

**DESIGUALDAD SALARIAL EN URUGUAY,
1981-2007.**

Una descomposición de su evolución en efecto precio
y composición

Guillermo Alves; Rodrigo Arim; Gonzalo Salas; Andrea
Vigorito
Noviembre de 2009

INSTITUTO DE ECONOMIA
Serie Documentos de Trabajo

DT 05/09

Resumen*

En este trabajo se estudia la evolución de la desigualdad salarial en Uruguay y sus determinantes para el período 1981-2007. Para esto se realiza una descomposición de sus cambios en efectos precio, características y residuo utilizando la metodología propuesta por Lemieux (2002).

El trabajo cuenta con dos innovaciones importantes respecto a la literatura existente sobre el tema para Uruguay. Una primera proviene de la extensión temporal de los datos utilizados. La incorporación de la primera mitad del decenio de los 80 y su compatibilización con las encuestas hasta 2007, fue posible por un costoso trabajo de reconstrucción y armonización de los datos en el marco de un proyecto financiado por la Comisión Sectorial de Investigación Científica. Una segunda innovación relevante proviene de la metodología de descomposición utilizada. Esta combina la contrafactualización propuesta por Juhn, Murphy y Pierce (1993) para dar cuenta del efecto precio, con el método de los re-ponderación de DiNardo, Fortin y Lemieux (1996) para identificar el efecto de los cambios en la distribución de los trabajadores según características o efecto composición. Una ventaja fundamental frente a la metodología de Juhn, Murphy y Pierce aplicada por Arim y Zoppolo (2000) para Uruguay es que permite descomponer ambos efectos para cada una de las características incluidas en la regresión. Las metodologías de descomposición aplicadas hasta el momento no permitían aislar el efecto precio y cantidad específico de cada característica relevante para la determinación de las remuneraciones.

La desigualdad de remuneraciones se incrementó en el período principalmente debido a lo ocurrido en los años 90. El principal resultado de este trabajo es que en su dinámica cumplen un rol fundamental los retornos a las características observadas, y que dentro de éstos se destacan muy especialmente los de la educación de nivel terciario. Así, en línea con la hipótesis de Arim y Zoppolo (2000), cuando los retornos caen en los 80 contribuyendo a la baja en la desigualdad ésta permanece relativamente estable; en cambio, cuando se incrementan en los 90 la desigualdad aumenta. El impacto de los retornos de nivel terciario reapareció con fuerza en los últimos años del período (2003-2007) con la recuperación del nivel general de remuneraciones, pero fue contrarrestado por el cambio de signo de la contribución del retorno a la experiencia y del diferencial por región Montevideo-Interior.

Por otra parte, la evolución de la desigualdad es distinta por encima y por debajo de la mediana de la distribución de los salarios, así como distintos son sus determinantes, si utilizamos como indicadores de esto los cocientes 90/50 y 50/10 respectivamente. El incremento encima de la mediana se da principalmente en los años 90 y es guiado por los retornos a la educación, mientras que debajo ocurre con fuerza en las crisis que tuvieron como centro los años 1981 y 2002 y responde a factores no observados.

* Este trabajo forma parte del proyecto CSIC “*La desigualdad y la pobreza de ingresos en Uruguay en los últimos 25 años. Evolución y determinantes*”.

1. Introducción

En este documento se describen las principales tendencias observadas en la estructura y distribución de las remuneraciones por trabajo para Uruguay entre 1981 y 2007. La descripción se inicia presentando algunos indicadores globales sobre la evolución de los salarios. Posteriormente se estudian los cambios en la estructura salarial, entendiendo por tal los diferenciales asociados a ciertas características centrales de los trabajadores, como ser educación, género o edad. Finalmente, se plantea sucintamente las líneas de trabajo que se desarrollarán para analizar las causas subyacentes a las principales tendencias que se resumen a continuación.

Es pertinente realizar algunas advertencias sobre la información de base utilizada y el alcance de los resultados presentados. La literatura sobre desigualdad salarial suele utilizar como variable de análisis central las remuneraciones por hora trabajada, en el entendido que refleja más cabalmente el precio que se le reconoce a la fuerza de trabajo en el mercado. No obstante, no ha sido posible contar con información fidedigna sobre cantidad de horas trabajadas para todo el período bajo análisis.¹ Por esta razón, y en pos de conservar una mirada integral de lo acaecido en los 26 años comprendidos entre 1981 y 2007, se opta por realizar una primera presentación utilizando como variable focal el salario mensual. Adicionalmente, se trabaja exclusivamente con los trabajadores bajo relación de dependencia –asalariados públicos y privados– y se excluyen los ingresos por trabajo independiente y de los patrones. En una etapa posterior de la investigación se incorporarán estas categorías de ingresos.

2. La evolución de la desigualdad salarial.

En la gráfica 1 se presenta la evolución de los percentiles 10, 50 y 90 y la media de la distribución de los salarios mensuales. Visto en perspectiva, el período que se analiza cinco etapas nítidamente diferenciadas.

El primer lustro de los años 80 se encuentra signado por los efectos de la crisis que se desencadena hacia fines de 1982. Entre 1981 y 1984 los ingresos salariales se deterioran marcadamente, cayendo en promedio 33%. No obstante, no se observan cambios sustantivos en la desigualdad, en tanto la contracción de los ingresos es de magnitud similar a lo largo de toda la distribución. Sin embargo, como la caída de los salarios ocurre simultáneamente a un marcado aumento del desempleo, es probable que la dinámica del mercado de trabajo constituya una de las razones que explican la evolución de la desigualdad en la distribución general del ingreso, desde que la pérdida de empleo no se distribuye en forma homogénea a lo largo de la distribución.

En contraste, el segundo lustro de los años 80 se caracteriza por una mejora sustancial en los ingresos de los trabajadores. En 1990, el salario promedio se ubica en niveles muy similares al observado antes de la crisis de 1982. A su vez, se observa una leve tendencia a una mayor concentración en la distribución de las remuneraciones, desde que los percentiles más bajos de la distribución crecen algo por debajo del promedio.

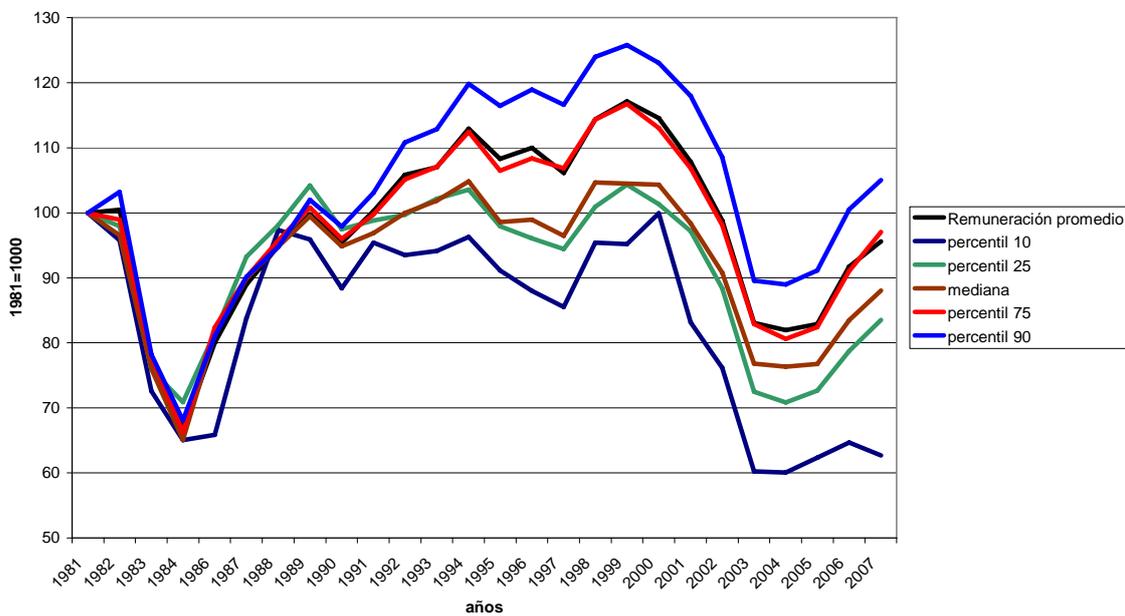
Posteriormente, los años de expansión económica comprendidos entre 1991 y 1999 muestran un crecimiento importante de las remuneraciones, con una interrupción entre

¹ La información sobre horas trabajadas es incompleta y fragmentaria en las encuestas correspondientes a los años 1982 y 1984.

1995 y 1997. Sin embargo, el patrón de crecimiento salarial es marcadamente diferente si se lo compara con el período inmediatamente anterior. El crecimiento de los salarios aumenta monótonamente con el percentil de la distribución. En la gráfica 1 este patrón se refleja en la apertura en “abanico” de los índices de ingresos percentílicos. A partir de 1990 el crecimiento difiere sustancialmente entre los percentiles, lo cual contrasta con el movimiento prácticamente superpuesto que se observa entre 1981 y 1989. Por lo tanto, la década de los noventa se caracteriza por un incremento de las remuneraciones en promedio y de la dispersión. Mientras que los percentiles 10 y 25 crecen apenas un 7% entre 1991 y 1999, el salario mediano crece 10% y el percentil 90 28,5%.

Gráfica 1

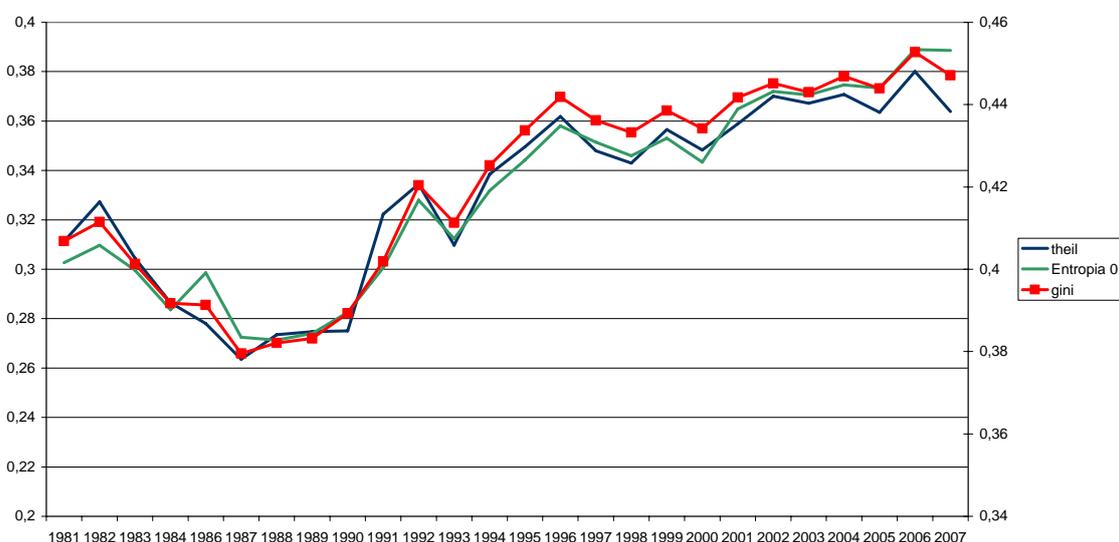
Evolución de las remuneraciones según percentil



Posteriormente, la recesión que comienza en 1999 y desemboca en la devastadora crisis de 2002 provoca una aguda caída en los salarios a lo largo de toda la distribución, aunque la contracción es mayor debajo de la mediana. Por último, el quinto subperíodo abarca los últimos tres años del período (2005-2007) caracterizados por una importante recuperación salarial pero diferenciada a lo largo de la distribución. En particular, el fondo de la distribución reacciona mucho menos, evidenciando una mayor dificultad de los trabajadores ubicados en torno al percentil 10 para apropiarse de los beneficios del fuerte dinamismo económico reciente.

Estos subperíodos con comportamientos diferenciados pueden observarse también a partir de la evolución de índices sintéticos de desigualdad. La gráfica 2 muestra el comportamiento del índice de los índices de entropía con parámetros 0 y 1 y del índice de Gini. Los tres índices arrojan resultados robustos sobre las grandes tendencias de la desigualdad salarial. Si bien la crisis de 1982 se asocia a un leve aumento de la desigualdad, esta tendencia se revierte rápidamente y los índices de desigualdad presentan niveles similares en 1981 y 1986. A su vez, en la segunda mitad de los ochenta la desigualdad se mantiene relativamente estable. Los cambios más importantes ocurren durante la década de los noventa, observándose un crecimiento sustantivo de los índices entre 1991 y 1997. Luego, la desigualdad se estabiliza en un nivel relativamente alto si se lo compara con el valor de los índices en la década del ochenta. A título de ejemplo, el índice de Gini pasa de fluctuar en un entorno de 0.38 entre 1981 y 1989 a un entorno de 0.44 luego de 1997. La crisis reciente parece asociarse a un nuevo incremento en la desigualdad, pero de menor magnitud si se la ubica en el contexto de los 26 años bajo estudio.

Gráfica 2. Evolución de índices sintéticos de desigualdad



3. Cambios en la estructura salarial y de la ocupación

En el apartado anterior se describieron las características básicas en la evolución de la distribución de los ingresos por trabajo. Corresponde ahora comenzar a estudiar la estructura de las mismas, en la medida en que es razonable que exista un fuerte vínculo entre los cambios descritos y el comportamiento de las remuneraciones diferenciales que paga el mercado a determinadas características de la fuerza de trabajo. En particular, interesa analizar la evolución de los precios asociados a los aspectos que señala la literatura teórica como clave para comprender la diferenciación salarial, como ser la educación formal, la experiencia laboral o el género. Es de señalar que la mayor parte de la literatura reconoce como una de las fuentes principales de los cambios en la desigualdad salarial a los movimientos en estos diferenciales (Juhn *et al.*, 1993; Autor, Katz y Kearney, 2006).

Para analizar los cambios en las remuneraciones relativas se construye una matriz W de remuneraciones promedio por año para los 40 grupos definidos según las variables

referidas a educación (5 categorías), experiencia (4 tramos), sexo y localización geográfica (Montevideo e interior urbano).

En el cuadro 1 se presentan las variaciones porcentuales de los salarios reales para el total de ocupados dependientes y agregada por grupos según cada una de las variables estudiadas.

Cuadro 1: Evolución de la estructura salarial según características de los trabajadores.

	1981/2007	1981/1986	1986/1991	1991/1999	1999/2003	2003/2007
Promedio	-23,9	-25,5	20,9	12,8	-32,1	10,4
Sexo						
Varones	-26,6	-25,1	19,9	9,6	-33,6	12,4
Mujeres	-18,2	-26,2	23,0	19,4	-29,3	6,7
Región						
Montevideo	-38,8	-27,8	20,9	14,1	-33,6	-7,5
Interior	1,0	-21,6	20,8	10,7	-29,8	37,3
Educación						
hasta 6 años	-22,8	-22,6	22,4	6,4	-31,2	11,3
7 a 9 años	-24,3	-20,9	19,7	6,3	-31,9	10,5
10 a 12 años	-29,7	-26,2	27,4	3,9	-33,6	8,2
13 a 15 años	-22,2	-28,9	23,0	25,9	-30,4	1,5
16 y más años	-16,4	-31,7	7,7	44,4	-32,2	16,2
Edad						
< 25 años	-34,4	-25,7	25,4	-6,4	-33,8	13,5
25 a 34 años	-26,5	-24,0	20,9	7,3	-34,7	14,2
35 a 50 años	-20,2	-27,1	18,7	21,7	-31,1	10,0
> 50 años	-21,9	-24,2	22,0	14,3	-30,6	6,4

La información se presenta para los cinco subperíodos detectados en el apartado anterior. Entre 1986 y 2007 las remuneraciones agregadas para el total del país registran una caída de 23,9%.² Sin embargo, el comportamiento por subperíodos difiere. El salario se deteriora fuertemente en los períodos signados por las grandes crisis que tuvieron como epicentro los años 1982 y 2002, mientras que crecen en los restantes períodos. Sin embargo, dicho crecimiento no logra compensar las consecuencias de ambas crisis, por lo que el resultado final es que las remuneraciones al trabajo muestran un deterioro importante entre 1981 y 2007.

Los resultados según región muestran un patrón diferenciado. Al estudiar la evolución de las remuneraciones en Montevideo e Interior se constata un mejor desempeño del interior urbano, producto de la mayor recuperación de las remuneraciones en los últimos años.³

² Este resultado y el que se observa en la gráfica difieren en que en el cuadro 1 se mantiene una estructura fija de participación en el empleo de los grupos demográficos.

³ Es probable que los cambios en los marcos muestrales de la ECH en 1998 y 2006 afecten estos resultados.

La apertura por género muestra que la brecha en las remuneraciones entre hombres y mujeres cayó sistemáticamente, producto fundamentalmente de un crecimiento más acelerado de los salarios percibidos por las mujeres durante los años noventa.

La evolución por nivel educativo revela que para todo el período las personas que alcanzaron el nivel secundario son las únicas cuyo ingreso decae más que el promedio. En el otro extremo, los individuos con estudios terciarios constituyen el grupo cuyas remuneraciones muestran un mejor desempeño. Los ingresos por trabajo de los restantes grupos evolucionan levemente por encima del promedio.

El comportamiento entre subperíodos del corte por nivel educativo muestra un contraste muy marcado. Hasta 1991 los ingresos de los ocupados con 16 años y más de educación muestran un comportamiento menos dinámico que el resto. Esta situación cambia diametralmente durante la década de los 90, cuando el ingreso de los ocupados más educados aumenta más de 44%, mientras que el salario de los trabajadores con menos de 12 años de educación muestra un escaso dinamismo, creciendo en todos los casos menos de 7% en los 9 años comprendidos entre 1991 y 1999. Así, en este período los más educados ven crecer su ingreso a tasas que más que cuadruplican las registradas para el resto de los trabajadores.

La evolución de las remuneraciones muestra que los trabajadores más jóvenes resultan relativamente perjudicados por la dinámica del mercado de trabajo, como consecuencia del crecimiento negativo de sus salarios observado entre 1991 y 1999, que contrasta con el aumento generalizado del resto de los grupos considerados. En los restantes subperíodos no se observan diferencias significativas en la variación de las remuneraciones según tramo de edad.

Los resultados comentados hasta el momento indican que una de las fuerzas motoras que explican los cambios en la desigualdad salarial, tal como se resumió en la sección anterior, puede encontrarse en el comportamiento de los retornos a las variables de capital humano, en especial la educación. El período de cierta estabilidad de la desigualdad (1981-1991) coincide con cierta reducción de los diferenciales salariales por nivel educativo, mientras que el fuerte aumento de la desigualdad salarial observada en la década de los noventa es contemporáneo a una fuerte expansión del diferencial que separa a los trabajadores con formación universitaria del resto de los asalariados. En este contexto, la evolución del diferencial por género podría haber amortiguado el incremento de la desigualdad.

Un comentario similar puede realizarse en torno a la evolución del diferencial entre Montevideo y el Interior urbano, en la medida en que su leve reducción entre 1981 y 1990 favorece a los estratos inferiores de la distribución –dada la mayor concentración de los trabajadores del interior en los deciles inferiores– y su expansión posterior hasta 1999 actúa en el sentido de incrementar la concentración de las remuneraciones.

Sin embargo, los premios salariales por género, educación o edad no pueden dar cuenta por sí solos de los movimientos en la distribución. Las variaciones en las remuneraciones resumidas en el cuadro anterior suponen una estructura del empleo fija. Sin embargo, los cambios en la composición de la oferta laboral pueden contrarrestar o expandir los efectos de los cambios en el precio relativo que se paga en el mercado por

diferentes características laborales. El cuadro siguiente resume las modificaciones de la composición del empleo según las características mencionadas durante el período.

Cuadro 2. Cambios en la composición de los trabajadores dependientes

	1981	1986	1991	1999	2003	2007
Sexo						
Varones	63,4	60,4	59,4	55,0	52,6	54,6
Mujeres	36,6	39,6	40,6	45,0	47,4	45,4
Región						
Montevideo	42,8	49,3	54,1	53,7	54,1	55,6
Interior	57,2	50,7	45,9	46,3	45,9	44,4
Educación						
Hasta 6 años	49,2	42,4	37,6	29,3	26,1	26,6
7 a 9 años	19,4	20,8	23,0	25,2	28,3	27,5
10 a 12 años	21,7	24,6	24,3	27,6	25,7	25,7
13 a 15 años	2,8	3,5	6,1	7,4	8,2	9,0
16 y más años	7,0	8,8	9,0	10,5	11,7	11,2
Edad						
< 25 años	23,6	20,1	19,4	19,6	14,0	15,4
25 a 34 años	26,4	27,7	26,0	24,6	25,2	25,1
35 a 50 años	31,4	31,3	33,3	35,1	36,7	34,9
> 50 años	18,7	20,9	21,3	20,7	24,1	24,6

Uno de los cambios más relevantes que se observan es el incremento sistemático de la participación de las mujeres en el mercado de trabajo. Mientras que en 1981 las mujeres representaban un 37% del total de trabajadores asalariados, en 2007 constituyen un 45%. A su vez, se incrementa el peso de la capital del país.

Desde el punto de vista del nivel educativo, se observa una fuerte reducción de los trabajadores menos educados (6 años o menos de educación formal), que disminuyen su participación de casi el 50% a algo más de un cuarto del total de trabajadores activos. No obstante, si se ubica al país en el contexto de una comparación internacional, el crecimiento del nivel educativo de la fuerza de trabajo es bastante menor que el observado en la mayor parte de los países latinoamericanos.

Por último, se observa cierto envejecimiento relativo de los trabajadores asalariados. Los trabajadores más jóvenes (25 años y menos) disminuyen su participación mientras que aumenta marcadamente la de los trabajadores de 50 años y más. Es de notar que la participación de las categorías intermedias registra cierta estabilidad.⁴

Estos cambios impactan en la distribución de las remuneraciones, desde que alteran la participación relativa en la fuerza laboral de trabajadores que reciben niveles de remuneraciones sistemáticamente diferentes. Uno de los desafíos que se enfrentan es comprender como interactúan entre sí estos cambios en la composición de la oferta

⁴ Esta evolución puede ser producto tanto del envejecimiento relativo de la población como de una postergación del ingreso al mercado de trabajo por parte de las cohortes más jóvenes.

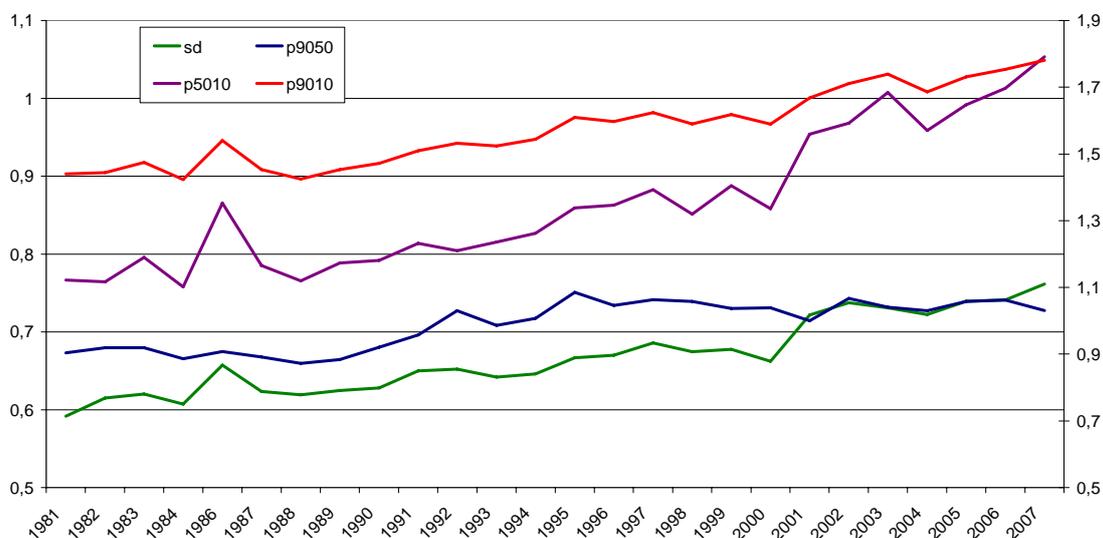
laboral con los movimientos reseñados en los salarios relativos por nivel educativo, género, localización geográfica y edad.

4. La desigualdad dentro de los grupos demográficos

En la sección anterior se hizo referencia a la evolución de los ingresos relativos entre grupos de ocupados definidos según sexo, educación, experiencia potencial y localización geográfica. Sin embargo, estas variables suelen dar cuenta de aproximadamente una tercera parte de las diferencias en las remuneraciones entre los trabajadores.⁵ Por tanto, hay un importante espacio para que operen variaciones en las remuneraciones relativas dentro de estos grupos que pueden constituir una fuente relevante de cambios en la desigualdad.

Para observar este tipo de movimientos se realiza una regresión del logaritmo de los salarios sobre una expresión de cuarto grado en experiencia, años de educación y su cuadrado, sexo y localización geográfica, así como términos que indican la interacción entre estas variables.⁶ La distribución de los residuos de esta expresión captura esencialmente la dispersión de las remuneraciones dentro de los grupos demográficos definidos. La gráfica 3 resume los resultados obtenidos a través de la evolución del diferencial entre los percentiles 90/10, 90/50, 50/10 y el desvío estándar de la distribución del residuo estimado.

Gráfica 2: Evolución de la dispersión del logaritmo de las remuneraciones residuales



La desigualdad dentro de los grupos demográficos de ocupados –medida por medio de la dispersión de los residuos de la regresión planteada– muestra un patrón muy similar al hallado para la distribución general: permanece relativamente estable durante los años ochenta y se expande sostenidamente en la década de los noventa. En los años recientes, parece también detectarse un leve aumento de la dispersión. Esto indicaría que la

⁵ Este es un resultado habitual en la estimación de ecuaciones de ingresos, observable tanto en la literatura internacional como en los estudios realizados para Uruguay.

⁶ La especificación de esta regresión no tiene como objetivo lograr la mejor estimación de los coeficientes de cada variable, sino capturar la variación no explicada por los factores mencionados de la forma más “pura” posible. La ecuación estimada y los estadísticos usuales se presentan en el Cuadro A.1.6.

dispersión de los ingresos entre y dentro de los grupos demográficos evolucionó de forma similar en el período 1981-2007.

Este hallazgo tiene dos implicaciones importantes. En primer lugar, indicaría que factores no captados por variables como nivel educativo, género, edad o localización geográfica juegan un papel importante en la explicación de la dinámica de la distribución. En segundo lugar, el hecho de que el patrón temporal de los cambios en el premio asociado a los niveles educativos y a los factores no observables sea similar, constituye un indicio de que la fuerza determinante de estos cambios pueda tener el mismo origen. Dada la relevancia de esta constatación, la misma será retomada en los capítulos siguientes.

5. Metodología de descomposición

En esta sección se presenta el procedimiento de descomposición de Lemieux (2002) que unifica distintos enfoques anteriores, en especial combina elementos de Juhn, Murphy y Pierce (1993, JMP en adelante) y DiNardo, Fortín y Lemieux (1996, DFL en adelante).

Partimos de una regresión tradicional $y_{it} = x_{it}\beta_t + e_{it}$, con $E(e_{it}|x_{it}) = 0$. En esta regresión, el logaritmo de los salarios (y_{it}) es igual a un vector de capital humano y otras variables (x_{it}) por un vector de parámetros (β_t) que interpretamos como los retornos de las variables x_{it} .

La estimación MCO de esta ecuación es $y_{it} = x_{it}b_t + u_{it}$, donde el promedio muestral de y en el período t es: $\bar{y}_t = \bar{x}_t b_t$

5.1 Descomponiendo cambios en la media: la descomposición de Oaxaca-Blinder

Consideremos un período de tiempo alternativo, s . El promedio muestral de y en el período s es: $\bar{y}_s = \bar{x}_s b_s$

La diferencia entre el valor promedio de y en los períodos s y t puede descomponerse en:

$$(1) \quad \bar{y}_t - \bar{y}_s = \bar{x}_t(b_t - b_s) + (\bar{x}_t - \bar{x}_s)b_s.$$

El primer término a la derecha captura la diferencia en los parámetros estimados, el segundo captura la diferencia en los valores promedio de las variables en las dos muestras. Esta es la descomposición sugerida por Oaxaca (1973) y Blinder (1973).

Una interpretación útil de esta descomposición es que $\bar{x}_t b_s$ es un valor promedio *contrafactual* de y : el que se habría obtenido si los parámetros en el período t fueran reemplazados por los del período s . En términos del modelo, esto representa el salario

promedio que existiría en el período t si el ‘precio’ del capital humano fuera el mismo del período s . Denominaremos este salario contrafactual \bar{y}_t^a :

$$(2) \quad \bar{y}_t^a = \bar{x}_t b_s,$$

y podemos usarlo para reescribir la ecuación (1) como:

$$(3) \quad \bar{y}_t - \bar{y}_s = (\bar{x}_t b_t - \bar{y}_t^a) + (\bar{y}_t^a - \bar{x}_s b_s) = (\bar{y}_t - \bar{y}_t^a) + (\bar{y}_t^a - \bar{y}_s)$$

El \bar{y}_t^a se puede computar como en la ecuación (2) o también a partir de lo que serían los \bar{y}_t^a específicos individuales:

$$(4) \quad \bar{y}_t^a = \sum_i \omega_{it} y_{it}^a$$

5.2 Descomponiendo cambios en la varianza

La varianza de los salarios (V_t) puede escribirse como:

$$(5) \quad V_t = b_t' \Omega_{x,t} b_t + \sigma_t^2$$

donde $\Omega_{x,t}$ es la matriz de varianzas y covarianzas de x_{it} , y σ_t^2 es la varianza de los residuos.

Esta forma de expresar la varianza sugiere tres fuentes potenciales de cambios en V_t :

- cambios en los parámetros (b_t)
- cambios en la matriz de varianzas y covarianzas ($\Omega_{x,t}$)
- cambios en la varianza de los residuos (σ_t^2)

En términos económicos, cambios en b_t representan *efectos precio*; mientras que la matriz de varianzas y covarianzas $\Omega_{x,t}$ captura el impacto de cambios en la varianza de las x_{it} . Como tercera fuente, si cambia la distribución del capital humano entre la población, esto también afecta la varianza residual, por lo que también cambiará σ_t^2 , por este *efecto composición*. Esto puede verse en la tradicional descomposición *between/within* de la varianza, donde θ_{jt} es el peso de cada grupo en la población:

$$(6) V_t = \sum_j \theta_{jt} (\bar{y}_{jt} - \bar{y}_t)^2 + \sum_j \theta_{jt} \sigma_{jt}^2$$

A partir de esta ecuación, retomando los y contrafactuales de la sección anterior, podemos armar formas contrafactuales también para la varianza de los salarios. Definimos V_t^a como la varianza que existiría en t si los precios fueran los del período s :

$$(7) V_t^a = \sum_j \theta_{jt} (\bar{y}_{js} - \bar{y}_t^a)^2 + \sum_j \theta_{jt} \sigma_{jt}^2.$$

V_t^b la construimos definiendo primero un \bar{y}_t^b :

$$(8) \bar{y}_t^b = \sum_i \theta_{js} \bar{y}_{js} = \bar{y}_s$$

Luego,

$$(9) V_t^b = \sum_j \theta_{js} (\bar{y}_{js} - \bar{y}_t^b)^2 + \sum_j \theta_{js} \sigma_{jt}^2$$

V_t^b sólo difiere de la varianza del período s en el término de varianza residual σ_{jt}^2 . Con estas dos varianzas contrafactuales, podemos descomponer el cambio en la varianza entre los períodos t y s como:

$$V_t - V_s = (V_t - V_t^a) + (V_t^a - V_t^b) + (V_t^b - V_s)$$

El primer término a la derecha es la contribución de cambios en b_t a los cambios en la varianza (efecto precio). El segundo término representa la contribución de cambios en la distribución de las x_{it} a la varianza inter-grupos e intra-grupos. El último término captura los cambios en la varianza residual dentro de cada celda (es la diferencia pesada entre los sigmas de cada grupo en los dos períodos).

5.3 Descomponiendo cambios en toda la distribución: un procedimiento de reponderación.

La varianza contrafactual V_t^b es una versión ‘re-pesada’ de V_t^a ; en la cual los pesos θ_{jt} fueron reemplazados por los pesos θ_{st} . Por lo tanto puede escribirse como:

$$V_t^b = \sum_j \theta_{jt} \psi_j (\bar{y}_{js} - \bar{y}_t^b)^2 + \sum_j \psi_j \theta_{jt} \sigma_{jt}^2$$

donde los ψ_j son un factor de re-peso definido como:

⁷ Ver p. 653 para su desarrollo analítico. Aquí los θ_{jt} , que son los pesos de cada grupo dados por la distribución de las x , afectan la varianza *within*.

$$\psi_j = \theta_{js} / \theta_{jt}$$

Este último factor le otorga al cálculo de la varianza los pesos de los grupos del período s . De manera similar, podemos construir un “re-pesador” individual $\psi_i = \sum_j x_{ijt} \theta_{js} / \theta_{jt}$, que le da a cada observación del período t su correspondiente peso en el período s . Si definimos ω_{it} como el peso muestral de cada observación, podemos definir un “re-pesador” individual $\omega_{it}^a = \omega_{it} \psi_i$. Con este último término y el contrafactual y_{it}^a , podemos construir cualquier estadístico contrafactual. Si uso y_{it}^a en vez de y_{it} obtendré el estadístico contrafactual si los precios hubieran permanecido constantes; si uso ω_{it}^a en vez de ω_{it} obtendré el estadístico contrafactual si la distribución de las x hubiera permanecido constante (p.656).⁸

Lemieux, basado en DFL, señala que en el caso de que la muestra no esté dividida en celdas o no sea deseable dividirla, los ψ_i se estimarán con un modelo probit o logit, como la probabilidad de estar en el período t en un *pool* de las muestras de los dos años t y s . Una vez estimado uno de estos modelos, se tendrá una predicción de la probabilidad de estar en el período t condicional en x . Si llamamos a esta probabilidad

$$P_{it} = \text{Prob}(\text{periodo} = t / x_{it})$$

el factor de repeso será

$$\psi_i = [(1 - P_{it}) / P_{it}] \times [P_{it} / (1 - P_{it})]^9$$

“donde P_{it} es la probabilidad incondicional de que una observación esté en el período t (la suma pesada de la ‘*pool sample*’ que está en el período t)”

Un aspecto relevante de la metodología es que los resultados pueden ser sensibles al orden en que se realiza la descomposición, por lo que hay que aplicarla en distintos órdenes y luego comparar la robustez de los resultados.

5.4 Precio de las habilidades y dispersión salarial residual

Como vimos en la sección descriptiva, buena parte de la evolución de los salarios no es explicada por la especificación convencional de la ecuación de Mincer, es residual. A la hora de explicar este tipo de fenómeno, también detectado para EEUU en los 90, la explicación generalizada de JMP en adelante es que el incremento del residuo es producto del SBTC que incrementa los retornos de las habilidades no observables.

⁸ También pueden construirse contrafactuales para uno o algunos retornos así como con los pesos de una o algunas características.

⁹ Lemieux establece que este “factor de corrección $P_{it} / (1 - P_{it})$ es de pequeña importancia práctica, ya que cambia el factor de re-peso sólo en forma proporcional, y la mayoría de los paquetes estadísticos normalizan automáticamente la suma de los pesos cuando computan estadísticos pesados” (p. 656).

Lemieux (2002) sostiene que esto no es necesariamente así. Otras explicaciones pueden ser, por ejemplo: el incremento del error de medida o la caída en el salario mínimo real (DFL; Lee, 1998)

El autor entiende que un problema de estas interpretaciones es que consideran una relación lineal entre el residuo y las características no observables. Para superar esto, define un modelo en el cual los errores de la ecuación de Mincer son una función no lineal de las características no observables. A esta función la denomina '*pricing function*' ($p_t(\cdot)$):

$$u_{it} = p_t(\eta_{it}) + \varepsilon_{it}$$

Con esta modelización de los errores, se define un nuevo salario contrafactual en t:

$$y_{it}^b = x_{it} b_s + p_s(\eta_{it}) = x_{it} b_s + \mu_{it}^b$$

que tiene tanto los precios del período s , como la misma '*pricing function*' de las habilidades no observadas/no medibles.

La idea de construir el salario contrafactual y_{it}^b fue sugerida primero por JMP, a partir de un procedimiento simple de calcular μ_{it}^b . Básicamente, el procedimiento consiste en tomar la posición $\eta_{it} = F_t(\mu_{it})$ de la distribución empírica de los residuos en el período t , y luego seleccionar el residuo que está en la misma posición en la distribución empírica de los residuos en el período s . A partir de esta formulación, obtenemos un residuo contrafactual:

$$\mu_{it}^b = F_s^{-1}(\eta_{it})$$

Al procedimiento de descomposición de las variaciones de los salarios propuesto por JMP, que incluye también los cambios en los parámetros o *efecto precio*, se le puede agregar el repeso con el ω_{it}^a (ya definido) y obtener un salario contrafactual que no sólo aísla el efecto de los precios y el efecto de la '*pricing function*', sino también el efecto del cambio en la distribución de x_{it} . Esto último es lo que Lemieux agrega efectivamente al procedimiento desarrollado por JMP.

6. Resultados de la descomposición

Según lo expuesto en la sección dedicada a la metodología, podemos pensar los resultados de la descomposición de las variaciones de la distribución de las remuneraciones en dos niveles, para cada indicador que tomemos sobre la misma. En un primer nivel, podemos explicar la evolución del indicador según tres factores:

- retornos de características observables (RCO),

- retornos de características no observables (RCNO)¹⁰,
- distribución de las características;

y tendremos además un residuo inexplicado. Este primer nivel es similar a lo que permite la metodología JMP, aplicada por AZ para Uruguay 1986-1999¹¹. Una gran fortaleza de la metodología de Lemieux (2002) es que en un segundo nivel, en función de la importancia relativa de la contribución de los cambios en los RCO o de la distribución de las características, podemos analizar cuáles características individualmente consideradas tienen mayor importancia relativa en esos cambios. Por ejemplo, si en un primer momento observamos que hay una contribución relevante de los cambios en la distribución de las características en el incremento del Índice de Gini (IG), nos interesará saber luego si esto es producto de cambios en los niveles de educación de los asalariados, o en su experiencia, o en su distribución Montevideo-Interior.

La validez de este ejercicio contrafactual descansa en el supuesto de equilibrio parcial de independencia de cantidades y precios.

Como ya se comentó, la desigualdad de remuneraciones por trabajo medida según distintos índices se incrementa en el período 1981-2007. En la descomposición, como se observa en la gráfica 4, el principal factor detrás del incremento del indicador son los cambios en los RCNO. En segundo lugar de importancia actúa el incremento de los RCO. Del primer factor, por definición no conocemos/no observamos las características que están detrás del incremento, por lo que no podemos profundizar en su explicación.¹² No sucede lo mismo con el segundo; como se aprecia en la gráfica 5 y de manera coherente con los resultados de AZ, inciden positivamente los incrementos de los retornos a la educación y a la experiencia, y negativamente el diferencial asociado a la residencia en Montevideo y a ser hombre. La contribución positiva del efecto composición en todo el período es insignificante.

Si intentamos ubicar estos cambios en los subperíodos antes definidos, vemos que el período fundamental es 1991-1999. Allí ocurre el gran incremento del índice de desigualdad que estamos analizando (9,1%)¹³, con una determinante contribución al alza de los RCO mayor a dos puntos. A su vez, esta contribución se debe al impacto del incremento de los retornos a la educación y en menor medida de los retornos a la experiencia¹⁴.

¹⁰ Como se vio en el apartado de metodología, este factor capta el cambio del salario que surge del contrafactual que asigna a cada observación el residuo del período base de la misma posición del ranking de los residuos.

¹¹ El método JMP identifica retornos, características y residuos. A diferencia de Lemieux (2002), en JMP el efecto de las características se obtiene como lo no explicado por el efecto de los retornos y los residuos.

¹² En el contexto de la teoría de capital humano, y en la tradición del *paper* de JMP, esto podría interpretarse como incremento de los retornos de características no observables. En la literatura para EEUU se interpretó que el incremento conjunto de estos retornos y de los retornos al capital humano observado era un indicador de cambio técnico sesgado a favor del trabajo calificado. Sin embargo, estos resultados no permitirían en principio realizar una interpretación similar para Uruguay, ya que los RCNO contribuyen al incremento del Gini en todos los períodos sin correlación aparente con el comportamiento de los RCO.

¹³ En el caso del Índice de Theil, el período de mayor incremento del índice es 1986-1991. Rige para este índice en este período la misma descripción de la descomposición que para el IG en ese período (siguiente párrafo).

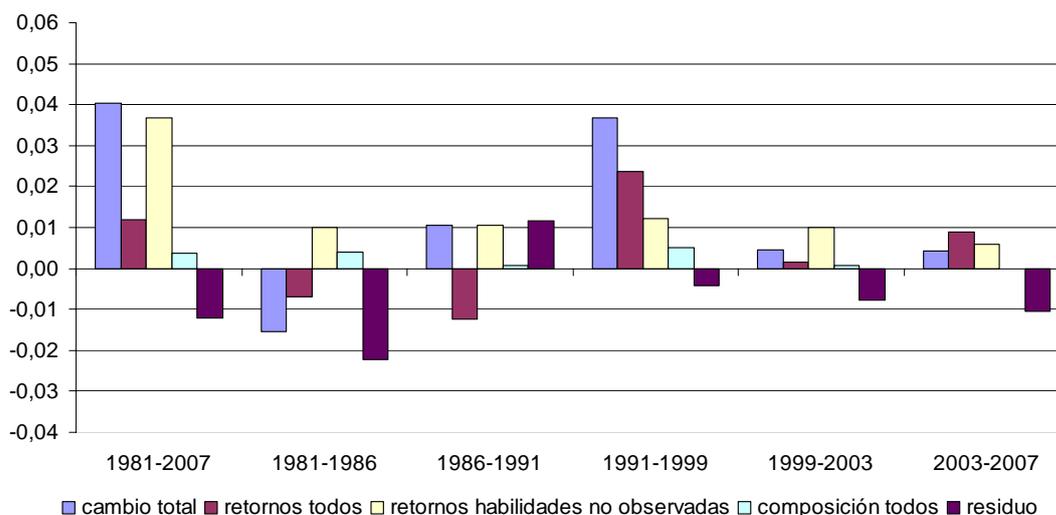
¹⁴ Más adelante profundizamos según contribución de distintos niveles de educación.

En lo que respecta al resto de los períodos, no sería de relevancia su análisis si nos guiásemos por la relativa estabilidad del indicador en éstos. Sin embargo, esa estabilidad esconde tendencias contrapuestas en los factores de la descomposición que resultan relevantes para el análisis. En el primer subperíodo 1981-1986, la caída del índice es mayoritariamente no explicada por la metodología. Sin embargo, la metodología sí detecta un impacto al alza de los RCNO sobre el Índice de Gini del orden de un punto, así como impactos menores del efecto composición (al alza) y de los RCO (a la baja). En el siguiente subperíodo 1986-1991, los RCO contribuyen a la baja en más de un punto. Sin embargo, el índice aumenta un punto debido a la contribución positiva de los RCNO y factores no explicados, ambos en el orden de un punto también. Dentro de la caída de los RCO, se destaca la caída de los retornos a la educación y en menor medida del diferencial de género.

En los dos últimos subperíodos, 1999-2003 y 2003-2007, existe relativa estabilidad en el Gini de las remuneraciones. En el primer paso de la descomposición, se aprecia una contribución positiva, aunque menor a un punto del IG, de los RCNO en 1999-2003 y de los RCO en 2003-2007. En este último subperíodo, contribuye a la baja el efecto características vinculado a la composición educativa de los ocupados, y al alza (con una contribución mayor a un punto) los retornos educativos.

Analizando la evolución de cada factor de la descomposición a través de los distintos subperíodos, surgen tendencias claras. Los RCNO contribuyen en forma positiva en todos los períodos en el orden de un punto, por lo tanto son muy importantes para la explicación de la variación punta-punta, pero no para los cambios que se observan en la evolución de la desigualdad a través de los subperíodos. Los RCO contribuyen en forma negativa en la década de los años 80 y positiva luego, lo que pauta bastante la evolución de la desigualdad general. Al igual que los RCNO pero con menor magnitud, el efecto de la distribución de las características contribuye al alza en todos los subperíodos, a excepción de una caída mínima en el último subperíodo.

Gráfica 4. Descomposición de la evolución del Índice de Gini.

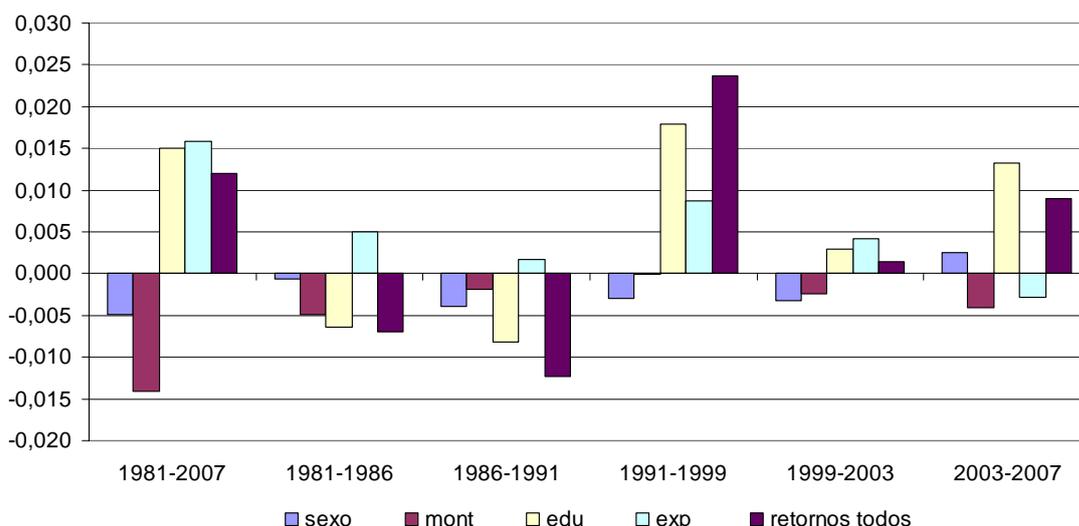


En las ordenadas se miden puntos de variación del IG.

Dentro de los RCO, existe una tendencia clara de contribución a la baja de la disminución de los diferenciales por sexo (a excepción de 2003-2007) y Montevideo-Interior. El incremento del retorno por experiencia contribuye siempre incrementando la desigualdad a excepción de 2003-2007, mientras que los retornos a la educación se comportan de manera diferenciada en las décadas de los 80 y los 90, contribuyendo a la baja primero y al alza luego. Aquí podemos observar cómo los retornos a la educación, con este comportamiento diferenciado según subperíodos, son los que determinan la evolución del total de los retornos. Analizaremos esto último más en detalle.

La interpretación que afirma que entre 1986 y 1999 es la evolución de los retornos a las características, dirigida a su vez por la evolución de los retornos a la educación, la que explica la evolución de la desigualdad, fue adelantada por AZ. Para verificar esto según los resultados de nuestro ejercicio de descomposición, veamos lo siguiente. En los dos períodos se observa una contribución positiva de un punto sobre de los RCNO. Sin embargo, el salto que ocurre en la desigualdad en 1991-1999 respecto a 1986-1991 coincide con el cambio de signo de la contribución de los retornos. Si análogamente, realizamos el mismo análisis a la interna de los retornos, la fuerza determinante del cambio de signo es el incremento de los retornos a la educación, y en menor medida a la experiencia. Este análisis podría extenderse en los dos subperíodos siguientes, afirmando que la relativa estabilidad del IG se corresponde con relativa estabilidad también de los retornos. No obstante, es difícil continuar la hipótesis de la relevancia de la evolución de los retornos a la educación, ya que éstos en 2003-2007 contribuyen casi un punto y medio al incremento del Índice de Gini (apenas un punto por debajo de lo aportado en 1991-1999 en la mitad del tiempo), pero los retornos no acompañan este impacto. Para explicar la relativa estabilidad de la contribución de los retornos tomados en su conjunto, se debe tener en cuenta la caída de los diferenciales de experiencia y por región.

Gráfica 5. Descomposición del impacto de distintos retornos sobre el IG.

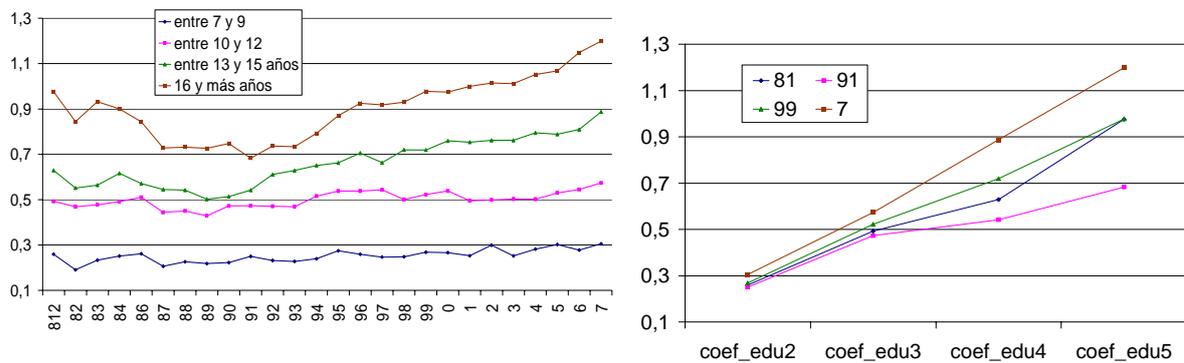


En las ordenadas se miden puntos de variación del IG.

Efectos de los retornos por distintos niveles de educación

Un paso más en la descomposición es observar según niveles dentro de la contribución de los retornos a la educación. Como primera aproximación a la cuestión, antes de analizar los resultados de la descomposición, se estudiará la evolución de los retornos a los distintos niveles de educación. En la gráfica 6, que expresa los retornos de cuatro niveles por sobre el grupo base de menos de siete años de educación (variable omitida en la regresión), vemos que hasta finales de los 80 la dispersión de retornos se reduce entre los niveles debido a la caída de los retornos para el último grupo. Luego, desde comienzos de los 90, la estructura de retornos se vuelve cada vez más dispersa. Este mismo proceso se observa en el gráfico que muestra el perfil de los retornos según niveles.

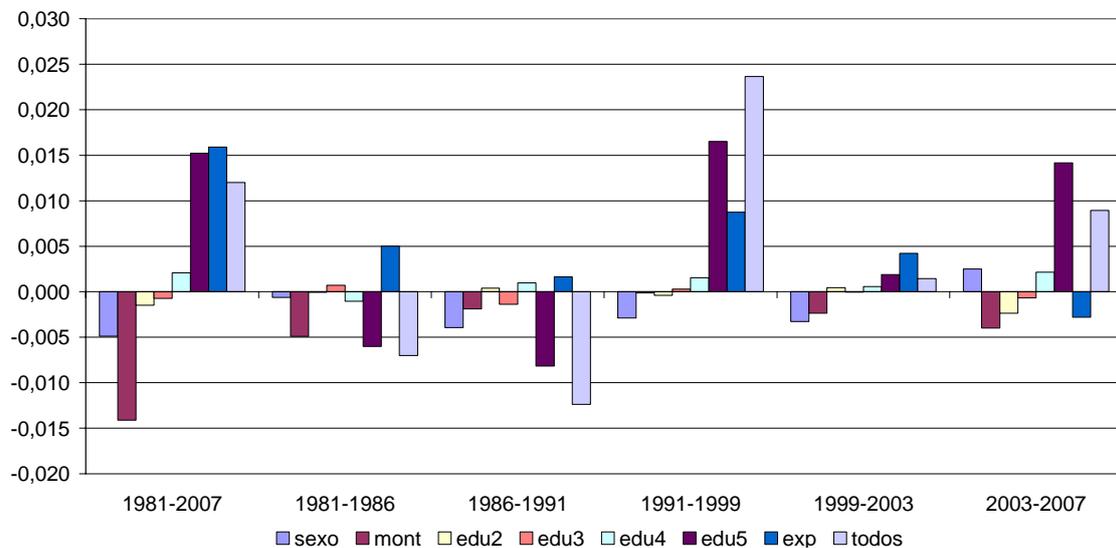
Gráfica 6. Evolución de los retornos por niveles de educación



Variable omitida es hasta 6 años. Se controló por sexo, edad y Montevideo/Interior.

Si observamos la contribución de los retornos, separando los distintos niveles de educación formal definidos (gráfica 7), es claro como la contribución del nivel 5 (mayor que 15 años) predomina sobre el resto en todo el período. Resulta particularmente relevante lo observado en 2003-2007, ya que en sólo cuatro años los retornos del último nivel de educación contribuyen casi un punto y medio al alza, algo equivalente a lo ocurrido en los ocho años que van de 91 a 99.

Gráfica 7. Contribución de los retornos discriminando por niveles de educación



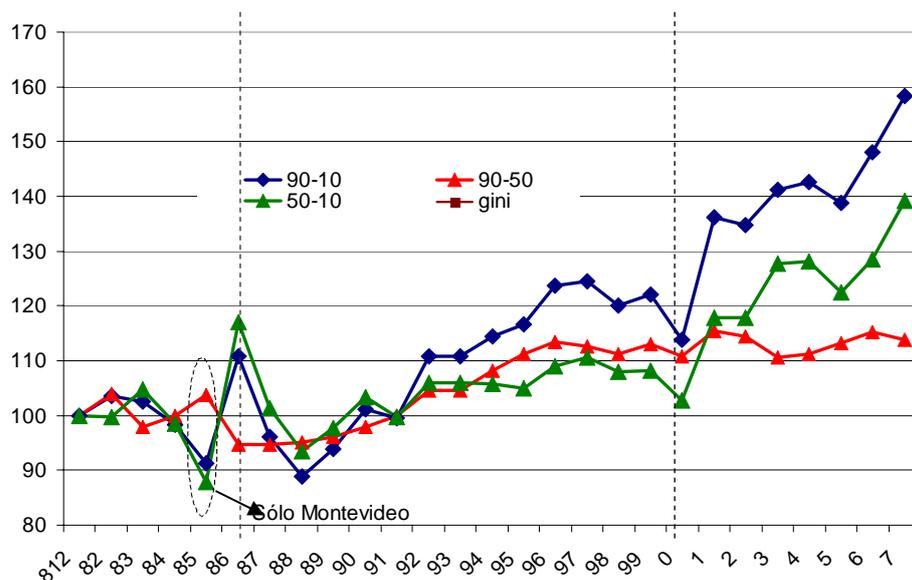
En las ordenadas se miden puntos de variación del IG.

Cambios en la forma de la distribución de las remuneraciones

Como es usual en la literatura, utilizaremos los cocientes entre cuantiles: 90/10, 90/50 y 50/10 para observar si los cambios en la desigualdad observados ocurren por encima o por debajo de la mediana de la distribución.

En el análisis de los cambios en la forma de la distribución de las remuneraciones, estudios que toman como base 1986 observan un incremento del primer y último quintil por sobre el resto (Vigorito(1994), Gradín y Rossi, 1999; AZ); fenómeno que ha sido conceptualizado por Gradín y Rossi (1999) como polarización salarial. El presente trabajo cuenta con la ventaja de tomar el segundo semestre de 1981 como base, lo que permite una mejor perspectiva temporal.¹⁵ En una perspectiva mayor, puede observarse que el año 1986 resulta muy atípico. El cociente 90/50 alcanza ese año el mínimo del período analizado, y el 50/10 un máximo relativo que sólo es superado en 2003. Si observamos el período 1986-2000 (área entre líneas discontinuas en el gráfico), constatamos un incremento de la brecha 90/50 y una caída de la 50/10, lo que es coherente con la hipótesis de la polarización. Sin embargo, en la perspectiva mayor, este movimiento de ‘polarización’ es menor comparado con el incremento del diferencial 50/10 de 38,2%.

Gráfica 8. Evolución de los diferenciales 90/10, 90/50 y 50/10 de la distribución de las remuneraciones (1981=100)



La imagen del comportamiento de estos dos indicadores en todo el período es un poco distinta a la de polarización. Si nos olvidamos del comportamiento atípico del percentil 10 en 1986, ambos indicadores caen levemente hasta 1988 y comienzan a incrementarse desde ese año. El 90/50 aumenta 19,4% hasta 1996, permaneciendo estable luego hasta 2007. El 50/10 se incrementa 18,1% hasta alcanzar un máximo relativo en 1997, cae luego 7,0% hasta 2000 y en el último período de crisis y recuperación se incrementa fuertemente un 35,4% sobre el valor de 2000.

¹⁵ Como ya se señaló, los datos del año 1985 son sólo para Montevideo.

Comenzando con el análisis de la descomposición con la brecha 90/50, en el incremento de 13,8% 1981-2007 contribuyen positivamente tanto los RCNO (8,0%), como las características (5,2%) y los RCO (4,1%). Dentro de los retornos, se destaca la contribución al alza del incremento del diferencial por nivel educativo y por experiencia, y a la baja de la disminución del diferencial Montevideo-Interior. En la contribución del efecto composición, predominan educación y experiencia de los ocupados (aquí falta claridad en qué es lo que sucede con la distribución de educación y experiencia en estos cuantiles).

Cuadro 3. Descomposición de la evolución del cociente 90/50 (variación en porcentaje del cociente)

	81-07	81-86	86-91	91-99	99-03	03-07
cambio total	13,8	-5,3	5,6	12,9	-2,1	2,8
C	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Sexo	-1,7	-0,1	-1,2	-1,6	-1,5	0,8
Mont	-5,7	-1,7	-0,6	0,0	-0,7	-1,7
Edu	5,0	-0,4	-2,0	5,1	1,4	4,4
exp	6,4	1,0	0,2	2,7	1,0	-1,3
retornos todos	4,1	-1,1	-3,6	6,3	0,3	2,3
retornos habilidades no observadas	8,0	2,0	1,2	3,6	1,3	1,6
composición sexo	0,5	0,0	-0,1	0,4	-0,2	-0,1
composición mont	-0,5	0,1	0,3	0,0	-0,2	-1,0
composición edu	2,6	0,7	0,5	2,1	1,1	-0,5
composición exp	2,6	0,8	0,4	0,0	0,0	0,7
composición todos	5,2	1,6	1,2	2,5	0,8	-0,8
Residuo	-3,6	-7,9	6,9	0,5	-4,4	-0,2

Dentro de los subperíodos definidos, vemos que los incrementos importantes de la desigualdad en la cola derecha de la distribución ocurrieron en 1986-1991 y especialmente en 1991-1999. Mientras que el incremento de 6,5% en 1986-1991 es mayoritariamente no explicado por la metodología, y los RCO contribuyen a la baja, en el siguiente subperíodo 1991-1999 los retornos contribuyen al alza (5,8%), especialmente los que señalan el premio por nivel educativo. Esta relación entre la variación del 90/50 y la contribución de los retornos en estos dos subperíodos es la que lleva a AZ a afirmar que son “los retornos al capital humano el factor central que explica la dinámica de la desigualdad”. Podríamos continuar esta hipótesis a los dos subperíodos que hemos definido. En 1999-2003, cuando la contribución de los retornos por educación disminuye, el 90/50 disminuye; en 2003-2007 el impacto de la educación vuelve a incrementarse, y se incrementa también el 90/50. Hasta aquí sería confirmada la hipótesis de AZ, pero sólo para el tramo superior de la distribución.

Respecto al cociente 50/10, éste se incrementó como ya señalamos un 38,2% entre 1981 y 2007, con un comportamiento bien diferenciado entre los subperíodos. En la descomposición, el incremento corresponde principalmente al impacto de los RCNO que contribuye con un 74% del total y del residuo. Una primera constatación, entonces, es que los cambios en este tramo de la distribución respecto a los de la cola superior son, además de mayores, “más inobservados e inexplicados”. Dentro de los retornos, es muy relevante el impacto a la baja del diferencial geográfico que contribuye con 5,7%, y al alza de los retornos del capital humano observado (educación y experiencia)¹⁶.

¹⁶ Los retornos al capital humano inciden de todos modos más en la cola superior que en la inferior. Esto es especialmente cierto para los retornos a la experiencia.

Dentro de las características, se destaca la contribución de la composición educativa a la baja (8,7%), lo que es opuesto también al impacto en el 90/50.

Observando los subperíodos definidos, el fuerte incremento de la brecha en el primer período (17,1%) y la caída también fuerte en el segundo (-15,1%), se deben al pico de 1986 (ver gráfica 8); por lo que si observamos la década 1981-1991, no hay cambio en este indicador. Sin embargo, vemos que la estabilidad de la brecha surge como síntesis de algunas tendencias contrapuestas en los factores de la descomposición. Tanto los retornos como las características tienen un impacto desconcentrador en 1981-1991: -2,4% y -4,0%, respectivamente. En los retornos, contribuyen a la baja educación (-1,7%), sexo (-1,6%) y Montevideo-Interior (-0,9%), y al alza experiencia (1,8%). En las características, contribuye fuertemente a la baja la composición por educación (-4,0%).¹⁷

En los siguientes tres subperíodos, la brecha continúa en aumento. En 1991-1999 es muy destacada la contribución del diferencial por experiencia. El incremento muy importante que ocurre entre 1999 y 2003 (18,1%) es impulsado por factores no explicados (10,9%) y RCNO (9,5%), que dejan sin efecto la contribución de 3,2% a la baja del factor de composición de experiencia de la fuerza. Sobre esto último, véase la similitud con las contribuciones del anterior período de crisis 1981-1986. En el último subperíodo, a pesar de que la brecha continúa en aumento, los resultados de la descomposición son distintos al subperíodo inmediato anterior de crisis. El impacto de los RCNO y residuos es menor, y los factores que explican principalmente el incremento de 9% de la brecha son los retornos y la composición de la fuerza laboral. En los primeros es fuerte el impacto al alza de los retornos a la educación (2,3%), y en la segunda la distribución entre Montevideo e Interior y por experiencia.

Cuadro 4. Descomposición de la evolución del cociente 50/10 (variación en porcentaje)

	81-07	81-86	86-91	91-99	99-03	03-07
Cambio total	39,1	17,1	-15,1	8,7	18,1	9,0
C	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Sexo	0,2	-0,5	-1,0	2,0	0,4	1,4
Mont	-5,7	-2,0	-0,1	-0,2	-1,5	-0,9
Edu	4,0	-0,5	-1,0	-0,8	0,6	2,3
exp	3,7	2,4	0,5	5,1	1,5	0,6
retornos todos	2,2	-0,6	-1,6	6,1	1,0	3,4
retornos habilidades no observadas	29,4	7,8	-2,8	3,8	9,4	3,2
composición sexo	1,3	1,4	0,4	1,0	0,1	0,0
composición mont	0,3	-0,9	-0,3	0,0	0,2	2,3
composición edu	-8,7	-2,4	-1,1	-1,8	-0,3	-1,3
composición exp	-1,9	-1,6	0,0	-0,5	-3,2	2,7
composición todos	-9,0	-3,6	-1,0	-1,3	-3,3	3,7
residuo	16,5	13,5	-9,6	0,1	10,9	-1,3

¹⁷ Composición educativa en estos dos subperíodos: disminución de 11 puntos en el porcentaje de hasta 6 años, incremento de 3 puntos aproximadamente en cada uno de los siguientes niveles.

Desigualdad debajo de la mediana y crisis

Una particularidad de la economía uruguaya en el período es la presencia de dos crisis de gran envergadura. Vimos que en ambas existe un incremento importante de la brecha 50/10 (que además está dada por la caída mayor y posterior estancamiento del decil 10, que además ocurre en un período muy corto de tiempo). Al respecto podemos discutir dos hipótesis.

Una primera refiere a la vinculación entre incremento del 50/10 por factores no observados y no explicados, y las crisis. Vimos que estos factores son los que explican en conjunto casi la totalidad del incremento de la brecha en 1981-2007. Si sumamos (de forma acumulativa) el impacto de los dos subperíodos que incluyen las crisis 1981-1986 y 1999-2003, tenemos un incremento de la brecha de 38,3% y una contribución de los RCNO de 18% y de lo no explicado de 25,8%

Lo anterior es contrarrestado por la incidencia a la baja del efecto composición por educación y experiencia. Una hipótesis interesante es que a diferencia de los países desarrollados, los vaivenes fuertes del desempleo que existen en Uruguay determinan un impacto del efecto composición a la baja sobre la desigualdad debajo de la mediana de la distribución. Esto se observa claramente en 1981-1986 y 1999-2003. Esto sería algo así como que en las crisis, el tramo inferior de la distribución cambia su composición aumentando su nivel de educación y experiencia por efecto del elevado desempleo.

7. Conclusiones

La desigualdad de remuneraciones medida según distintos índices se incrementa en el período, principalmente debido a lo ocurrido en los años 90. En su dinámica cumplen un rol fundamental los retornos a las características observadas, en especial los retornos a la educación de nivel terciario. Así, cuando estos últimos caen en los años 80 contribuyendo a la baja en la desigualdad, ésta permanece relativamente estable; en cambio, cuando se incrementan en los años 90 la desigualdad aumenta. El impacto de los retornos de nivel terciario reapareció con fuerza en los últimos años (2003-2007) con la recuperación del nivel general de remuneraciones, pero fue contrarrestado por el cambio de signo de la contribución del retorno a la experiencia y del diferencial por región.

La evolución de las remuneraciones es distinta por encima y por debajo de la mediana, así como distintos sus determinantes, si utilizamos como indicadores los cocientes 90/50 y 50/10 respectivamente. El incremento encima de la mediana se da principalmente en los años 90 y es guiado por los retornos a la educación; mientras que el incremento del 50/10 se da principalmente en las crisis y responde a factores no observados/no captados. Son factores que contribuyen con signo distinto al 90/50 que al 50/10 (signos entre paréntesis en ese orden): la composición por educación y experiencia (+, -) y el diferencial por sexo (-, +) (ambos punta a punta y en casi todos los subperíodos), los retornos a la educación en 1991-1999 (+, -) y la composición Montevideo-Interior en 03-07 (-,+).

Bibliografía

- Arim, R., y G. Zopolo. 2000. Remuneraciones relativas y desigualdad del mercado de trabajo. Uruguay: 1986-1999. Universidad de la República.
- Autor, D., L. Katz, y M. Kearney. 2006. The Polarization of the U.S. Labor Market. *American Economic Review* 96, no. 2. American Economic Review: 189-194.
- Blinder, A. S. 1973. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *The Journal of Human Resources* 8, no. 4: 436-455.
- DiNardo, J., N. Fortin, y T. Lemieux. 1996. Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica* 64, no. 5. Econometrica: 1001-44.
- Gradin, C., y M. Rossi. 1999. Polarización y desigualdad Salarial en Uruguay, 1986-97. Documento de Trabajo N° 13/99, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias sociales, Universidad de la República.
- Juhn, C., K. Murphy, y B. Pierce. 1993. Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill. *Journal of Political Economy* 101, no. 3. Journal of Political Economy: 410-42.
- Lee, D. 1998. *Wage Inequality in the U.S. during the 1980s: Rising Dispersion or Falling Minimum Wage?* Princeton University, Department of Economics, Industrial Relations Section., Marzo. <http://ideas.repec.org/p/pri/indrel/778.html>.
- Lemieux, T. 2002. Decomposing changes in wage distributions: a unified approach. *Canadian Journal of Economics* 35, no. 4. Canadian Journal of Economics: 646-688.
- Oaxaca, R. 1973. Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review* 14, no. 3. International Economic Review: 693-709.
- Vigorito, A. 1994. Una descomposición de la desigualdad de ingresos por trabajo en Uruguay. 1986-1996. En IX Jornadas Anuales BCU.