dos columnas del cuadro 9.3 corresponden a las estimaciones conjuntas para ambos sexos. En las mismas se obtiene un efecto género significativo que indica una prima de ingresos para los hombres de entre 4,1% y 4,6%.

Antes de observar los efectos educación, edad, cohorte y tiempo, veamos los resultados respecto de los coeficientes de las variables de control indicativas de la categoría de ocupación y tamaño de la empresa. En el siguiente gráfico se presentan los exponenciales de los coeficientes de la especificación [2], que deben interpretarse como los ingresos relativos al grupo de comparación, que son los trabajadores del sector público. En primer lugar, se constata una mayor disparidad entre las distintas categorías de ocupación en las mujeres respecto de los hombres.

Los cuentapropistas son los trabajadores con mayor desventaja en función de los ingresos una vez controlados los restantes factores. Estos obtienen ingresos entre un 46% (hombres) y un 51% (mujeres) inferiores a los de los trabajadores del sector público. El segundo lugar en cuanto a desventaja de ingresos lo ocupan los empleados domésticos y los asalariados en microempresas, y luego los asalariados en PyME. Los asalariados en grandes empresas presentan un ingreso por hora similar (hombres) o ligeramente inferior (mujeres) al de los trabajadores del sector público, y un 12,5% superior al de los asalariados en PyME. Por último, los empleadores presentan un ingreso por hora superior al de los trabajadores públicos, que es mayor cuanto más grande es el tamaño de la empresa. Así, los patrones de microempresas ganan entre un 14% y un 17% más de ingresos que los públicos; los de las PyME, entre un 68% y 85% más; y los de las empresas grandes, entre un 149% y 168% (gráfico 9.3). Vale señalar que estos coeficientes deben interpretarse como el efecto promedio de todo el periodo analizado, ya que la especificación de la ecuación de ingresos impone un efecto constante de cada una de estas variables *dummies* indicadoras de la categoría de ocupación y tamaño de empresa.

Cuadro 9.3
Paraguay, ecuaciones de ingresos, 1997-2008

	AMBOS SEXOS		HOMBRES		MUJERES	
	[1]	[2]	[1]	[2]	[1]	[2]
Género (hombre=1)	0,041 *** 0,009	0,046 *** 0,009				
Años de educación	0,081 *** 0,001	DUMMIES	0,089 *** 0,001	DUMMIES	0,066 *** 0,002	DUMMIES
Edad	0,038 *** 0,006	DUMMIES	0,042 *** 0,007	DUMMIES	0,032 *** 0,009	DUMMIES
Edad ²	-0,0004 *** 0,000		-0,0004 *** 0,000		-0,0004 *** 0,000	
Ocupación/tamaño de la empresa [omitida=trabajador público]						
Asal. priv. microempresa	-0,377 *** 0,012	-0,365 *** 0,013	-0,320 *** 0,016	-0,315 *** 0,016	-0,494 *** 0,022	-0,457 *** 0,023
Asal. priv. PyME	-0,140 *** 0,011	-0,128 *** 0,012	-0,100 *** 0,015	-0,093 *** 0,015	-0,210 *** 0,018	-0,185 *** 0,019
Asal. priv. emp. grande	-0,005 0,015	0,006 0,015	0,028 0,018	0,036 * 0,019	-0,079 * 0,025	-0,064 ** 0,026
Patrón microempresa	0,137 *** 0,022	0,149 *** 0,023	0,152 *** 0,025	0,157 *** 0,026	0,102 *** 0,051	0,133 *** 0,051
Patrón PyME	0,558 *** 0,049	0,536 *** 0,050	0,539 *** 0,057	0,518 *** 0,059	0,616 *** 0,084	0,616 *** 0,081
Patrón emp. grande	1,012 *** 0,117	0,903 *** 0,119	0,990 *** 0,144	0,913 *** 0,154	0,986 *** 0,146	0,986 *** 0,154
Cuenta propia	-0,661 *** 0,013	-0,652 *** 0,013	-0,626 *** 0,016	-0,623 *** 0,016	-0,752 *** 0,022	-0,724 *** 0,023
Empleado doméstico	-0,369 *** 0,015	-0,353 *** 0,015	-0,302 *** 0,037	-0,288 *** 0,037	-0,508 *** 0,020	-0,475 *** 0,022
Obs	85.566	85.566	52.493	52.493	33.073	33.073
R ² ajustado	0,302	0,307	0,322	0,327	0,277	0,287

Notas: La variable dependiente es el logaritmo natural del ingreso por hora de la ocupación principal en Guaraníes constantes de 2003.

Todas las ecuaciones incluyen un efecto cohorte y un efecto año.

*** (***) [*] indica significación al 1% (5%) [10%] y el valor en cursiva debajo de cada coeficiente indica el desvío estándar del estimador.

Un ejercicio interesante consiste en indagar qué tan diferentes son estos efectos si estimamos ecuaciones salariales para cada año por separado.¹¹ En el cuadro A4 del anexo se presentan dichos coeficientes para cada año. Los resultados más robustos son: los bajos salarios relativos (respecto de los públicos) de los asalariados en microempresas, los cuentapropistas y los empleados domésticos. También es robusto el resultado ya comentado respecto del salario relativo de los asalariados en PyME que obtienen un salario por hora aproximadamente 15% inferior al de los públicos, y la no significación de la *dummy* de asalariados en empresas grandes. Respecto del salario de los patrones, se observa un claro efecto positivo de los patrones en PyME, que ganan entre 1,5 y 2 veces los ingresos por hora de los públicos, mientras que en los patrones en microempresas solo es significativo al 5% (y positivo) en cuatro de las diez ecuaciones. En el caso de los patrones en empresas grandes, en general es significativo, pero con un coeficiente muy inestable debido a la pequeña cantidad de observaciones en esta categoría. Por lo tanto, un resultado de la estimación del pseudopanel que vale la pena matizar es el relativo a los patrones en microempresas, que si bien indica una prima de ingresos respecto de los públicos no es robusto a las ecuaciones para cada año por separado, ya que en general estas indican la inexistencia de dicho efecto.

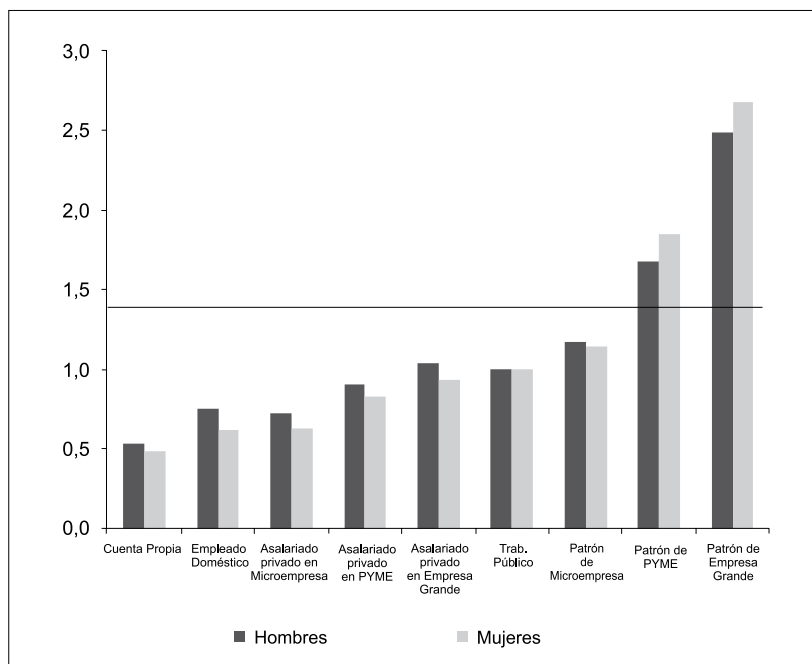
Si observamos los resultados respecto del efecto de la educación en la especificación [1], se obtiene un retorno del 8% en la estimación conjunta de hombres y mujeres. En las estimaciones por separado, se estimó el retorno de un año adicional de educación en un 8,9% en los hombres y un 6,6% en las mujeres. En el gráfico 9.4 se muestra el perfil de los ingresos por educación según la estimación [2]. En general, se observa una relación positiva entre la educación y los ingresos laborales, constatándose retornos especialmente altos (la curva se vuelve más empinada) de la completitud de la educación secundaria (12 años) y a partir de los 15 años de educación, o sea en los últimos años de los estudios superiores.

Al igual que con la categoría de ocupación, resulta de interés indagar qué tanto cambia este perfil de ingresos por educación al estimar ecuaciones salariales para cada año por separado, ignorando por tanto la estructura de pseudopanel (i. e. sin efecto cohorte). El gráfico 9.5 presenta el

11. Sin efecto cohorte.

Gráfico 9.3

Ingresos relativos por ocupación/tamaño de la empresa. Estimaciones sobre la base de la ecuación de ingresos. Valores relativos al ingreso por hora de los asalariados públicos

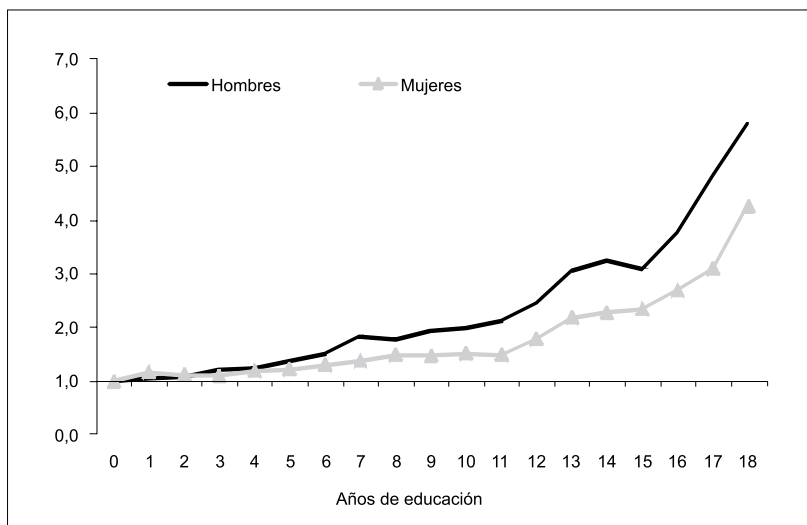


Nota: los valores corresponden al exponencial de los coeficientes de las respectivas variables cualitativas en la ecuación de ingresos.

efecto educación para cuatro años seleccionados y muestra una tendencia a la reducción del retorno de la educación durante todo el periodo, ya que la curva de ingresos se vuelve más plana en los años recientes. Esta tendencia, que fue señalada en el capítulo 8, debe entenderse en el contexto de un importante crecimiento del nivel educativo de la fuerza laboral. Como fuera señalado, es esperable que el aumento de la cobertura en los niveles educativos secundario y terciario genere un efecto composición que afecte negativamente el ingreso medio de los trabajadores con dicho nivel educativo. No obstante, el aumento de la población con niveles

educativos medios y altos no es la única explicación posible de esta reducción del retorno de la educación. Una hipótesis complementaria, aunque menos complaciente, podría ser un deterioro de la calidad de la educación o una menor adecuación de la misma a la demanda de calificación en el mercado de trabajo.

Gráfico 9.4
Efecto educación en el pseudopanel, ingresos relativos por años de educación completados (sin instrucción=1). Estimaciones sobre la base de la ecuación de ingresos

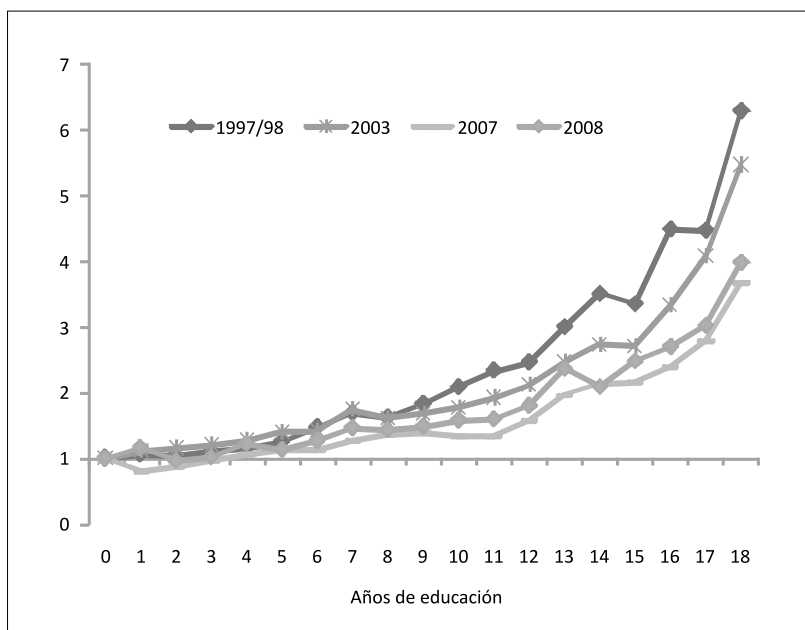


Nota: los valores corresponden al exponencial de los coeficientes de las respectivas variables cualitativas en la ecuación de ingresos.

Respecto de la conducta de los ingresos a lo largo del ciclo de vida se observan diferencias entre hombres y mujeres (gráfico 9.6). En el caso de las mujeres, la curva de ingresos es más plana que en los hombres. En el caso de los hombres, se estima un perfil de ingresos creciente prácticamente en todo el tramo de 14 a 50 años, mientras que en las mujeres es creciente hasta los 28 años y luego se mantiene constante. La curva más

Gráfico 9.5

Efecto educación en ecuaciones salariales para los años 1997/98, 2003, 2007 y 2008. Ingresos relativos por años de educación completados (sin instrucción=1). Estimaciones sobre la base de la ecuación de ingresos



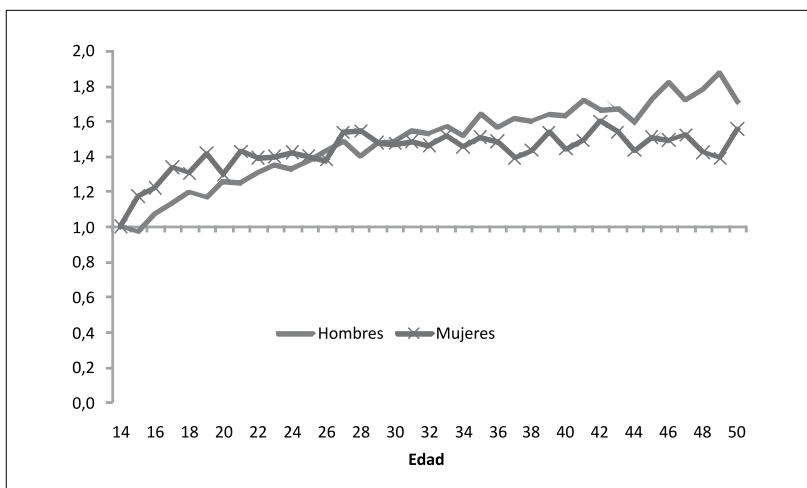
Nota: corresponde a los coeficientes obtenidos mediante una ecuación salarial para cada uno de los años. La variable dependiente es el salario por hora en logaritmos y las variables independientes son la edad (*dummies*), la educación (*dummies*).

plana en el caso de las mujeres podría explicarse por una experiencia laboral más discontinua que la de los hombres.

En el gráfico 9.7 se muestran las estimaciones de las diferencias intergeneracionales de ingresos, es decir, el efecto cohorte. En primer lugar, vale señalar que las *dummies* de cohorte no resultaron estadísticamente significativas individualmente en ninguna de las estimaciones.¹² La

12. Mientras que el p-valor de la prueba conjunta de significación de las *dummies* de cohorte fue de 0,1948 en la estimación para las mujeres y 0,0225 en la estimación de los hombres.

Gráfico 9.6
Efecto edad, ingresos relativos por edad (14 años=1).
Estimaciones sobre la base de la ecuación de ingresos



Nota: los valores corresponden al exponencial de los coeficientes de las respectivas variables cualitativas en la ecuación de ingresos.

estimación puntual del efecto cohorte es bien distinta entre los hombres y las mujeres. En los hombres se observa un efecto positivo en las cohortes intermedias (1945-1962) y un efecto negativo en las cohortes más jóvenes (nacidas a partir de la década del 80). En las mujeres se obtuvo un perfil decreciente con el año de nacimiento de la cohorte, determinando que los ingresos de las mujeres nacidas a partir de la década del 80 tengan niveles casi 30% inferiores a los de las mujeres nacidas en la primera mitad de la década del 40. Si bien estas diferencias no resultaron estadísticamente significativas, igualmente es llamativa la magnitud del efecto puntual en el caso de las mujeres.

Un aspecto a tener presente y que podría vincularse con lo anterior es la notable evolución de la tasa de actividad femenina en las sucesivas cohortes. En el gráfico A1 del anexo se presenta la relación entre la tasa de actividad de cada cohorte de nacimiento respecto de la tasa de actividad

de la cohorte nacida entre 1936 y 1928, tanto para los hombres como para las mujeres. Si bien este perfil de la tasa de actividad por cohortes está afectado por la variable edad, la importante diferencia entre las mujeres y los hombres indica que, en el caso de las primeras, la participación laboral es un fenómeno que se acentúa generación tras generación. La permanente evolución de la participación laboral de la mujer implica que, al analizar las sucesivas cohortes de mujeres ocupadas, exista un eventual sesgo de composición. Por ejemplo, es esperable que las mujeres ocupadas de las generaciones más antiguas presenten cierta selección por características asociadas a mayores ingresos (por ejemplo, mayor calificación¹³), mientras que las mujeres activas más jóvenes comprenden un espectro más amplio de la población femenina. De este modo, lo que resulta como efecto generacional en nuestra estimación podría explicarse por un efecto composición de las cohortes debido a características no contempladas en la estimación (distintas de la educación y el tipo de ocupación). Si bien esta observación es válida en general, es esperable que, en el caso de los hombres, tenga menor relevancia debido a que partimos de tasas de participación muy altas (en la población de 14 y más años, la tasa de actividad de los hombres es superior al 80% en el promedio del periodo, mientras que en las mujeres es del 52%).

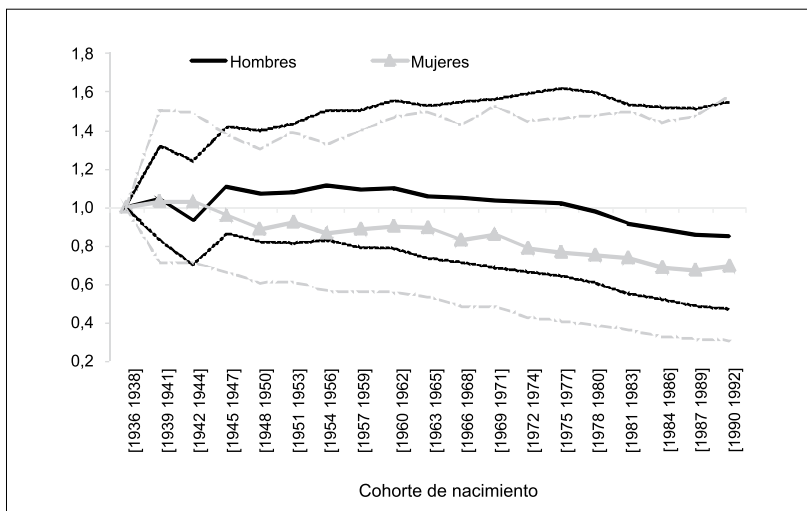
En cualquier caso, los resultados anteriores no muestran un efecto cohorte positivo,¹⁴ que sería lo esperable de existir un crecimiento de la productividad media de los trabajadores a través de las distintas generaciones; esto es un resultado llamativo con implicancias significativas para el crecimiento y el desarrollo económico. No obstante, cabe indicar que la escasa longitud del pseudopanel (diez años) puede afectar la precisión de la descomposición del efecto cohorte y, por lo tanto, el resultado debe tomarse con cierta precaución.

Veamos, finalmente, la relación entre el ciclo económico y los ingresos laborales a partir del efecto tiempo estimado en las ecuaciones

13. Más allá de lo que no recoge la variable *años de educación*.

14. Este resultado es robusto a distintas especificaciones; por ejemplo, si se estiman las ecuaciones salariales excluyendo la edad o excluyendo el efecto temporal o excluyendo ambos. Si se impone la restricción al efecto temporal para que el mismo sea ortogonal a la tendencia temporal o se incluye la tasa de desempleo para recoger el efecto temporal, el resultado es aun peor. Estas estimaciones no se presentan en este capítulo, pero están disponibles.

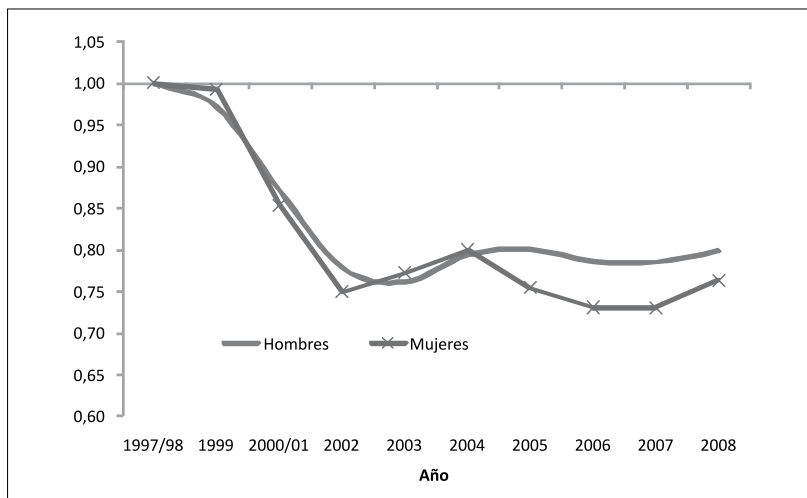
Gráfico 9.7
Efecto cohorte, ingresos relativos por año de nacimiento
(1936-1938 = 1). Estimaciones sobre la base de la ecuación de ingresos



Nota: los valores corresponden al exponencial de los coeficientes de las respectivas variables cualitativas en la ecuación de ingresos. Las líneas punteadas corresponden a los límites superior e inferior de los intervalos de confianza al 95%.

salariales. El gráfico 9.8 permite apreciar que las fluctuaciones de los ingresos laborales, una vez descontado el efecto de los restantes factores, se encuentra positivamente correlacionada y en fase con el ciclo de actividad y es muy similar a la evolución presentada en el gráfico 9.1. Los ingresos laborales por hora descienden durante la recesión y hasta el año 2003, y luego se mantienen estancados en un nivel entre 20% y 24% inferior al de 1997 en términos reales. Cabe señalar que, si bien en ocasiones referimos al efecto temporal como efecto del ciclo económico, el mismo puede recoger otros efectos que no son controlados por las restantes variables del modelo. De hecho, la notable reducción y posterior estancamiento de los ingresos durante el periodo 1997-2008 difícilmente pueda atribuirse a un efecto del ciclo de actividad; es esperable que existan otros factores detrás de esta particular evolución.

Gráfico 9.8
Efecto tiempo, estimaciones sobre la base de la ecuación de ingresos



Nota: los valores corresponden al exponencial de los coeficientes de las respectivas variables cualitativas en la ecuación de ingresos.

Un análisis de las transiciones laborales sobre la base de cohortes sintéticas

A continuación, analizaremos la dinámica del empleo mediante la estimación de ecuaciones para la tasa de entrada a distintos tipos de empleos. Este análisis pretende encontrar evidencia sobre transiciones entre determinados tipos de empleo utilizando la información dinámica del pseudopanel. Esto consiste en analizar la relación existente entre la proporción de personas que ingresan a determinados tipos de empleo dentro de una cohorte en un momento del tiempo, y el estatus laboral de dicha cohorte en el periodo anterior. Vale destacar entonces que, a diferencia de las ecuaciones de ingresos, que fueron estimadas con datos individuales, en este caso las observaciones son las cohortes sintéticas (años de nacimiento en intervalos trienales y sexo).

El número de entrantes a los distintos tipos de empleo se estimó combinando la información sobre el estatus actual (el tipo de empleo actual) y la información sobre el tiempo que ha permanecido en el actual empleo y en la actual empresa. El periodo de referencia para la definición de estas variables fue el año, por lo que en cada Encuesta de Hogares se identificó a aquellos ocupados que tienen menos de un año en su actual empleo o empresa. Se construyeron cuatro variables a explicar: la tasa de entrada al empleo por cuenta propia, la tasa de entrada al empleo asalariado en microempresa, la tasa de entrada al empleo asalariado en una PyME y la tasa de entrada al empleo asalariado en una empresa grande.

La tasa de entrada al empleo por cuenta propia en una determinada cohorte/año se definió como la proporción de trabajadores por cuenta propia que declaran una duración de su ocupación actual inferior a un año, sobre el total de la población activa en dicha cohorte/año. Obsérvese que esta *proxy* tiene algunas debilidades, tales como la no identificación de aquellos trabajadores que hayan transitado por un empleo por cuenta propia durante el último año, pero que actualmente tengan otra ocupación.

En cuanto a la tasa de entrada al empleo en microempresa, PyME y empresa grande, en lugar de utilizar la información sobre la duración de la ocupación, se utilizó la información sobre el tiempo en la empresa actual. A su vez, dado que las Encuestas de Hogares solo realizan esta pregunta a los asalariados, la definición se restringió a este tipo de ocupación. De esta manera, la tasa de entrada al empleo en una microempresa se definió como la proporción de trabajadores asalariados en microempresas en una determinada cohorte/año que declararan una antigüedad en dicha empresa menor a un año, como porcentaje de la población activa en dicha cohorte/año. Análogamente, se definió la tasa de entrada a una PyME y a una empresa grande. Obsérvese que dichas definiciones incluyen como entrantes a aquellos trabajadores que, si bien tienen una antigüedad menor a un año en la actual empresa, podrían haber estado previamente en otra empresa de igual tamaño. También es válida la observación que hiciéramos para la tasa de entrada al cuentapropismo, en el sentido de que no captura a quienes hayan transitado por algunos de estos empleos durante el año pero que, al momento de la encuesta, tengan otra ocupación. Finalmente, también puede ocurrir que estemos computando como transiciones a aquellos trabajadores cuya empresa aumentó de tamaño de un año a otro.

La decisión de considerar el año como periodo de referencia se fundamenta en el hecho de que las Encuestas de Hogares tienen, en promedio, una frecuencia anual. Por lo tanto, parece razonable relacionar la tasa de entrada a un tipo de empleo en un determinado año (i. e. en una determinada encuesta) y el estatus laboral en el año previo (i. e. en la encuesta del año anterior) para una misma cohorte. Por último, vale señalar que nuestra variable no es una *proxy* de la creación neta de empleo, ya que no considera la separación o destrucción de empleos.

En el cuadro 9.4 se presenta la evolución de las tasas de entrada para el promedio de las cohortes observadas en cada año. En todos los años se observa que los puestos de trabajo en las microempresas son la principal vía de entrada al empleo de los ocupados recientes, mientras que el empleo en empresas grandes es el que tiene menor incidencia entre los ocupados recientes. Se destaca, además la tendencia creciente de los entrantes a microempresas en el periodo 2002 a 2005, así como también la tendencia decreciente de la proporción de entrantes al cuentapropismo si se considera todo el periodo analizado. Finalmente, el año 2008 destaca por un crecimiento de los entrantes a todos los tipos de empleo.

Cuadro 9.4

Promedio anual de la tasa de entrada según tipo de empleo. Proporción en relación con la población activa de 14 y más años

Año	Cuenta propia	Asalariado microempresa	Asalariado PyME	Asalariado emp. grande
1999	0,034	0,053	0,033	0,010
2000	0,025	0,047	0,029	0,007
2002	0,230	0,043	0,023	0,007
2003	0,030	0,048	0,028	0,007
2004	0,029	0,051	0,028	0,006
2005	0,022	0,055	0,028	0,006
2006	0,019	0,047	0,028	0,007
2007	0,020	0,041	0,310	0,004
2008	0,024	0,045	0,035	0,011

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de las EH (DGEEC) de 1999 a 2008.

Además de identificar el efecto del ciclo de vida, conjuntamente con el efecto cohorte y el efecto temporal, nuestro interés está centrado en analizar la relación entre la proporción de entrantes a cada uno de estos tipos de empleo y el estatus laboral de cada cohorte en el año previo. El estatus laboral lo medimos mediante la proporción de trabajadores en cada uno de estos tipos de empleo, como así también la proporción de activos y desempleados dentro de cada cohorte. Las transiciones laborales son analizadas mediante la siguiente ecuación dinámica:

$$e_c(t) = \lambda_1 \text{activ}_c(t-1) + \lambda_2 \text{desem}_c(t-1) + \lambda_3 \text{ctapr}_c(t-1) + \lambda_4 \text{micro}_c(t-1) + \lambda_5 \text{pyme}_c(t-1) + \lambda_6 \text{grand}_c(t-1) + \beta \text{educa}_c(t) + \delta \text{edad}_c(t) + \gamma_c + \psi_t + u_c(t) \quad (2)$$

Donde e es la tasa de entrada a cada tipo de empleo, *activ* es la proporción de activos o tasa de actividad de cada cohorte/año, *desem* es la tasa de desempleo, *ctapr* es la proporción de ocupados como Cuenta Propia, *micro* es la proporción ocupados como asalariados en microempresas, *pyme* es la proporción de ocupados como asalariados en PyME y *grand* es la proporción de ocupados en empresas grandes. Estas variables (salvo la tasa de desempleo) son proporciones en relación con la población activa de cada cohorte/año y se incluyen con un retardo temporal ($t-1$) en la ecuación de transición.

Otro regresor incluido en la ecuación es la cantidad de años de educación promedio de cada cohorte/año (*educa*). Finalmente, se controla por el efecto ciclo de vida (*edad*), por efectos fijos de cohorte (γ_c) y por efectos fijos temporales (ψ_t).

Finalmente, cabe indicar que los resultados que aquí se presentan recogen el efecto edad y educación a través de las variable «años cumplidos»¹⁵ y «años de educación aprobados» respectivamente, y no mediante *dummies*. Esta decisión obedece a que la cantidad de observaciones del pseudopanel no es demasiado grande, y la inclusión de dichas *dummies* introduciría una importante pérdida de grados de libertad en

15. La edad de una cohorte en un determinado año es igual a la edad promedio de los individuos que la componen.

la estimación. No obstante, en el caso de la edad, se adicionó un efecto de segundo orden con el fin de recoger la eventual no linealidad de dicho efecto.

Las transiciones laborales serán analizadas a través de los coeficientes λ de la ecuación (2), que miden la correlación parcial entre la incidencia de los distintos estatus laborales en el año $t-1$, y la proporción de entrantes a cada tipo de empleo en el año t . Por ejemplo, un valor positivo y significativo del parámetro λ_2 en la ecuación explicativa de la proporción de entrantes al empleo por cuenta propia, aportaría evidencia de que el empleo por cuenta propia es una vía de salida del desempleo. Análogamente, se interpretan los restantes coeficientes λ ; por lo tanto la significación de estos parámetros aporta evidencia sobre los principales flujos desde el desempleo y la inactividad y entre los distintos tipos de empleo.

En el cuadro 9.5 se presentan los resultados de dos especificaciones alternativas para cada ecuación de transición, una sin efectos temporales y otra con efectos temporales. La primera ecuación, explicativa de la tasa de entrada al empleo por cuenta propia muestra un coeficiente positivo significativo de la tasa de desempleo retardada, aunque solo en la especificación sin controlar por el efecto temporal. Una vez que se controla dicho efecto, esta desaparece. Finalmente, solo la edad resulta significativa en la ecuación de transición al empleo por cuenta propia, indicando un efecto creciente hasta los 31-35 años y decreciente a partir de entonces (véase gráfico 9.9).

En cuanto a la transición hacia el empleo asalariado en microempresas, las estimaciones indican que está positivamente correlacionada con el desempleo del año anterior, lo que significa que este tipo de empleo suele ser la principal vía de salida del desempleo. El coeficiente estimado indica que la tasa de transición al empleo asalariado en microempresas se incrementa en aproximadamente 0,1 puntos porcentuales ante un incremento de 1 punto porcentual en la tasa de desempleo del periodo anterior. Este efecto es alto en comparación con los restantes efectos estimados. Por otro lado, el coeficiente de la proporción de trabajadores en grandes empresas también resultó significativo y con signo negativo. Esto último indica que cuanto mayor es la proporción de trabajadores en empresas grandes en el año anterior, menor es la tasa de transición al empleo asalariado en microempresas. Dicho resultado se relaciona con la escasa sustituibilidad entre los puestos de trabajo en ambos tipos de empresas,

lo que sugiere una segmentación entre el empleo en microempresas y el empleo en grandes empresas. Finalmente, se encuentra un efecto significativo del ciclo de vida sobre la transición al empleo en microempresas, que indica mayor transición en las edades más jóvenes y también en las edades mayores (gráfico 9.9).

Respecto de la tasa de transición al empleo asalariado en PyME, las estimaciones indican, en primer lugar, una relación positiva entre el crecimiento de la participación laboral o aumento de la tasa de actividad en un determinado año, y la proporción de entrantes a las PyME en el año siguiente. Este resultado indica la existencia de flujos significativos entre la inactividad y el empleo en las PyME, lo que sugiere la presencia de un colectivo de trabajadores que transitan entre estos dos estados laborales. En segundo lugar, se obtiene una relación negativa entre la proporción de trabajadores por cuenta propia y la proporción de entrantes a las PyME, indicando la escasa sustituibilidad entre ambos tipos de empleo. Por otro lado, se observa que la transición a este tipo de empleo decrece con la edad (gráfico 9.9). Finalmente, se observa una relación positiva y significativa entre la educación y la tasa de transición al empleo en PyME, lo que evidencia un sesgo hacia el trabajo calificado en la demanda de trabajo de estas unidades productivas.

En lo que respecta a la dinámica de los entrantes a las grandes empresas, se advierte únicamente una relación significativa con la proporción de empleo en PyME. Concretamente, una mayor proporción de trabajadores en PyME en una determinada cohorte se asocia positivamente con la proporción de entrantes a grandes empresas en el periodo siguiente. Este es un resultado de gran importancia y refuerza la idea de que el empleo en PyME es un eslabón en la transición hacia el empleo en empresas de mayor tamaño, y que existe una segmentación en el mercado de trabajo entre el empleo en estas últimas y el empleo en microempresas, en tanto no se constatan flujos estadísticamente significativos entre ambas. Finalmente, la transición hacia el empleo en empresas grandes es levemente creciente con la edad (gráfico 9.8).

Los resultados anteriores sitúan a las pequeñas y medianas unidades productivas con un rol clave en el mercado de trabajo. Las PyME son demandantes de empleo calificado y no constituyen una «trampa» de empleo de baja calidad; por el contrario, existe evidencia de un flujo significativo desde estas hacia puestos de mayor productividad.

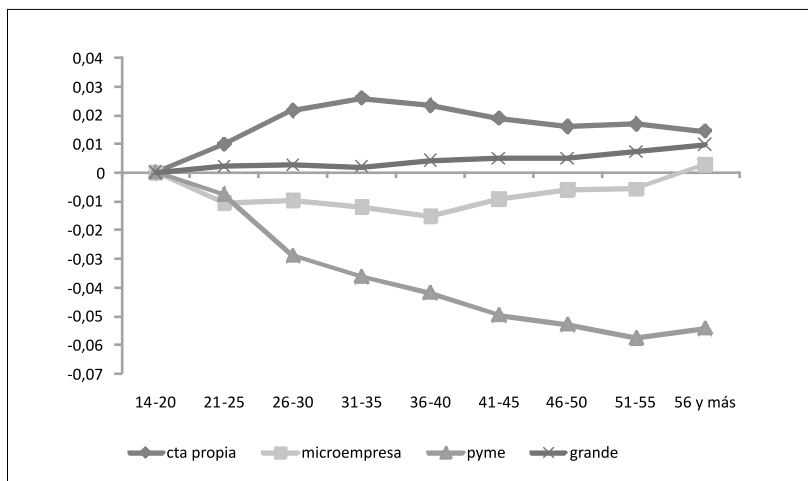
Cuadro 9.5

Ecuaciones de transición basadas en datos de pseudopanel entre 1997 y 2008.
Estimaciones con efectos fijos de cohorte

	PROPORCIÓN DE ENTRANTES AL CUENTAPROPISMO			PROPORCIÓN DE ENTRANTES AL EMPLEO ASALARIADO EN MICROEMPRESAS			PROPORCIÓN DE ENTRANTES AL EMPLEO ASALARIADO EN PYME			PROPORCIÓN DE ENTRANTES AL EMPLEO ASALARIADO EN GRANDES EMPRESAS		
Tasa de actividad (t-1)	-0,017 0,021	-0,012 0,024	-0,015 0,032	-0,028 0,028	0,058 0,027	**	0,075 0,027	***	0,020 0,018	0,025 0,018		
Tasa de desempleo (t-1)	0,054 0,024	** 0,025	0,040 0,041	** 0,046	0,142 0,030	***	0,091 0,033		-0,004 0,014	0,017 0,015		
Proporción de trab. por cuenta propia (t-1)	0,000 0,028	0,005 0,030	-0,015 0,021	-0,019 0,020	-0,063 0,026	**	-0,046 0,025	*	-0,005 0,013	0,006 0,013		
Proporción de trab. en microempresas (t-1)	-0,007 0,031	0,005 0,034	-0,050 0,046	-0,029 0,049	0,025 0,029		0,037 0,031		-0,001 0,016	0,007 0,018		
Proporción de trab. en PyME (t-1)	0,000 0,035	-0,012 0,032	0,022 0,032	0,012 0,031	0,014 0,044		0,001 0,042		0,042 0,017	** 0,014		
Proporción de trab. en emp. grandes (t-1)	0,002 0,068	0,022 0,073	-0,155 0,054	*** 0,065	-0,117 0,057	*	-0,080 0,057		-0,010 0,037	-0,007 0,038		
Edad	0,003 0,002	* 0,002	0,003 0,002	*** 0,002	-0,004 0,002	*	*** 0,002	***	-0,002 0,001	-0,001 0,001		
Edad ²	-5E-05 2E-05	*** -5E-05	*** 2E-05	*** 2E-05	*** 2E-05		*** 2E-05	***	-0,002 1E-05	-0,001 1E-05		
Educación (años)	-0,002 0,002	-0,002 0,002	0,006 0,003	* 0,003	0,007 0,003		*** 0,002	***	0,000 0,001	-0,001 0,001		
<i>Dummies</i> Año	NO	SI	NO	SI	NO	***	SI	***	NO	SI	**	
Obs	276	276	276	276	276		276		276	276		
Cohortes	42	42	42	42	42		42		42	42		
R ² (within groups)	0,10	0,17	0,26	0,33	0,19		0,24		0,09	0,17		

*** (**) [*] indica significación al 1% (5%) [10%] y el valor en cursiva debajo de cada coeficiente indica el desvío estándar del estimador.

Gráfico 9.9
Efecto edad de la tasa de entrada a distintos tipos de empleo



Fuente: Estimaciones sobre la base de un modelo de regresión con datos de las EH (DGEEC) de 1999 a 2008.

Veamos ahora el efecto cohorte identificado en las ecuaciones de transición. El gráfico 9.10 presenta dicho efecto sobre la tasa de entrada a cada tipo de empleo para las distintas cohortes de nacimiento según sexo. En el caso de la tasa de transición al empleo por cuenta propia, en general existe una tendencia decreciente con la antigüedad de la cohorte. En las mujeres, dicha tendencia se aprecia a partir de la segunda cohorte de mayor edad (1939-1941) y hasta las generaciones nacidas a principios de los 60; sin embargo, a partir de estas generaciones no se identifican diferencias significativas (i. e. el efecto cohorte es constante). En los hombres se observa un mayor nivel en las cohortes nacidas antes de la década del 50 y constante a partir de entonces, salvo en la generación más joven, nacida a principios de los 90, en la que se identifica una menor tasa de transición al trabajo como cuenta propia.

En lo que respecta al efecto generacional sobre la tasa de entrada al empleo asalariado en microempresas, se identifica un perfil bien distinto entre hombres y mujeres. En las mujeres no existen diferencias

generacionales importantes en la tasa de transición a este tipo de empleo. En los hombres se constata un efecto creciente en las cohortes nacidas antes de la década del 50, y decreciente en las generaciones siguientes.

En el caso de la tasa de entrada al empleo en PyME, tanto en los hombres como en las mujeres se aprecia un efecto cohorte decreciente a medida que nos movemos hacia las generaciones más jóvenes. Este perfil es muy marcado en el caso de los hombres, mientras que, en el caso de las mujeres, la curva que representa dicho efecto es menos empinada y se vuelve plana a partir de las generaciones nacidas en los 70.

Finalmente, la curva que representa el efecto cohorte en el caso de la tasa de entrada a empleos en grandes empresas es plana, tanto en los hombres como en las mujeres. Por lo tanto, no se identifican diferencias generacionales en cuanto a la transición a este tipo de empleo.

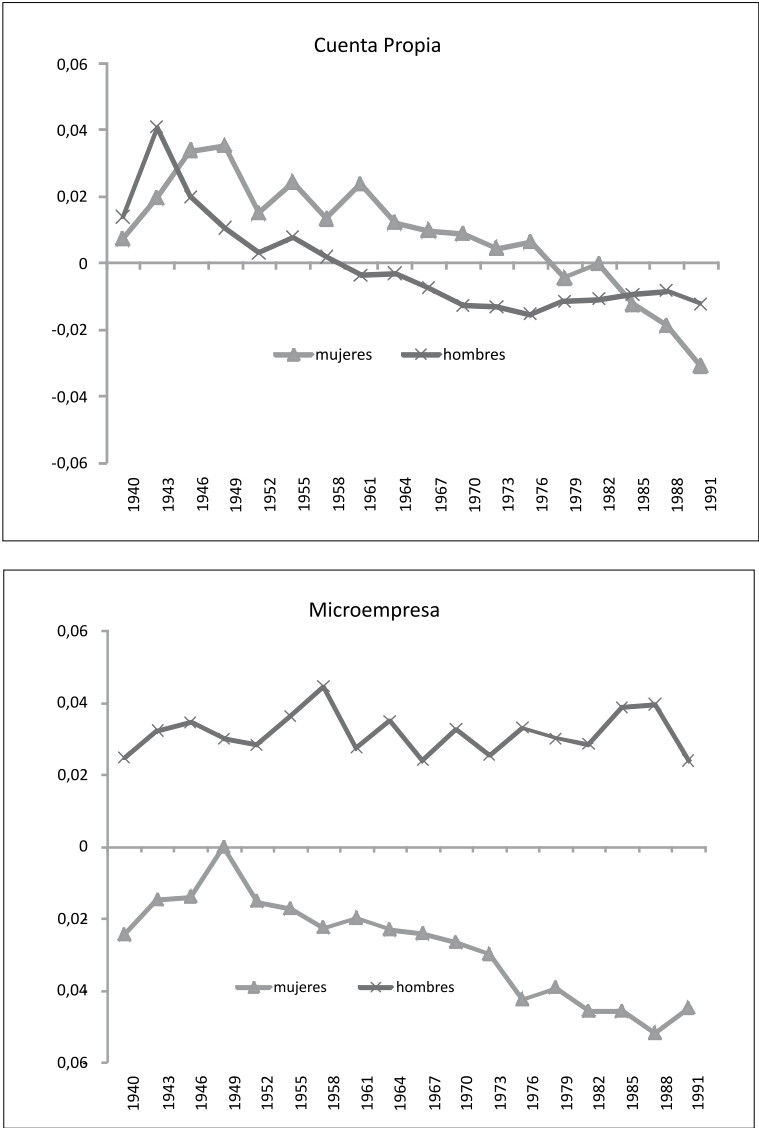
En el gráfico 9.11 se presenta la estimación del efecto temporal sobre las tasas de transición a los distintos tipos de empleos. En primer lugar, las fluctuaciones no son de magnitud importante. Las tasas de transición muestran una correlación positiva entre ellas, salvo la del empleo por cuenta propia, que presenta un comportamiento asincrónico respecto de las restantes y no correlacionado con el ciclo económico. Sin embargo, las tasas de entrada al empleo asalariado en todos los tipos de empresa muestran un comportamiento procíclico. Estas decrecen durante la fase recesiva y, en general, se recuperan a partir de entonces; la varianza o magnitud de las fluctuaciones a lo largo del ciclo es mayor en la tasa de entrada a las microempresas y menor en la tasa de entrada a las empresas grandes.

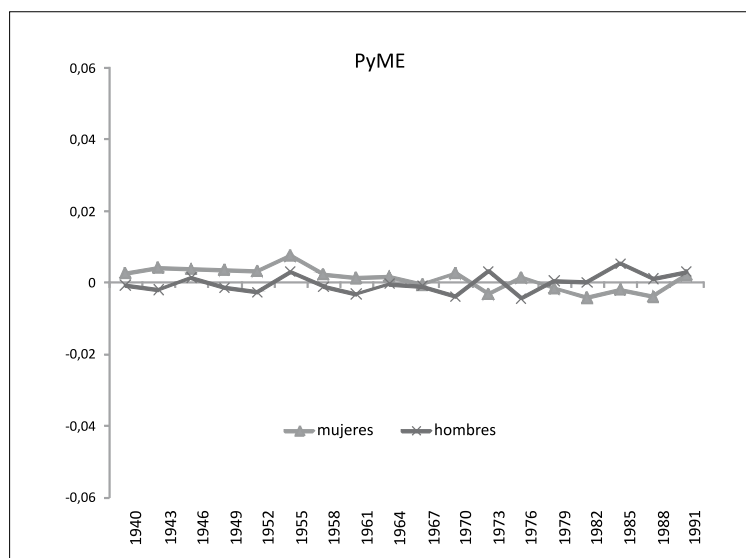
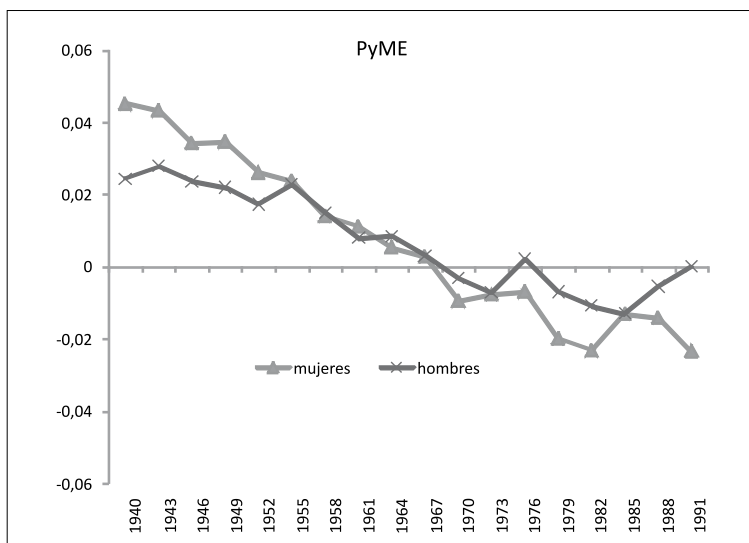
Comentarios finales

En este estudio se realizó un análisis de los ingresos y de la dinámica del empleo sobre la base de una serie de diez Encuestas de Hogares de los últimos años. Para ello, se construyó un pseudopanel que permitió el seguimiento de cohortes sintéticas a lo largo de un periodo. De esta forma, fue posible incorporar al análisis la dinámica temporal y distinguir los cambios que responden a evoluciones de la conducta a lo largo del ciclo de vida, de los que provienen de diferencias intergeneracionales y del ciclo económico.

Un primer objetivo del estudio fue la caracterización de los ingresos laborales. La principal característica de la dinámica de los ingresos en el

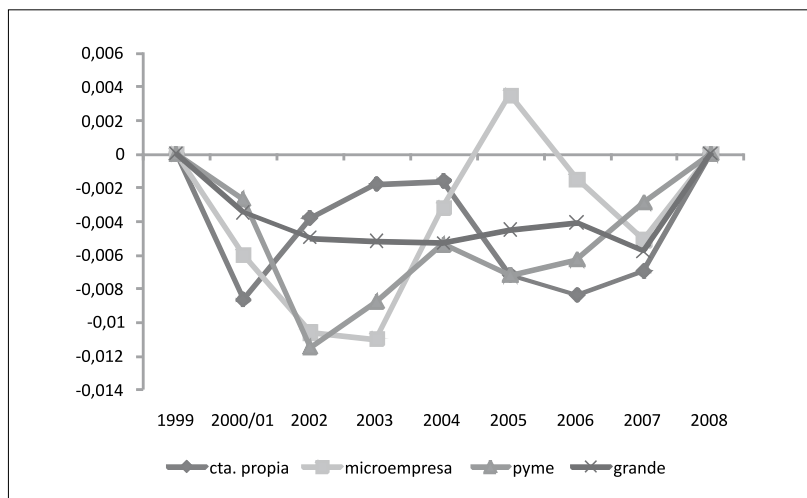
Gráfico 9.10
Efectos fijos de cohorte de la tasa de entrada a distintos tipos de empleo





Fuente: Estimaciones sobre la base de un modelo de regresión con datos de las EH (DGEEC) de 1999 a 2008.

Gráfico 9.11
Efecto temporal de la tasa de entrada a distintos tipos de empleo



Fuente: Estimaciones sobre la base de un modelo de regresión con datos de las EH (DGEEC) de 1999 a 2008.

periodo 1997 a 2008 es el relativo estancamiento, fundamentalmente de los ingresos laborales por ocupado. Los ingresos medios por trabajador en 2008 se situaron en un nivel 18% inferior al de 1997/98; y los ingresos per cápita de los hogares, en un nivel 6% inferior.

En los últimos años se advierte una mayor recuperación de los ingresos de los hogares respecto del ingreso medio de los trabajadores. Esto último se explica por el notable aumento de la población en edad de trabajar (en 2003 era del 75,8% y en 2008 era del 78,5% de la población total) y de la tasa de ocupación (55,1% y 58,4% en 2003 y 2008, respectivamente).

El salario mínimo se encuentra en niveles cercanos al salario medio, lo que indica su escasa efectividad. El nivel actual del salario mínimo es un impedimento para que actúe como un instrumento de reducción de la desigualdad laboral, ya que no se impone como un piso del salario de los trabajadores de menor calificación. Vale indicar que una mayor adecuación del salario mínimo a la estructura salarial no es condición suficiente, aunque sí necesaria, para su mayor efectividad.

Por otro lado, se constata una elevada correlación entre la medida de desigualdad del ingreso laboral y del ingreso per cápita de los hogares, lo que indica la relevancia del mercado de trabajo en la distribución personal del ingreso. La desigualdad creció entre 1997 y 2002 y descendió durante la recuperación económica. Al cabo de los nueve años, la desigualdad de los ingresos laborales se encuentra en un nivel similar, mientras que el Gini de los ingresos de los hogares se redujo 1,8 puntos.

Una de las principales explicaciones de esta evolución del Gini es el crecimiento dispar de los ingresos laborales entre los trabajadores de los distintos deciles de hogares. Entre 1997 y 2008, el salario medio de los trabajadores de los deciles 1º y 2º creció entre 20% y 26% real, mientras que el salario de los dos deciles superiores descendió entre un 17% y un 18%. Por otro lado, la evolución de la tasa de ocupación por decil también fue favorable a una menor desigualdad, ya que aumentó la tasa de ocupación en los primeros deciles, mientras que en los deciles superiores no existieron variaciones significativas entre 1997 y 2008.

Asimismo, se constató una relación negativa entre la variación de los ingresos y el nivel educativo de la población ocupada en el periodo 1997 a 2008, de manera que los trabajadores más educados experimentaron un mayor ajuste a la baja de sus ingresos respecto de los menos educados. Este resultado está vinculado a la disminución de la brecha de ingresos o reducción de la desigualdad, señalada anteriormente. Esto se observó en medio de un aumento generalizado del nivel de escolaridad de la población paraguaya: la escolaridad promedio de la población ocupada creció en 1,4 años entre 1997 y 2008.

Por otro lado, se estimaron ecuaciones salariales para caracterizar la formación de los salarios por hora. En dichas estimaciones se obtuvo una prima de ingresos para los hombres de entre 4,1% y 4,6%. En cuanto a la relación entre el tipo de ocupación y el tamaño de la empresa con los ingresos, se tiene que los trabajadores por cuenta propia son quienes muestran una mayor desventaja en función de los ingresos una vez controlados los restantes factores. Estos obtienen ingresos entre un 46% (hombres) y un 51% (mujeres) inferiores a los trabajadores del sector público. El segundo lugar en cuanto a desventaja de ingresos lo ocupan los empleados domésticos y los asalariados en microempresas y, luego los asalariados en PyME. Los asalariados en grandes empresas presentan un ingreso por hora similar (hombres) o ligeramente inferior (mujeres)

al de los trabajadores del sector público, y un 12,5% superior al de los asalariados en PyME.

Los empleadores presentan un ingreso por hora superior al de los trabajadores públicos, y dicha diferencia se incrementa con el tamaño de la empresa. Así, los patrones de microempresas ganan entre un 14% y un 17% más de ingresos que los públicos; los de las PyME, entre un 68% y 85% más; y los de las empresas grandes, entre un 149% y 168%.

El retorno de un año adicional de educación formal se estimó en el 8% promedio; 8,9% en los hombres y 6,6% en las mujeres. El retorno marginal de la educación es especialmente alto en la etapa de finalización de los estudios secundarios y en los últimos años de los estudios superiores (luego de los 15 años de educación).

Respecto de la conducta de los ingresos a lo largo del ciclo de vida, se observan diferencias entre hombres y mujeres. En el caso de las mujeres, la curva de ingresos es más plana que en los hombres. En el caso de los hombres, se estima un perfil de ingresos creciente prácticamente en todo el tramo de 14 a 50 años, mientras que en las mujeres es creciente hasta los 28 años y luego se mantiene constante.

La estimación puntual del efecto cohorte es bien distinta entre los hombres y las mujeres. En los hombres se observa un efecto positivo en las cohortes intermedias (1945-1962) y un efecto negativo en las cohortes más jóvenes (nacidas a partir de la década del 80). En las mujeres se obtuvo un perfil decreciente con el año de nacimiento de la cohorte, determinando que los ingresos de las mujeres nacidas a partir de la década del 80 tengan niveles casi 30% inferiores a los de las mujeres nacidas en la primera mitad de la década del 40. No obstante, estas diferencias no resultaron estadísticamente significativas.

Un aspecto a tener en cuenta es la eventual heterogeneidad al comparar las cohortes de mujeres ocupadas. La permanente evolución de la participación laboral femenina implica que, al analizar las sucesivas cohortes, puede existir un eventual sesgo de composición. De este modo, lo que resulta como efecto generacional en nuestra estimación podría explicarse por un efecto composición de las cohortes debido a características no contempladas en la estimación (distintas de la educación y el tipo de ocupación). Lo importante, sin embargo, es que los resultados anteriores no muestran un efecto cohorte positivo, que sería lo esperable de existir un crecimiento de la productividad media de los trabajadores a través de

las distintas generaciones. No obstante, este importante resultado debe tomarse con precaución debido a la escasa longitud del pseudopanel.

Las fluctuaciones de los ingresos laborales, una vez descontado el efecto de los restantes factores, se encuentra positivamente correlacionada y en fase con el ciclo de actividad, aunque en menor medida en los años de recuperación del nivel de actividad. Los ingresos laborales por hora descienden durante la recesión y hasta el año 2003, y luego se mantienen estancados en un nivel entre 20% y 24% inferior al de 1997 en términos reales.

El segundo objetivo del trabajo fue la estimación de ecuaciones de transición laboral sobre la base del pseudopanel. Para ello se definieron *proxies* de la tasa de transición o de entrada a determinados tipos de empleo. En la ecuación de transición al empleo por cuenta propia solo la edad resulta significativa, indicando un efecto creciente hasta los 31-35 años y decreciente a partir de entonces.

En cuanto a la transición hacia el empleo asalariado en microempresas, las estimaciones indican que este tipo de empleo suele ser la principal vía de salida del desempleo. Otro resultado fue la escasa sustituibilidad entre los puestos de trabajo en microempresas y los puestos en grandes empresas, lo que sugiere una segmentación entre estos tipos de empleo.

Respecto de la tasa de transición al empleo asalariado en PyME, en primer lugar las estimaciones sugieren la presencia de un colectivo de trabajadores que transita entre la inactividad y este tipo de empresa. En segundo lugar, se obtiene una relación negativa entre la proporción de trabajadores por cuenta propia y la proporción de entrantes a las PyME, lo que indica la escasa sustituibilidad entre ambos tipos de empleo. En tercer lugar, se observa que la transición a este tipo de empleo decrece con la edad. Finalmente, se observa una relación positiva y significativa entre la educación y la tasa de transición al empleo en PyME, lo que evidencia un sesgo hacia el trabajo calificado en la demanda de trabajo de estas unidades productivas.

En lo que respecta a la dinámica de los entrantes a las grandes empresas, se encuentra que una mayor proporción de trabajadores en PyME en una determinada cohorte se asocia positivamente con la proporción de entrantes a grandes empresas en el periodo siguiente. Este es un resultado de gran importancia y refuerza la idea de que el empleo en PyME es un eslabón en la transición hacia el empleo en empresas de mayor tamaño.

Finalmente, la transición hacia el empleo en empresas grandes es levemente creciente con la edad.

En síntesis, el trabajo asalariado en microempresas y, en menor medida, el empleo por cuenta propia, suelen ser la vía de salida del desempleo; pero, en general, no son estados laborales que faciliten el tránsito hacia empleos de mayor calidad (empleo asalariado en empresas de mayor tamaño), sino que más bien disminuyen la probabilidad de transitar hacia ellos. Por su parte, las PyME son demandantes de empleo calificado y no constituyen una «trampa» al empleo de baja calidad; por el contrario, existe evidencia de un flujo significativo desde estas hacia puestos de mayor productividad.

En cuanto al efecto cohorte en las ecuaciones de transición se observa, en general, una relación positiva entre la tasa de transición a los distintos tipos de empleo y la antigüedad de la cohorte. Esto ocurre con la excepción de las grandes empresas, donde la tasa de entrada es similar entre las distintas generaciones.

En lo que respecta a las fluctuaciones debidas al ciclo económico, las mismas no son de magnitud importante. Las tasas de transición muestran una correlación positiva entre ellas, salvo la del empleo por cuenta propia, que presenta un comportamiento asincrónico respecto de las restantes y no correlacionado con el ciclo económico. Sin embargo, las tasas de entrada al empleo asalariado en todos los tipos de empresa muestran un comportamiento procíclico, de las cuales la tasa de entrada a las microempresas es la que tiene la mayor varianza.

Referencias bibliográficas

- ARELLANO, M. y S. BOND
1991 «Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations». En *Review of Economic Studies* 58, pp. 277-297.
- DEATON, A.
1985 «Panel data from time series of cross-sections». En *Journal of Econometrics*, 30, pp. 109-126.
- GOURINCHAS, P. O. y J. PARKER
2002 «Consumption over the life cycle». En *Econometrica* 70, pp. 47-89.
- HECKMAN, J. y R. ROBB
1985 «Using longitudinal data to estimate age, period and cohort effects in earnings equations». Enn Mason, W. y S. E. Fienberg, eds., *Cohort Analysis in Social Research. Beyond the Identification Problem*. Nueva York: Springer-Verlag.
- LIN, X.
2000 «Saving before and after Retirement: A Study of Canadian Couples». En Denton, F. T., D. Fretz y G. Spencer, eds., *Independence and Economic Security in Old Age*; pp. 215-254. Vancouver: University of British Columbia Press.
- MASON, W. M. y S. E. FIENBERG, eds.
1985 *Cohort Analysis in Social Research: Beyond the Identification Problem*. Nueva York: Springer-Verlag.
- MCKENZIE, D.
2004 «Asymptotic Theory for Heterogeneous Dynamic Pseudo-Panels». En *Journal of Econometrics* 120(2), pp. 235-262.
- MOFFITT, R.
1993 «Identification and estimation of dynamic models with a time series of repeated cross-sections». En *Journal of Econometrics* 59, pp. 99-123.

Anexo

Cuadro 9A1

Ingreso per cápita de los hogares, ingreso laboral mensual e ingreso laboral por hora de la población ocupada por categoría de ocupación/tamaño de empresa. Miles de Gs. constantes de 2003

CATEGORÍA	INGRESO	AÑO										V _{AR} (%)	
		1997	1999	2000	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	1997-2003	2003-2008
público	Ing. <i>pc</i> hogar mensual	1352	1146	1267	1008	1124	940	1055	1040	946	1042	-17	-7
	Ing. laboral mensual	1741	1674	1696	1446	1346	1213	1340	1377	1177	1280	-23	-5
	Ing. laboral por hora	11	11	11	9	9	8	9	9	8	8	-19	-9
asalariado privado en microempresa	Ing. <i>pc</i> hogar mensual	784	595	606	584	578	557	586	638	651	628	-26	9
	Ing. laboral mensual	857	764	689	695	666	666	657	740	688	667	-22	0
	Ing. laboral por hora	5	4	4	4	3	3	3	4	4	3	-25	-3
asalariado privado en pyme	Ing. <i>pc</i> hogar mensual	1136	974	936	825	832	734	871	805	794	769	-27	-8
	Ing. laboral mensual	1412	1277	1177	1103	1098	1039	1049	1023	1046	1016	-22	-8
	Ing. laboral por hora	7	7	6	6	6	5	5	5	5	5	-20	-11
asalariado privado en empresa grande	Ing. <i>pc</i> hogar mensual	1090	1054	1137	1007	1076	896	1053	828	953	967	-1	-10
	Ing. laboral mensual	1585	1659	1664	1646	1589	1325	1534	1313	1317	1334	0	-16
	Ing. laboral por hora	8	9	9	8	8	6	7	7	6	6	9	-22
patrón en microempresa	Ing. <i>pc</i> hogar mensual	1423	1625	1761	1370	1430	1614	1378	1404	1584	1685	0	18
	Ing. laboral mensual	2154	2150	2292	2824	2418	2826	2031	2356	2279	2285	12	-5
	Ing. laboral por hora	14	11	14	15	14	15	12	11	11	12	-3	-17
patrón en pyme o empresa grande	Ing. <i>pc</i> hogar mensual	3000	3836	3605	4335	3661	2100	2999	4278	4661	1919	22	-48
	Ing. laboral mensual	6298	6748	5410	4540	5198	4316	6587	4998	5172	3361	-17	-35
	Ing. laboral por hora	25	30	27	23	24	21	35	28	21	17	-5	-31

cuenta propia	Ing. <i>pc</i> hogar mensual	687	598	546	437	519	540	531	488	523	611	-24	18	-11
	Ing. laboral mensual	813	687	575	539	624	654	665	572	602	679	-23	9	-16
	Ing. laboral por hora	5	4	4	3	4	5	5	4	4	5	-17	5	-12
empleado doméstico	Ing. <i>pc</i> hogar mensual	1144	1180	991	828	827	700	757	1109	761	789	-28	-5	-31
	Ing. laboral mensual	613	605	547	537	480	528	511	517	499	483	-22	1	-21
	Ing. laboral por hora	4	3	3	3	3	3	3	3	3	3	-26	13	-17
Total	Ing. <i>pc</i> hogar mensual	873	805	784	658	697	653	712	705	723	753	-20	8	-14
	Ing. laboral mensual	1130	1068	968	881	899	886	930	890	889	926	-20	3	-18
	Ing. laboral por hora	7	6	6	5	5	5	5	5	5	5	-17	-2	-18

Nota: El ingreso laboral corresponde a la ocupación principal y el ingreso per cápita de los hogares incluye todos los ingresos del hogar (laborales, no laborales y valor locativo) neto del gasto de impuestos.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de las EH (DGEEC) de 1997 a 2008.

Cuadro 9A2

Ingreso per cápita de los hogares, ingreso laboral mensual e ingreso laboral por hora de la población ocupada por cantidad de años de educación. Miles de Gs. constantes de 2003

AÑO	INGRESO	<6 AÑOS	6 AÑOS	7 A 11 AÑOS	12 AÑOS	>12 AÑOS
1997	Ing. <i>pc</i> hogar mensual	476	683	973	1243	2243
	Ing. laboral mensual	608	874	1146	1666	2790
	Ing. laboral por hora	3,7	4,6	5,9	9,1	18,8
1999	Ing. <i>pc</i> hogar mensual	486	646	834	1174	1929
	Ing. laboral mensual	597	873	1112	1421	2505
	Ing. laboral por hora	3,6	4,8	5,8	8,3	15,0
2000	Ing. <i>pc</i> hogar mensual	432	611	745	1215	1934
	Ing. laboral mensual	513	718	901	1457	2316
	Ing. laboral por hora	3,3	4,2	4,9	8,5	14,7
2002	Ing. <i>pc</i> hogar mensual	425	518	689	974	1411
	Ing. laboral mensual	561	748	837	1173	1871
	Ing. laboral por hora	3,3	4,1	4,7	6,0	11,4
2003	Ing. <i>pc</i> hogar mensual	440	518	627	958	1545
	Ing. laboral mensual	563	670	825	1107	1913
	Ing. laboral por hora	3,6	3,9	4,7	6,6	12,0
2004	Ing. <i>pc</i> hogar mensual	444	507	618	894	1362
	Ing. laboral mensual	633	665	822	1130	1781
	Ing. laboral por hora	4,0	4,1	4,5	6,4	10,6
2005	Ing. <i>pc</i> hogar mensual	451	512	601	976	1481
	Ing. laboral mensual	572	719	749	1319	1759
	Ing. laboral por hora	3,8	4,1	4,0	6,7	11,2
2006	Ing. <i>pc</i> hogar mensual	387	509	684	955	1452
	Ing. laboral mensual	502	706	813	1128	1712
	Ing. laboral por hora	2,9	3,7	4,3	5,7	10,6

2007	Ing. <i>pc</i> hogar mensual	485	534	648	947	1370
	Ing. laboral mensual	544	678	825	1098	1636
	Ing. laboral por hora	3,5	3,7	4,1	5,8	10,5
2008	Ing. <i>pc</i> hogar mensual	453	618	651	948	1376
	Ing. laboral mensual	556	745	855	1102	1575
	Ing. laboral por hora	3,6	4,0	4,4	6,0	9,8
Total	Ing. <i>pc</i> hogar mensual	447	562	696	1006	1551
	Ing. laboral mensual	565	735	878	1227	1896
	Ing. laboral por hora	3,5	4,1	4,7	6,7	11,9
tasa de var. (%) 1997-2003						
	Ing. <i>pc</i> hogar mensual	-7,6	-24,2	-35,6	-22,9	-31,2
	Ing. laboral mensual	-7,4	-23,3	-28,0	-33,5	-31,4
	Ing. laboral por hora	-4,3	-15,0	-21,1	-28,2	-36,1
tasa de var. (%) 2003-2008						
	Ing. <i>pc</i> hogar mensual	2,9	19,4	3,9	-1,0	-10,9
	Ing. laboral mensual	-1,3	11,2	3,6	-0,5	-17,7
	Ing. laboral por hora	1,6	2,5	-6,1	-8,4	-18,4
tasa de var. (%) 1997-2008						
	Ing. <i>pc</i> hogar mensual	-4,9	-9,5	-33,1	-23,7	-38,6
	Ing. laboral mensual	-8,6	-14,8	-25,5	-33,9	-43,6
	Ing. laboral por hora	-2,7	-12,8	-25,9	-34,2	-47,9

Nota: El ingreso laboral corresponde a la ocupación principal y el ingreso per cápita de los hogares incluye todos los ingresos del hogar (laborales, no laborales y valor locativo) neto del gasto de impuestos.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de las EH (DGEEC) de 1997 a 2008.

Cuadro 9A3
Paraguay, cantidad de personas en cada cohorte y año, 1997-2008

COHORTE	GÉNERO	EDAD EN		AÑO										
		1997	1997	1997	1999	2000	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	
[1936-1938]	Hombres	60		160										
	Mujeres			129										
[1939-1941]	Hombres	57		160	197	301								
	Mujeres			160	188	299								
[1942-1944]	Hombres	54		196	191	285	128							
	Mujeres			171	210	301	155							
[1945-1947]	Hombres	51		224	264	359	152	400	308	178	198	176		
	Mujeres			208	259	359	149	385	287	185	183	165		
[1948-1950]	Hombres	48		232	269	444	204	439	342	170	204	175	202	
	Mujeres			246	260	382	159	404	345	175	204	169	187	
[1951-1953]	Hombres	45		271	290	504	191	527	391	228	250	240	194	
	Mujeres			266	294	487	210	501	365	212	262	219	206	
[1954-1956]	Hombres	42		316	360	523	246	571	465	256	297	296	267	
	Mujeres			325	360	550	214	563	475	221	306	237	255	
[1957-1959]	Hombres	39		350	363	603	255	613	482	255	334	309	247	
	Mujeres			346	408	577	243	618	466	281	328	303	255	
[1960-1962]	Hombres	36		372	413	655	318	706	598	311	337	347	289	
	Mujeres			373	441	713	311	685	562	300	376	341	297	
[1963-1965]	Hombres	33		360	426	627	290	740	567	325	380	369	283	
	Mujeres			375	411	701	301	773	583	350	363	386	294	

[1966-1968]	Hombres	30	377	436	626	299	730	562	350	419	303	301
	Mujeres		391	427	668	307	725	587	333	363	367	310
[1969-1971]	Hombres	27	384	473	646	322	806	587	396	371	340	328
	Mujeres		416	490	666	334	812	574	366	391	365	324
[1972-1974]	Hombres	24	439	483	663	345	725	626	329	354	342	325
	Mujeres		423	446	647	346	800	611	386	378	342	346
[1975-1977]	Hombres	21	497	500	745	341	811	638	376	379	362	315
	Mujeres		473	522	849	372	825	692	380	430	382	331
[1978-1980]	Hombres	18	578	649	979	426	990	839	434	451	396	444
	Mujeres		583	662	982	456	1025	800	429	510	454	430
[1981-1983]	Hombres	15	736	872	1,207	491	1287	977	542	568	486	460
	Mujeres		745	834	1,244	523	1173	929	493	550	509	437
[1984-1986]	Hombres	12		879	1,415	590	1417	1079	516	609	482	469
	Mujeres			933	1,323	606	1408	1099	547	603	540	498
[1987-1989]	Hombres	9				647	1586	1274	702	751	702	546
	Mujeres					644	1583	1205	657	740	628	528
[1990-1992]	Hombres	6							740	862	818	730
	Mujeres								728	785	804	706

Nota: obsérvese que cada cohorte sintética participa en el pseudopanel durante el tramo de la edad activa que hemos definido; es decir, ingresa al pseudopanel a los 15 años de edad y permanece hasta los 60 años, de ahí que en general los pseudopaneles no son balanceados. La edad de la cohorte corresponde al punto medio del intervalo trienal, o sea que los 15 años de edad de una cohorte comprende individuos entre 14 y 16 años, y así sucesivamente.

Cuadro 9A4

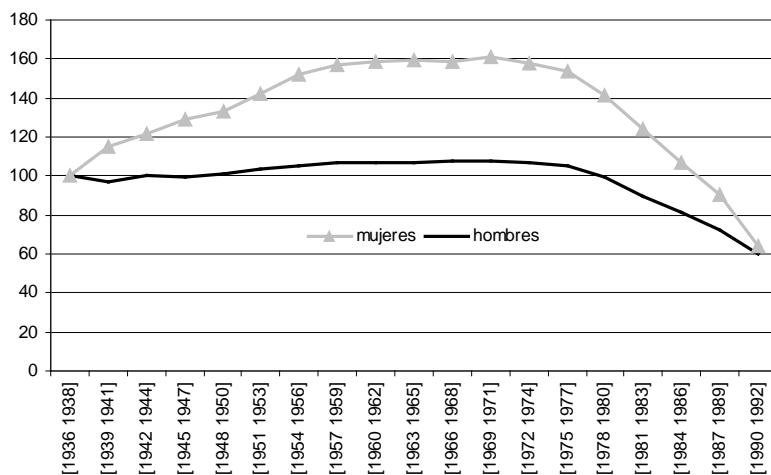
Coefficientes de las *dummies* indicadoras de categoría de ocupación/tamaño de la empresa en las ecuaciones salariales de cada año entre 1997 y 2008

	1997/8	1999	2000/1	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Ocupación/tamaño de la empresa [omitida=trabajador público]										
Asal. microempresa	-0,178 ***	-0,417 ***	-0,509 ***	-0,393 ***	-0,465 ***	-0,411 ***	-0,403 ***	-0,439 ***	-0,341 ***	-0,332 ***
	0,036	0,039	0,052	0,040	0,032	0,037	0,042	0,036	0,036	0,037
Asal. priv. PyME	-0,018	-0,170 ***	-0,316 ***	-0,195 ***	-0,177 ***	-0,157 ***	-0,172 ***	-0,236 ***	-0,114 ***	-0,110 ***
	0,033	0,041	0,047	0,038	0,031	0,035	0,039	0,034	0,033	0,034
Asal. emp. grande	0,025	-0,146 ***	-0,152 ***	-0,048	0,003	-0,005	0,023	-0,057	0,006	0,034
	0,044	0,040	0,059	0,051	0,043	0,043	0,049	0,050	0,047	0,042
Patrón microempresa	0,190 ***	0,087	0,008	-0,067	0,114 *	0,232 ***	0,082	0,106	0,193 ***	0,214 ***
	0,067	0,059	0,064	0,105	0,062	0,065	0,070	0,069	0,066	0,075
Patrón PyME	0,682 ***	0,540 ***	0,389 ***	0,587 ***	0,340 ***	0,667 ***	0,530 ***	0,408 **	0,601 ***	0,457 ***
	0,122	0,101	0,117	0,185	0,115	0,101	0,200	0,196	0,138	0,169
Patrón emp. grande	0,800 **	1,101 ***	0,745 ***	0,000	0,589 ***	0,885 ***	0,825 ***	1,022 ***	0,000	1,280 ***
	0,323	0,284	0,115	0,000	0,226	0,150	0,283	0,434	0,000	0,431
Cuenta propia	-0,368 ***	-0,636 ***	-0,791 ***	-0,868 ***	-0,720 ***	-0,561 ***	-0,625 ***	-0,707 ***	-0,602 ***	-0,574 ***
	0,035	0,039	0,052	0,039	0,033	0,036	0,044	0,038	0,042	0,039
Emp. doméstico	-0,120 ***	-0,459 ***	-0,437 ***	-0,494 ***	-0,489 ***	-0,400 ***	-0,344 ***	-0,452 ***	-0,387 ***	-0,289 ***
	0,047	0,050	0,056	0,050	0,037	0,042	0,050	0,045	0,046	0,047

Nota: corresponde a los coeficientes obtenidos mediante una ecuación salarial para cada uno de los años. La variable dependiente es el ingreso laboral por hora de la ocupación principal en logaritmos y las variables independientes son la edad (*dummies*), la educación (*dummies*) y el sexo.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de las EH (DGEEC) de 1997 a 2008.

Gráfico 9A1
Paraguay, tasa de actividad de la población entre 14 y 60 años según
cohorte, 1997-2008



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de las EH (DGEEC) de 1997 a 2008.