

Privación y pobreza en Uruguay (1989-97)

Máximo Rossi (*)

Tatiana Rossi ()**

Abstract

The purpose of this paper will be to study the evolution of inequality and poverty in Uruguay between 1989 and 1997. We found that from 1991 there was an increase in wage inequality. Poverty changed little, decreased until 1993 and then increased and deprivation increased. Near a half of poor people in Uruguay are children while old people contribute very little to poverty.

JEL: D300, D630, I320

(*)Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República (mito@decon.edu.uy). (**) Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República y Universidad ORT (tatianarossib@hotmail.com).

Resumen

En este trabajo se estudia la evolución de la de la pobreza y privación en Uruguay entre 1989 y 1997. Se encuentra que si bien la desigualdad salarial se incrementa la pobreza tiene cambios moderados y los niveles de privación aumentan. Cerca de la mitad de los pobres en Uruguay son niños y las personas de edad tienen una contribución relativa menor.

Abstract

The purpose of this paper will be to study the evolution of poverty and privation in Uruguay between 1989 and 1997. We found that from 1991 there was an increase wage inequality in Uruguay and poverty changed little, decreased until 1993 and then increased and deprivation increased. Near a half of poor people in Uruguay are children and old people contribute very little to poverty.

1.- Introducción ¹

Este trabajo tiene como objetivo estudiar la evolución de la pobreza y el grado de privación en Uruguay entre los años 1989 y 1997.

Uruguay ha mostrado bajos niveles de desigualdad en relación a la mayoría de los países latinoamericanos y su distribución del ingreso global no ha tenido grandes cambios en los últimos años.

No obstante, estudios recientes han revelado un crecimiento de la desigualdad en algunos de los componentes del ingreso de los hogares.. Bucheli y Rossi (1994) muestran cambios en la distribución de las jubilaciones; Miles y Rossi (1999); Gradin y Rossi (2000) encuentran una creciente desigualdad en la distribución de los salarios desde los inicios de los noventa.

La evolución de la distribución del ingreso, la pobreza y la privación están estrechamente relacionadas a las transformaciones en el mercado de trabajo y al sistema de protección social.

Observando el mercado de trabajo el país experimenta un incremento de la participación de la mujer así como cambios en los niveles de educación de las nuevas generaciones. Además el mercado de trabajo experimentó una reforma institucional que afectó el grado de centralización de la negociación. Hasta 1990 los incrementos salariales eran decididos en mesas de negociación integradas por sindicatos, empleadores y representantes del gobierno y los salarios se ajustaban tres veces al año para todos los sectores y uniformemente para Montevideo y el Interior del país. Un proceso de descentralización comenzó en

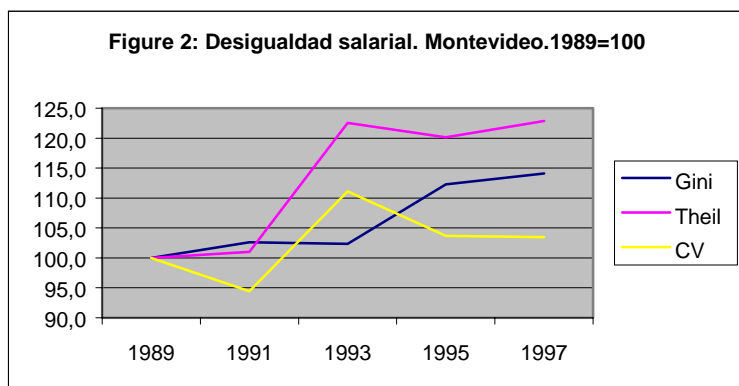
¹ Máximo Rossi Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República (mito@decon.edu.uy). Tatiana Rossi Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República y Universidad ORT (tatianarossib@hotmail.com).

1990 y los acuerdos de negociación más generales prácticamente desaparecieron.

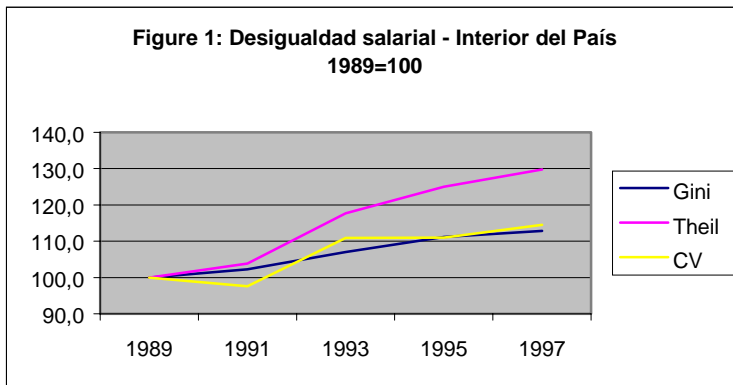
El cambio referido (diciembre de 1989) al sistema de protección social consistió en cambios en el sistema de indexación de las jubilaciones. Antes de 1989 las jubilaciones se ajustaban anualmente y se indexaban al índice de salarios. La reforma aprobada por referéndum en diciembre de 1989 estableció que los incrementos tuvieran lugar en el mismo mes que los salarios del sector público y que dicho aumento fuera equivalente a la variación del índice de salarios en el período de ajuste. Esto implicó mejoras relevantes en el nivel real de las jubilaciones y por consiguiente mejoras en la ubicación de los jubilados en la distribución del ingreso.

El análisis que se desarrollará sobre la evolución de la pobreza y privación en Uruguay entre 1989 y 1997 se dio en un contexto de creciente desigualdad y polarización de los salarios.

En las dos gráficas siguientes se observa la evolución de la dispersión salarial para Montevideo y el Interior del país.



Fuente: Carlos Gradín y Máximo Rossi ()



Fuente: Carlos Gradín y Máximo Rossi ()

Como se observa los índices más utilizados para el análisis de la distribución del ingreso muestran una creciente desigualdad de los salarios en los noventa. Entre las causas potenciales que pueden explicar la evolución de la desigualdad salarial se puede discutir sobre: **a) Cambios en el valor real del salario mínimo.** El salario mínimo establece un piso en la distribución de salarios, por consiguiente tiende a reducir la dispersión en los salarios. En Uruguay el salario mínimo cayó dramáticamente durante el período, no obstante la distribución del salario por hora no siguió la caída del salario real mínimo por hora. Por consiguiente el incremento en la dispersión de los salarios parece responder a cambios en la cola superior de la distribución de salarios; **b) Cambios en la negociación salarial.** A partir de 1990 se inicia un fuerte proceso de descentralización de la negociación salarial. Estos cambios en la fijación de salarios seguramente tuvieron un impacto en la dispersión salarial del Uruguay en los noventa; **c) Apertura comercial.** Durante los noventa la economía uruguaya ha experimentado un proceso de liberalización y con la firma del MERCOSUR los flujos del comercio se reorientaron hacia Argentina y Brasil. Estos cambios implicaron reestructura productiva y por consiguiente con consecuencia en el mercado de trabajo. **d) Cambios en la demanda de trabajo.** Aparentemente ha habido un cambio en la demanda hacia trabajadores más educados y por consiguiente se encuentra que los trabajadores con mayores niveles de educación

han tenido incrementos salariales más elevados que los trabajadores con baja educación; **e) Salarios públicos y privados.** La distinta evolución de los salarios públicos y privados también está relacionada con los incrementos de la desigualdad en Uruguay. A pesar de tener niveles de desigualdad inferiores, la contribución de los salarios públicos a la desigualdad aumentó en el período considerado.

2. Datos y medidas de pobreza y privación

El estudio está basado en las Encuestas Continuas de Hogares del Instituto Nacional de Estadística para los años 1989 a 1997. Esta Encuesta se lleva a cabo a nivel nacional cada mes desde 1981. Cubre la población urbana del país descompuesta en dos encuestas, una para Montevideo y otra para el Interior del país. Contiene la información individual para realizar el análisis propuesto en los objetivos de este trabajo: ingresos mensuales derivados del trabajo, otros ingresos no derivados del trabajo, edad, sexo, horas trabajadas, distintas características del hogar en el cual vive el individuo, etc. Todas las variables monetarias han sido deflactadas por el índice de precios al consumo con referencia a diciembre de 1996.

2.1 Pobreza

Usaremos una línea de pobreza relativa estableciéndola en el 50% de la mediana del ingreso.

Para cada individuo en el hogar le asignaremos el ingreso equivalente definido como el ingreso total del hogar dividido por el número de individuos en el hogar corregido por la posible existencia de economías de escala en el hogar.

Si llamamos Y_i al ingreso del individuo i , el ingreso equivalente (Y'_i) será:

$$Y'_i = (Y_i) / (d_i)^{\theta}$$

la variable demográfica d_i , mide el número de miembros en la familia y la elasticidad, θ , varía entre 0 y 1. Usaremos cuatro tipos de escala de equivalencia: $\theta=0.75$, $\theta=0.55$, $\theta=0.36$ and $\theta=0.25$. La primera asigna un peso pequeño a las potenciales economías de escala, en tanto que la última asigna el mayor peso a las economías de escala en el hogar.

Para la medida de la dimensión de la pobreza usaremos el índice propuesto por Foster et al (1984):

$$P_a = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^q \left(\frac{g_i}{Z} \right)^a$$

Donde N es el tamaño de la muestra, q el número de individuos pobres, Z la línea de pobreza y $g_i = Z - Y_i$ es la brecha de pobreza para el individuo i , siendo su ingreso Y_i .

P_0 es el conocido “headcount ratio index”: estima el porcentaje de individuos cuyo ingreso equivalente está por debajo de la línea de pobreza. El índice calculado con $a = 1$ pondera el “headcount ratio” por la media de la brecha de los pobres. Por lo tanto la relación P_1/P_0 es el promedio de la brecha de pobreza entre los pobres. Cuando $a = 2$, el índice es sensitivo a la distribución del ingreso entre los pobres: cuanto más grande la brecha de pobreza para el individuo i , mayor será su ponderador en el cálculo del índice.

Una de las ventajas de este índice es que es aditivamente descomponible. Para cada grupo j de tamaño n_j , el índice puede ser calculado:

$$P_{a_j} = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{q_j} \left(\frac{g_{ij}}{Z} \right)^a$$

donde g_{ij} es la brecha de pobreza para el individuo i perteneciente al grupo j y q_j el número de pobres en el grupo. Por lo tanto P_a es igual a la suma de estas medidas para cada clase de individuos ponderados por el porcentaje de la población n_j/N .

2.2 Privación

Supongamos n personas y que cada persona tiene un grado de privación que puede ser representada por el valor de la variable D_i , a más altos valores de D_i , mayor el grado de privación de la persona.

Considérese el índice de privación D_i como una función lineal de k factores cuyos valores para el individuo i son: X_{ik} , $k = 1, \dots, k$.

El índice de privación puede expresarse como:

$$D_i = \sum_{k=1}^k \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i = Z_i + \varepsilon_i$$

Generalmente D_i no es observable o difícilmente observable.

Lo que se puede observar es cierta categorización del nivel de privación que sufre un individuo, por ejemplo, se puede clasificar como “no privado”, “medianamente privado” ó “severamente privado”. En el presente estudio una persona se considera como no privada si $D_i=0$, medianamente privada si

$0 < D_i \leq \bar{D}$ y severamente privado si $D_i > \bar{D}$, donde \bar{D} es la media de índice de privación.

Se puede asociar una variable Y_i a estos distintos niveles, siendo Y_i una variable ordinal. De tal manera podemos plantear que:

$$Y_i=1, \text{ si } D_i \leq \delta_1$$

$$Y_i=2, \text{ si } \delta_1 \leq D_i \leq \delta_2$$

$$Y_i=3, \text{ si } D_i > \delta_2$$

Los δ son parámetros desconocidos a ser estimados junto con los β .

La probabilidad de que Y_i tome valores 1, 2 y 3 están dados por:

$$\Pr(Z_i + \varepsilon_i \leq 0) \quad \text{o de manera equivalente } \Pr(\varepsilon_i \leq -Z_i)$$

$$\Pr(Z_i + \varepsilon_i \leq \delta) \quad \text{o } \Pr(-Z_i \leq \varepsilon_i \leq \delta - Z_i)$$

$$\Pr(Z_i + \varepsilon_i > \delta) \quad \text{o } \Pr(\varepsilon_i > \delta - Z_i)$$

Con $\delta > 0$.

En este trabajo se ha realizado la estimación a través de un modelo logit ordenado (asumiendo que ε_i tiene una distribución logística).

Las variables explicativas utilizadas en el modelo logit ordenado fueron: Sexo, edad, edad al cuadrado, educación, región, cantidad de miembros del hogar por habitación mayor que 6, cesante, jubilado, pensionista, desalentado1 y desalentado2.

A los efectos de construir el índice de privación se definieron condiciones que inducen a la privación.

Supongamos que hay k condiciones que inducen a la privación, $k = 1, \dots, K$ y que I_{ik} es una variable dummy con respecto a la condición k y a el individuo i tal que $I_{ik} = 1$ si la condición y $I_{ik} = 0$ si la condición está ausente.

De esta manera los niveles de privación de la persona i se definen por:

$$D_i^* = \sum_{k=1}^K \alpha_k^* I_{ik}$$

Donde $\alpha_k^* > 0$ es la ponderación correspondiente a la condición de privación k.

Sea la ponderación:

$$\alpha_k^* = 1 - p_k$$

dónde p_k representa la frecuencia para la cual la condición k está presente en la población. En este caso α_k^* representa un concepto de privación en términos relativos. Es decir cuanto menor sea la frecuencia con la que una condición está presente, mayor va a ser el peso asociado que va a tener esa situación en el estado de privación total.

Estos ponderadores pueden ser normalizados definiendo:

$$\alpha_k = \frac{\alpha_k^*}{\Omega},$$

$$\text{dónde } \Omega = \sum_{k=1}^K \alpha_k^*$$

Bajo esta normalización, el nivel de carencia de una persona i puede ser definida como:

$$D_i = D_i^* \Omega^{-1} = \left(\sum_{k=1}^K \alpha_k^* I_{ik} \right) \Omega^{-1} = \sum_{k=1}^K \alpha_k I_{ik}$$

Como D_i es una transformación de D_i^* el mismo ranking de individuos va a ser obtenido usando uno u otro.

Ahora $0 \leq D_i \leq 1$ y $D_i=0$ cuando ninguna de las condiciones que inducen a la privación están presentes y $D_i=1$ cuando todas las condiciones están presentes.

Los dos problemas principales para construir el índice es cuáles condiciones entran en el índice y cómo son ponderadas para construir el índice general. Las condiciones que se tomaron para la construcción del índice para Uruguay están condicionadas por la disponibilidad de información. En el presente estudio el listado de las condiciones que potencialmente inducen a la privación son:

- 1 Calidad de la vivienda
- 2 Estado de conservación de la vivienda
- 3 Número de personas por habitación en la vivienda mayor que tres
- 4 Origen del agua
- 5 Instalación del agua
- 6 Servicio sanitario
- 7 Energía
- 8 Calefón
- 9 TV color
- 10 Refrigerador común
- 11 Ocupante de la vivienda, con o sin permiso
- 12 Desocupados en el hogar
- 13 Derechos de atención médica

Con respecto a las ponderaciones, como ya fue mencionado, el peso asociado a una condición que induce a la privación refleja la frecuencia con la cual es experimentada: cuanto menor su frecuencia mayor es el peso que va a tener en la construcción del índice.

Dependiendo del valor calculado de su índice de privación, cada persona es asignada a uno de los tres niveles de privación - no privado, medianamente privado, severamente privado - y asociado con cada resultado ($j = 1, 2, 3$) y con cada persona ($i = 1, \dots, N$), hay un valor Y_i , una variable dependiente ordinal tal que:

$Y_i = 1$ si la persona no está privada

$Y_i = 2$ si la persona está medianamente privada

$Y_i = 3$ si la persona está severamente privada

Las estimaciones se programaron en Stata7.

3.- Pobreza

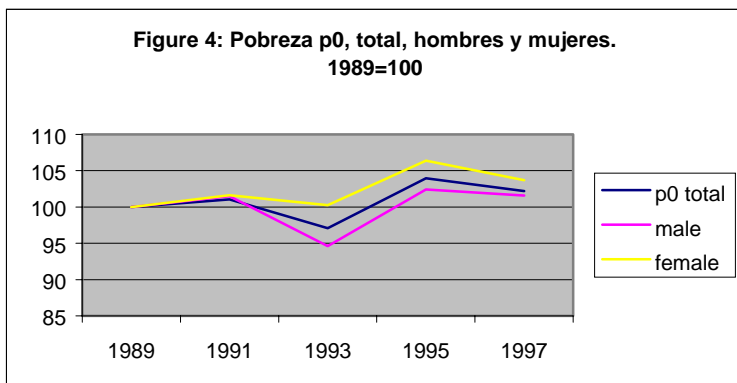
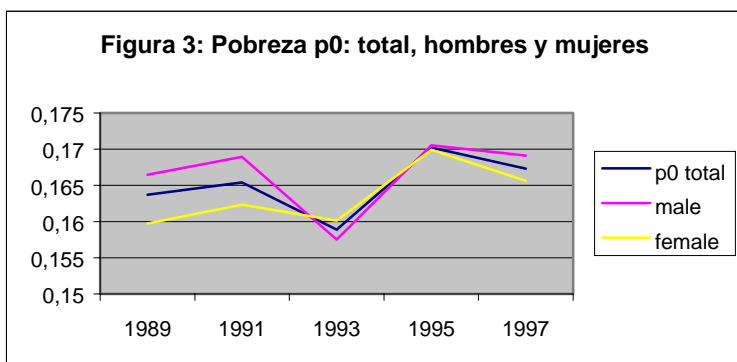
a.- Cambios en el perfil de la pobreza durante el período.

La evolución de la pobreza, basada en p_0 , se observa en las figuras 3 y 4: los niveles de pobreza descienden hasta 1993² y luego se incrementan, pero los cambios son relativamente pequeños. En otras palabras se puede decir que no hubieron cambios importantes en los niveles de pobreza en el período considerado.

² No se realizó la estimación año a año, pues no era el interés particular de este estudio. Con esto alertamos que probablemente la pobreza antes de crecer pudo seguir descendiendo después de 1993.

El porcentaje de pobres en 1997, la brecha de pobreza en la población y entre los pobres son (para $\theta_1 = 0.75$ en Tabla 1) : 0.16%, 5.2% y 2,3%, en tanto que en 1989 eran 16.4, 6.1 y 3.6.

Los hombre y mujeres muestran una evolución similar pero las mujeres sufren un incremento en sus niveles de pobreza en relación a los hombres. Tienen un p0 (porcentaje de pobres más bajo hasta 1993 y luego alcanzan prácticamente el nivel de los hombres, si bien cuando hay una tendencia de reducción en los niveles de pobreza, en el caso de las mujeres baja más rápido.



b) Contribución a los niveles de pobreza

En los cuadros del anexo presentamos la contribución a la pobreza de diferentes características de los hogares (para 1997): por sexo, Montevideo e Interior urbano y cantidad de niños..

Uno de los principales resultados es que 46.5% de los pobres en Uruguay son niños y los hogares con 1-3 niños con menos de 14 años contribuyen con un 60% a la pobreza.

Finalmente, la pobreza es más intensiva en el Interior del país que en Montevideo.

Los principales resultados muestran que en 1997: a) las mujeres contribuyen con un 52.4% a la pobreza total (47.6% los hombres); b) el Interior urbano contribuye con el 72.8% a la pobreza³; c) los hogares que tienen entre uno y dos niños en el hogar son los que contribuyen en mayor medida a la cantidad de pobres total. Además los niños contribuyen con el 46.5% de la pobreza; d) los hogares que tienen un mayor de 60 años, en términos relativos, contribuye menos a los niveles de pobreza.

³ Se debe tener en cuenta que este resultado puede estar afectado por el hecho de que se tomó una línea de pobreza común para todo el país. Dado que los ingresos en Montevideo son más altos que en el Interior urbano esto determina que encontraremos, de acuerdo a nuestra definición de pobreza, más pobres en el Interior urbano. Otro problema no considerado es que probablemente el costo de vida en el Interior urbano sea

5.- Privación

Los Cuadros 1 y 2 muestran los resultados del modelo logit ordenado para la explicación de los niveles de privación para los años 1991 y 1997.

Cuadro 1: Modelo Logit Ordenado - 1991

ologit depriva sexo edad edad2 educ region hnum6 cesante jubila pension desalent1 desalent2 , table

Iteration 0: log likelihood = -65209
 Iteration 1: log likelihood = -61188.48
 Iteration 2: log likelihood = -61168.759
 Iteration 3: log likelihood = -61168.745

Ordered logit estimates

Number of obs = 59795
 LR chi2(11) = 8080.51
 Prob > chi2 = 0.0000
 Pseudo R2 = 0.0620

Log likelihood = -61168.745

depriva	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
sexo	-.0107601	.0157874	-0.68	0.496	-.0417027	.0201825
edad	.0132654	.0016054	8.26	0.000	.0101187	.016412
edad2	-.0002364	.0000206	-11.48	0.000	-.0002767	-.000196
educ_1	-.1248955	.0023122	-54.02	0.000	-.1294274	-.1203636
region	-.4925458	.0158132	-31.15	0.000	-.5235391	-.4615526
hnum6	1.033424	.0288431	35.83	0.000	.9768924	1.089955
cesante	.7595838	.0487074	15.59	0.000	.664119	.8550486
jubila	.0345525	.0316583	1.09	0.275	-.0274966	.0966016
pension	.121094	.0487747	2.48	0.013	.0254974	.2166906
desalent1	.714523	.2240145	3.19	0.001	.2754626	1.153583
desalent2	.7023534	.2702686	2.60	0.009	.1726367	1.23207

_cut1	-1.736242	.035146	(Ancillary parameters)			
_cut2	-.4251978	.0344162				

depriva	Probability	Observed
1	Pr(xb+u<_cut1)	0.3271
2	Pr(_cut1<xb+u<_cut2)	0.2847
3	Pr(_cut2<xb+u)	0.3882

más bajo.

Cuadro 2: Modelo Logit Ordenado - 1997

```
ologit depriva sexo edad edad2 educ region hnum6 cesante jubila pension
desalent1 desalent2 , table
```

```
Iteration 0: log likelihood = -67269.255
Iteration 1: log likelihood = -63759.886
Iteration 2: log likelihood = -63732.374
Iteration 3: log likelihood = -63732.348
```

Ordered logit estimates

```
Number of obs   =    62256
LR chi2(11)     =   7073.81
Prob > chi2     =    0.0000
Pseudo R2      =    0.0526
```

Log likelihood = -63732.348

depriva	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
sexo	-.0769466	.0156397	-4.92	0.000	-.1075999 -.0462933
edad	.0059843	.001537	3.89	0.000	.0029719 .0089967
edad2	-.0001639	.0000194	-8.47	0.000	-.0002018 -.000126
educ_1	-.0650449	.0022025	-29.53	0.000	-.0693617 -.060728
region	.6623436	.0157464	42.06	0.000	.6314812 .6932059
hnum6	1.209453	.0279447	43.28	0.000	1.154683 1.264224
cesante	1.415701	.044426	31.87	0.000	1.328627 1.502774
jubila	-.2167358	.0326526	-6.64	0.000	-.2807338 -.1527378
pension	.0678949	.0368221	1.84	0.065	-.0042751 .1400649
desalent1	.4333869	.1856712	2.33	0.020	.0694781 .7972957
desalent2	.5842688	.2962015	1.97	0.049	.0037245 1.164813
<hr/>					
_cut1	-1.370886	.0338609	(Ancillary parameters)		
_cut2	.2584973	.0333839			

depriva	Probability	Observed
1	Pr(xb+u<_cut1)	0.2504
2	Pr(_cut1<xb+u<_cut2)	0.3484
3	Pr(_cut2<xb+u)	0.4011

El valor del LR chi-cuadrado está definido como $2(L1-L0)$ donde $L0$ es el valor de la función del log-likelihood cuando la única variable explicativa es el término constante y $L1$ es el valor de la función de log-likelihood cuando todas las variables explicativas están incluidas. Los valores observados en 1991 y 1997 son respectivamente $LR\ chi2(11)=8080.51$ y $LR\ chi2(11)=7073.81$; decisivamente rechazan la hipótesis nula de que el modelo no tiene mayor poder explicativo que un modelo solo conformado por la constante. Por lo tanto, se estaría rechazando , en ambos casos, la hipótesis que los coeficientes asociados a las variables independientes son simultáneamente y significativamente iguales a cero.

Los dos puntos que nos interesa observar son como evoluciona la probabilidad de estar en algunos de los niveles establecidos con respecto a la privación y en segundo lugar que atributos asociados a las personas inducen a la privación.

Los años que se escogieron para el análisis de la privación (1991 y 1997) corresponden a años con similares niveles de pobreza. Pero se caracterizan por ser años preliminares a una caída en los niveles de pobreza (1991) y años posteriores en un proceso de crecimiento de la pobreza. En los dos años para los cuales se realiza el análisis la probabilidad de estar en situación de privación cae (signos negativos de los β s) con la educación y el sexo (las mujeres tienen menores niveles de privación no obstante cabe señalar que en 1991 el β no fue es significativo).

Los atributos Región y Jubila cambian su signo en 1997 con respecto a 1991. Estar en Montevideo en 1991 implicaba un descenso en la probabilidad de estar privado; en cambio en 1997 implicaba un incremento en la probabilidad de estar privado. Ser jubilado en 1991 no era significativo como atributo que explicara estar en situación de privación. No obstante en 1997 el mismo atributo implicaba una caída en la probabilidad de estar privado.

La evolución muestra que los niveles de privación se incrementaron con niveles similares de pobreza. La probabilidad de estar “no privado” descendió desde 0.33 a 0.25, la probabilidad de esta “medianamente privado” se incrementó desde 0.28 a 0.35 y la de estar “severamente privado” no tuvo cambios de importancia.

Cuadro 3: Probabilidad de estar:

	1991	1997
(1) no privado	0.33	0.25
(2) medianamente privado	0.28	0.35
(3) severamente privado	0.39	0.40

Cuadro 4: Efecto marginal: edad (un año adicional)

Probabilidad de estar:	1991	1997
(1) no privado	0.0258	0.0010
(2) medianamente privado	0.0002	0.0002
(3) severamente privado	-0.0028	-0.0013

Cuadro 5: Probabilidad de estar:

Años	No privado	Medianamente privado	Severamente privado
1997			
Edad < 14 años	0.1701	0.3201	0.5097
Edad > 60 años	0.3354	0.3736	0.2909
1991			
Edad < 14 años	0.1972	0.2627	0.5400
Edad > 60 años	0.3614	0.2976	0.3410

Lo mismo que sucede en los niveles de pobreza los niños tienen la probabilidad más alta de estar privados (0.54 en 1991 y 0.51 en 1997). Uno de los cambios importantes es que la probabilidad de estar medianamente privado se

incrementó significativamente en los individuos mayores de 60 años.

6.- Conclusiones

- Desde 1991 se observa un crecimiento de la desigualdad salarial en Uruguay;
- Los niveles de pobreza decrecen hasta 1993 y luego se incrementan;
- Estos cambios en la desigualdad salarial y pobreza están relacionados a los cambios económicos que suceden en el período: aumento de la apertura de la economía, descentralización de la negociación salarial, cambios en el sistema de indexación de las jubilaciones, sesgo de la demanda de mano de obra hacia personas más calificadas y evolución de los salarios públicos con respecto a los privados:
- Cerca de la mitad de las personas pobres en Uruguay son niños;
- Los hogares con hasta 3 niños menores de 14 años contribuyen con cerca del 60% a la cantidad de pobres;
- Las personas mayores de 60 años, en términos relativos, contribuyen poco a los niveles de pobreza;
- Los niveles de privación se incrementan con niveles similares de pobreza. La probabilidad de estar “no privado” descendió desde 0.33 a 0.25, la probabilidad de estar “medianamente privado” se incrementó desde 0.28 a 0.35 y la de estar “severamente privado” no experimentó cambios importantes;
- Como en la pobreza los niños tienen la probabilidad más alta de estar privados, pero durante 1991-97 la probabilidad de estar “moderadamente privado” se incrementó significativamente en los mayores de 60 años.

Referencias

Borooah, Vani (2001). Logit and Probit. Ordered and Multinomial models. Sage University Paper N° 138.

Bucheli, M. y Rossi, M.: Distribución del ingreso en el Uruguay. 1984-1992.. Department of Economics, Univesity of Uruguay. Working papers/1994.

Foster, J.E., Greer, J. y Thorbecke, E. (1984). "Notes and Comments - A class of decomposable poverty measures", *Econometrica*, 52(3), 761-766.

Gradin, C. y Rossi.M.: Polarization and wage inequality in Uruguay, 1986-97.

Department of Economics, Working Paper 16/1999. Network Of Social Economics Centres for Latin America, Lima, Peru, 1999. Published : El Trimestre Economico. 09/2000

Kooreman, P. y Wunderink, S.: The economics of household behaviour, St. Martin´s Press, 1997.

Miles, D. y Rossi, M.: Geographic concentration and structure of wages in developing countries: the case of Uruguay. Department of Economics, Working Paper 13/1999. XVII Meeting of Latin America Econometric Society. Cancun, Mexico. August 1999.

Myles, Gareth (1997): Public Economics. Cambridge University Press.

ANEXO

Tabla 1: Desigualdad Salarial : Montevideo e Interior del País

INTERIOR DEL PASIS 1989-1997

	GINI	%	THEIL	%	CV	%
1989	0.358	100.0	0.232	100.0	0.856	100.0
1991	0.366	102.2	0.241	103.9	0.835	97.5
1993	0.383	107.0	0.273	117.7	0.949	110.9
1995	0.398	111.2	0.290	125.0	0.950	111.0
1997	0.404	112.8	0.301	129.7	0.980	114.5

MONTEVIDEO 1989-1997

	GINI	%	THEIL	%	CV	%
1989	0.383	100.0	0.293	100.0	1.061	100.0
1991	0.393	102.6	0.296	101.0	1.002	94.4
1993	0.392	102.3	0.359	122.5	1.179	111.1
1995	0.430	112.3	0.352	120.1	1.100	103.7
1997	0.437	114.1	0.360	122.9	1.098	103.5

Tabla 2: Línea de pobreza: 50% de la mediana del ingreso equivalente

Para $\theta_1 = 0.75$, $\theta_2 = 0.56$, $\theta_3 = 0.36$ y $\theta_4 = 0.25$

Línea de pobreza	$\theta_1 = 0.75$	$\theta_2 = 0.56$	$\theta_3 = 0.36$	$\theta_4 = 0.25$
1989	1259.40	1634.98	2110.09	2457.01
1991	1601.51	2075.67	2666.70	3060.66
1993	1489.94	1929.62	2470.48	2850.82
1995	1448.02	1879.35	2420.88	2795.94
1997	1402.76	1818.24	2330.40	2697.40

Tabla 3: Pobreza en Uruguay

	P0	Std. Err.	P1	Std. Err.	P2	Std. Err.
$\theta_1 = 0.75$						
1989	0.163727	0.001461	0.060529	0.000704	0.035527	0.000554
1991	0.165445	0.001486	0.050391	0.000573	0.023106	0.000348
1993	0.158914	0.001464	0.048823	0.000566	0.022405	0.000345
1995	0.170198	0.001474	0.053366	0.000581	0.024835	0.000355
1997	0.167270	0.001475	0.051707	0.000572	0.023684	0.000344

	P0	Std. Err.	P1	Std. Err.	P2	Std. Err.
$\theta_2 = 0.56$						
1989	0.159300	0.001445	0.057802	0.000688	0.033704	0.0005423
1991	.152551	0.001438	0.045146	0.000540	0.0202844	0.0003294
1993	.154681	0.001448	0.045131	0.000540	0.0202197	0.0003253
1995	0.165825	0.001459	0.049870	0.000556	0.0225965	0.0003362
1997	0.158727	0.001444	0.047796	0.0005465	0.0214077	0.0003261

	P0	Std. Err.	P1	Std. Err.	P2	Std. Err.
$\theta_3 = 0.36$						
1989	0.163915	0.001462	0.058472	0.000687	0.0337212	0.000539
1991	0.148136	0.001420	0.0427316	0.0005229	0.018916	0.0003148
1993	0.155499	0.001451	0.044846	0.0005349	0.029854	0.0003184
1995	0.168412	0.001468	0.04956	0.0005517	0.022216	0.0003306
1997	0.159851	0.001448	0.046860	0.0005395	0.020830	0.0003203

	P0	Std. Err.	P1	Std. Err.	P2	Std. Err.
$\theta_4 = 0.25$						
1989	0.169808	0.001482	0.060531	0.000695	0.03465	0.0005421
1991	0.146888	0.0014159	0.0416157	0.0005153	0.0183328	0.0003096
1993	0.158096	0.0014609	0.046169	0.0005416	0.020422	0.0003208
1995	0.1700293	0.0014743	0.0503355	0.0005556	0.0225755	0.0003323
1997	0.163569	0.0014618	0.0479106	0.0005457	0.0213625	0.0003236

**Tabla 4: Contribution to Poverty: male and female
(1997)**

$\theta_1 = 0.75$	Population Share	Poverty Share	Poverty Share	Poverty Share
		p0	p1	p2
Male	47.1	47.6	48.1	48.5
Female	52.9	52.4	51.8	51.5
Total	100.0	100.0	100.0	100.0

**Tabla 5: Contribution to Poverty: Montevideo and RUC
(1997)**

$\theta_1 = 0.75$	Population Share	Poverty Share	Poverty Share	Poverty Share
		p0	p1	p2
Montevideo	48.0	27.2	26.2	26.0
RUC	52.0	72.8	73.8	74.0
Total	100.0	100.0	100.0	100.0

**Tabla 6: Contribution to Poverty: quantity of younger than 14 years old in the household
(1997)**

$\theta_1 = 0.75$	Population Share	Poverty Share	Poverty Share	Poverty Share
		p0	p1	p2
0	33.8	17.5	14.2	12.6
1	22.6	20.0	18.5	17.1
2	17.7	24.0	24.2	24.1
3	7.9	16.6	16.8	16.9
4	3.1	9.9	12.7	14.8
5 and +	14.8	11.9	13.5	14.5
Total	100.0	100.0	100.0	100.0

Tabla 7: Contribution to Poverty: quantity of older than 60 years old in the household (1997)

$\theta_1=0.75$	Population Share	Poverty Share	Poverty Share	Poverty Share
		p0	p1	p2
0	53.9	70.2	74.4	76.6
1	28.6	20.9	18.5	17.5
2	16.3	8.5	6.8	5.7
3	1.1	0.4	0.2	0.1
Total	100.0	100.0	100.0	100.0

Tabla 8: Sample Statistics of Deprivation Levels. 1991

Pr(depriva==1)				

	Percentiles	Smallest		
1%	.0588598	.029722		
5%	.1057718	.0308747		
10%	.1479127	.0313973	Obs	59795
25%	.223088	.0316631	Sum of Wgt.	59795
50%	.3131758		Mean	.3226821
		Largest	Std. Dev.	.1421611
75%	.4077789	.8476938		
90%	.5037213	.849685	Variance	.0202098
95%	.5878475	.8625677	Skewness	.5560209
99%	.70863	.8755861	Kurtosis	3.161924
Pr(depriva==2)				

	Percentiles	Smallest		
1%	.1294714	.0723281		
5%	.1908358	.0748275		
10%	.2266079	.0759538	Obs	59795
25%	.2760917	.0765249	Sum of Wgt.	59795
50%	.3005227		Mean	.2851119
		Largest	Std. Dev.	.041223
75%	.3132803	.3165075		
90%	.3161563	.3165075	Variance	.0016993
95%	.3164752	.3165075	Skewness	-1.915014
99%	.3165067	.3165075	Kurtosis	6.410541
Pr(depriva==3)				

	Percentiles	Smallest		
1%	.09977	.0368866		
5%	.1589425	.0411177		
10%	.2098335	.045513	Obs	59795
25%	.2813269	.0461914	Sum of Wgt.	59795
50%	.3715133		Mean	.3922061
		Largest	Std. Dev.	.1555466
75%	.4841845	.891812		
90%	.6082645	.8926489	Variance	.0241947
95%	.695007	.8942978	Skewness	.4848108
99%	.8116688	.8979499	Kurtosis	2.94739

Tabla 9: Sample Statistics of Deprivation Levels. 1997

Pr(depriva==1)

	Percentiles	Smallest		
1%	.0417043	.0124239		
5%	.0711057	.0132145		
10%	.103482	.0134011	Obs	62256
25%	.1842848	.0134092	Sum of Wgt.	62256
50%	.253552		Mean	.2521582
		Largest	Std. Dev.	.1049011
75%	.32597	.6826305		
90%	.3808866	.6912519	Variance	.0110042
95%	.4194907	.6962131	Skewness	.0147822
99%	.489345	.7112265	Kurtosis	2.681732

Pr(depriva==2)

	Percentiles	Smallest		
1%	.1399517	.0478752		
5%	.209705	.0507243		
10%	.266785	.0513934	Obs	62256
25%	.3464325	.0514224	Sum of Wgt.	62256
50%	.3736964		Mean	.3492984
		Largest	Std. Dev.	.0576307
75%	.3840833	.3862167		
90%	.3858874	.3862167	Variance	.0033213
95%	.3861358	.3862167	Skewness	-2.21757
99%	.386216	.3862167	Kurtosis	7.616686

Pr(depriva==3)

	Percentiles	Smallest		
1%	.1698407	.0737317		
5%	.2134055	.0788037		
10%	.2416607	.0805156	Obs	62256
25%	.2884521	.0835341	Sum of Wgt.	62256
50%	.3659511		Mean	.3985434
		Largest	Std. Dev.	.1514934
75%	.4646091	.9351684		
90%	.6294218	.9352055	Variance	.0229502
95%	.7191893	.9360611	Skewness	.9939828
99%	.8183439	.9397009	Kurtosis	3.515789