

C | E | D | L | A | S

Centro de Estudios
Distributivos, Laborales y Sociales

Maestría en Economía
Universidad Nacional de La Plata



**Brecha Urbano - Rural de Ingresos Laborales en
Uruguay para el Año 2006: Una Descomposición por
Cuantiles**

Marcelo Bérgholo y Fedora Carbajal

Documento de Trabajo Nro. 75
Septiembre, 2008

Brecha urbano - rural de ingresos laborales en Uruguay para el año 2006: una descomposición por cuantiles

Marcelo Bérgholo y Fedora Carbajal

Resumen

El presente trabajo se concentra en estudiar las diferencias de las distribuciones de ingresos laborales horarios entre las regiones urbanas y rurales en Uruguay para el año 2006. Para ello, se aplica el procedimiento elaborado por Machado y Mata (2004) y la extensión propuesta por Autor, Katz y Kearney (2005) para la construcción de las distribuciones contrafactuales y se implementa una versión de cuantiles de la metodología de Juhn, Murphy y Pierce (1993) para descomponer la brecha de ingresos laborales. Se corrobora que ésta es positiva y creciente en los cuantiles de la distribución de ingresos laborales. Se observa que la principal fuente que da cuenta de la brecha es el diferencial en la dotación de características en favor de los trabajadores de las regiones urbanas y su efecto es creciente a lo largo de toda la distribución. El efecto parámetros es negativo (aunque decreciente en valor absoluto) en la mayor parte de la distribución lo que estaría indicando que las diferencias en las remuneraciones a individuos de iguales características favorecen a trabajadores de las regiones rurales, ejerciendo así una suerte de “efecto compensador”. Sin embargo, como era de esperarse en la parte alta de la distribución de ingresos laborales el efecto parámetros es positivo, señalando que ante igual características aquellos trabajadores mejor posicionados en la distribución de ingresos son mejor remunerados por el mercado si se encuentran en las regiones urbanas.

1	INTRODUCCIÓN	2
2	DESCRIPCIÓN Y PRINCIPALES ESTADÍSTICAS DE LOS DATOS	4
3	ANÁLISIS Y DESCRIPCIÓN DE LA BRECHA URBANO - RURAL DE INGRESOS LABORALES	5
4	METODOLOGÍA	6
4.1	ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS Y SIMULACIÓN DE LA DISTRIBUCIÓN CONTRAFCTUAL	7
4.2	ESTIMACIÓN DE LA DESIGUALDAD EN LOS INOBSERVABLES.....	8
4.3	PROCEDIMIENTO DE DESCOMPOSICIÓN	9
5	ESTIMACIONES	11
5.1	REGRESIONES MCO Y QR	11
5.2	ESTIMACIÓN DE LAS DISTRIBUCIONES CONTRAFCTUALES.....	11
5.3	ESTIMACIÓN DE LA DESCOMPOSICIÓN DE LA BRECHA DE INGRESOS.....	12
5.4	LIMITACIONES.....	12
6	RESULTADOS EMPÍRICOS	12
6.1	ESTIMACIÓN DE REGRESIÓN POR CUANTILES	13
6.2	DESCOMPOSICIÓN	13
7	COMENTARIOS FINALES	15
8	BIBLIOGRAFÍA	16
9	ANEXO I	17
9.1	CUADROS	17
9.2	GRÁFICOS	20
10	ANEXO II	21

Diversos trabajos han documentado la existencia de desigualdad de ingresos en países en desarrollo y aunque no existe un consenso, se han ensayado varias interpretaciones como principales causas de este fenómeno. Sin embargo, es menos extensa la literatura que ha incorporado al análisis distributivo la dimensión geográfica. En particular, el estudio de la desigualdad de los ingresos laborales entre regiones cuenta con escasos antecedentes en Uruguay (Miles y Rossi (1999) y Centurión y Hernández (2006)). En parte, ello se debe a que es recién a partir del año 2006 que la Encuesta Continua de Hogares (ECH) cubre la totalidad del país, mientras que antes solamente se consideraba a las regiones urbanas. En este contexto, es que el presente estudio concentra su atención en describir la brecha de ingresos laborales horarios entre las regiones urbana y rural (dispersa) para Uruguay en el año 2006.

La literatura señala que si existe libre movilidad de los factores a un bajo costo, en equilibrio, el nivel de bienestar de trabajadores con similares características debería tender a igualarse entre distintas regiones. En otras palabras, las diferencias en los ingresos de los trabajadores deberían ser explicadas por la “selección” de regiones entre individuos con diferentes características. Sin embargo, se ha encontrado evidencia a favor de que los retornos a estas características varían entre regiones, aún ante condiciones similares a las de equilibrio (Shilpi; 2008). Se han ensayado al menos dos posibles explicaciones para estas diferencias.

La primera, se fundamenta en el hecho de que la heterogeneidad no observada entre individuos y regiones no es adecuadamente controlada en las estimaciones econométricas. Por un lado, este problema puede estar asociado a situaciones de selectividad en los procesos migratorios que hacen que los individuos, por ejemplo aquellos más habilidosos, se concentren en ciertas regiones. Asimismo, se ha señalado que las externalidades inobservables de regiones con mayor concentración de actividades económicas pueden incrementar los retornos (Overman *et al.* (2007)). Por otro lado, las diferentes remuneraciones entre regiones puede estar explicadas por el costo que implica para el trabajador la decisión de migrar. Por estas razones cabría esperar que individuos que viven en regiones urbanas con mayor densidad de población tengan ingresos laborales distintos (la evidencia sugiere que deberían ser mayores), comparados con individuos observacionalmente iguales en regiones rurales.

En síntesis, no sólo deben esperarse diferencias en los ingresos de los trabajadores entre regiones como consecuencia de sus distintas características observables, sino también derivadas de diferencias en sus retornos. Sin embargo, no hay nada que asegure que éstas tendrían que ser iguales entre trabajadores con distintos niveles de bienestar. En particular, Shilpi (2008) señala que se ha encontrado evidencia de que dichos factores afectan especialmente a aquellos trabajadores ubicados en la parte alta de la distribución de ingresos. El autor destaca que aún en los centros urbanos de países en desarrollo, una parte muy pequeña de las actividades utilizan tecnología que generan retornos crecientes o pueden internalizar los beneficios de las externalidades de mercado. Asimismo, señala que una parte menor de la fuerza de trabajo es empleada en sectores que requieran de alta calificación.

En este sentido, este trabajo aborda la descripción de las diferencias en los ingresos laborales horarios entre la región urbana-rural considerando toda la distribución. Para ello, se utiliza el

enfoque de regresión por cuantiles para descomponer la brecha de ingresos observada entre regiones, lo que permitirá a través de un proceso de simulación aislar el aporte de retornos y características. Este procedimiento presenta (al menos) dos ventajas que fundamentan la pertinencia de su aplicación en el trabajo, especialmente en relación a metodologías que se basan en estimaciones por MCO. En primer lugar, no es un modelo para la esperanza condicional de la distribución de ingresos laborales y por lo tanto puede ser extendida a toda la distribución de ingresos. En segundo lugar, relaja los supuestos clásicos de MCO en cuanto a la distribución del término de error (distribución normal y homoscedasticidad), los cuales son poco adecuados de sostener en las estimaciones de modelos de capital humano. Para llevar a cabo este procedimiento se utilizan los datos de la Encuesta Nacional de Hogares Ampliada (ENHA) para el año 2006, realizada por el Instituto Nacional de Estadística (INE).

Específicamente, se describe la brecha de ingresos laborales horarios considerando toda la distribución no condicional. Luego se estiman regresiones por cuantiles del logaritmo natural del ingreso laboral horario para ambas regiones, lo que permite examinar (a diferencia de los métodos tradicionales) los retornos a las características individuales en distintos puntos de su distribución condicional. Para aislar los efectos de las diferentes dotaciones de características y retornos (observables e inobservables) entre regiones, se aplica el procedimiento elaborado por Machado y Mata (2004) y la extensión propuesta por Autor, Katz y Kearney (2005) para la construcción de las distribuciones contrafactuales. Finalmente, se implementa una versión de cuantiles de la metodología de Juhn, Murphy y Pierce (1993) para descomponer la brecha de ingresos laborales. Es importante tener presente que esta metodología no permite realizar ningún tipo de inferencia causal y por lo tanto los parámetros estimados no deben ser interpretados en este sentido. Aún con esta limitación, los resultados obtenidos pueden colaborar a comprender de mejor manera las disparidades de ingresos entre trabajadores de las regiones urbana y rural.

De acuerdo con los resultados, mediante las estimaciones condicionales y no condicionales se corrobora que existe una brecha urbano-rural positiva para el año 2006 y que la misma es creciente en los cuantiles de la distribución de ingresos laborales horarios. A partir del procedimiento de descomposición se observa que el diferencial en la dotación de características a favor de los trabajadores de las regiones urbanas es el principal componente que explica la brecha. Este resultado se condice con lo que sugiere la evidencia empírica, aludiendo a que es en los centros urbanos donde se concentran aquellas actividades económicas que requieren de mejores atributos individuales. A su vez, se verifica que este efecto es creciente a lo largo de toda la distribución de ingresos. Por otra parte, el efecto parámetros es negativo en la mayor parte de la distribución, lo que estaría indicando que las diferencias en las remuneraciones a individuos de iguales características favorecen a trabajadores de las regiones rurales, ejerciendo así una suerte de “efecto compensador”. Sin embargo, como era de esperarse en la parte alta de la distribución de ingresos laborales, a igual dotación de características, el mercado remunera mejor a los trabajadores de los centros urbanos. Este resultado podría estar indicando que la selección de características no observables (por ejemplo habilidad) y las externalidades de la concentración económica, son probablemente más relevantes en aquellos trabajadores (con mayores dotaciones) que se encuentran mejor posicionados en la distribución de ingresos.

Por último, cabe recalcar que el estudio puede tener implicancias para otras economías en la medida que la brecha de los ingresos laborales urbana-rural es relevante en la distribución del

ingreso de varias economías en desarrollo. Si bien en el caso de Uruguay la mayor parte de las diferencias en la distribución del ingreso se deben al componente *within* y no entre grupos, se estima que podría constituir un antecedente interesante para el caso de Argentina en la medida que ambas economías presentan similitudes en cuanto a especialización productiva y a la distribución espacial de la población urbana y rural.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la Sección 2 se detallan los datos utilizados en las estimaciones así como las estadísticas descriptivas de las variables. En la Sección 3 se realiza un análisis descriptivo de la brecha de ingresos laborales horarios urbano – rural. En la Sección 4 se presenta la metodología utilizada en la estimación y en la Sección 5 se expone el procedimiento llevado a cabo para obtener las estimaciones. La Sección 6 contiene los principales resultados de las estimaciones y por último, en la Sección 7 se realizan los comentarios finales.

2 Descripción y principales estadísticas de los datos

Los datos utilizados provienen de la ENHA para el año 2006 llevada adelante por el (INE) que a partir de dicho año, además de ser representativa de la población urbana (más de 5000 habitantes) cubre localidades pequeñas (menos de 5000 habitantes) y rurales dispersas. Esta encuesta provee de información de ingresos a nivel individual y de hogares, así como sobre características individuales y socioeconómicas de la población. En particular, en el presente trabajo, la muestra utilizada cubre a la población masculina ocupada mayor de 18 de años. Se consideran como ocupados a los hombres que trabajan habitualmente durante 35 horas semanales o más en la ocupación principal. Se excluye del análisis a los trabajadores del servicio doméstico, a los miembros del hogar no remunerado y a aquellos cuyos ingresos únicamente se originan por pertenecer a un programa público.

La ENHA releva los ingresos correspondientes al mes anterior a la entrevista. Para la construcción del ingreso por hora se utilizó la definición general de ingresos por trabajo utilizada por el INE considerando en este caso a los ingresos de la ocupación principal provenientes de las categorías de asalariados privados, públicos y trabajadores independientes. Las remuneraciones mensuales estimadas fueron deflactadas por el Índice de Precios al Consumo (IPC) y divididas por las horas mensuales trabajadas por cada individuo.

En este estudio, los trabajadores urbanos son individuos que residen en poblaciones mayores a 5000 habitantes, incluyendo la capital del país, así como los que residen en localidades pequeñas, menores a 5000 habitantes, mientras que los trabajadores rurales son aquellos que habitan en zonas rurales dispersas. Como puede observarse en el Cuadro 1, la muestra resultante es de 44375 individuos en total, donde 10750 pertenecen a la región rural y 33025 a la urbana (véase Cuadro 1 – Anexo I por detalle de variables).

De acuerdo con las estadísticas descriptivas de las variables utilizadas en la estimación condicionadas por las regiones urbana y rural se perciben, en promedio, algunas diferencias en las características de ambos grupos de trabajadores (véase Cuadro 2 – Anexo I). En efecto, para el año 2006 el ingreso laboral horario de los trabajadores urbanos es de 55,8 pesos mientras que el de los rurales es de 38,8 pesos. Asimismo, se verifican diferencias sustantivas

respecto a las variables de educación y experiencia ya que en promedio los trabajadores rurales son menos educados y cuentan con más experiencia que los urbanos. Estos últimos, en promedio trabajan más en el sector público, en empresas grandes y en la zona Sur respecto a trabajadores rurales. Asimismo, los trabajadores rurales se concentran en su mayoría en la Rama 1 (Agropecuaria y Pesca) mientras que los urbanos se distribuyen entre las distintas ramas de actividad.

3 Análisis y descripción de la brecha urbano - rural de ingresos laborales

Como ya fuera comentado, el estudio de disparidades regionales en los ingresos laborales en Uruguay cuenta con escasos antecedentes. En Miles y Rossi (1999) se estudian los efectos de la concentración geográfica sobre la desigualdad en los salarios en Uruguay para el período 1986-1997 utilizando información que cubre únicamente a la población urbana, arribando a que los salarios son mayores en las regiones de mayor concentración en relación a aquellas más dispersas, lo cual daría un primer indicio para nuestro estudio sobre la existencia de una brecha entre los ingresos de las regiones dispersas (rural) y las de mayor concentración (urbanas). Por otro lado, en Centurión y Hernández (2006) se estudia la distribución del ingreso y pobreza en Uruguay en 1999 concluyendo que el incorporar la información de las localidades pequeñas y rurales dispersas no modifica de forma sustantiva los principales indicadores de distribución del ingreso y pobreza. No obstante, a pesar de que la población rural constituye una parte pequeña de la población total, se encuentra que en el mercado de trabajo el comportamiento de los trabajadores rurales es diferente respecto al resto del país lo que determina modificaciones importantes al incluirlos en los indicadores globales del mercado de trabajo.

Como se verificó anteriormente (véase Cuadro 2 – Anexo I), los ingresos laborales promedio para los trabajadores de las regiones urbana y rural en el año 2006 son diferentes, existiendo una brecha promedio de 44,0%¹. En el Gráfico 1 se ilustran las densidades del ingreso laboral para ambas regiones a partir de una estimación por el método Kernel². Como puede observarse, existe una mayor dispersión de los ingresos laborales en la región urbana respecto a la rural, donde los ingresos laborales se encuentran más concentrados alrededor de los valores medios de la distribución. Asimismo, si bien en la cola izquierda de las distribuciones no existen diferencias sustantivas, los ingresos laborales difieren claramente en los rangos medios y altos.

Para visualizar mejor estas diferencias, en el Gráfico 2 se presenta la brecha de ingresos laborales para toda la distribución no condicional (calculada como la diferencia en el logaritmo de los ingresos medianos en los percentiles de las distribuciones urbana y rural) y su intervalo de confianza calculado mediante la técnica de *bootstrap*³. Como puede observarse la brecha urbana-rural es significativa en la mayor parte de la distribución no condicional, destacándose que es creciente con los cuantiles del ingreso laboral. Esto es, los trabajadores urbanos

¹ Para el dato de la brecha urbano-rural se utiliza el ingreso laboral horario promedio. No obstante, a partir de esta sección en las estimaciones y demás cálculos presentados, se hará referencia a los ingresos laborales aludiendo al logaritmo de los ingresos laborales horarios.

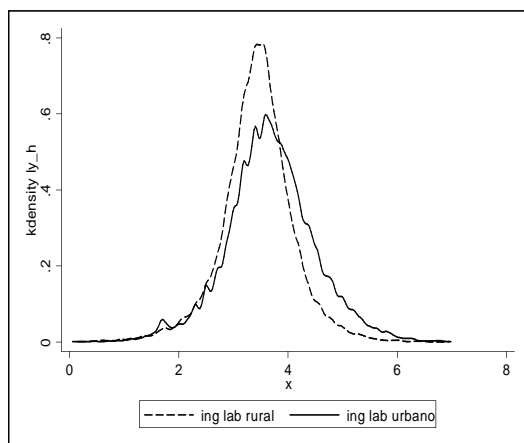
² Se utilizó una estructura de ponderadores de Kernel gaussiana y el ancho de banda óptimo que por defecto calcula el paquete STATA.

³ Los intervalos de confianza son al 95% con 150 replicaciones.

perciben mayores ingresos que los rurales y estas diferencias son mayores a medida que nos trasladamos a lo largo de la distribución no condicional. En este sentido, la brecha de ingresos laborales en el percentil 10 es de 4,3% mientras que en el 90 es aproximadamente 49,3%. Este hecho fundamenta la pertinencia de utilizar metodologías que den cuenta de las diferencias en toda la distribución no condicional.

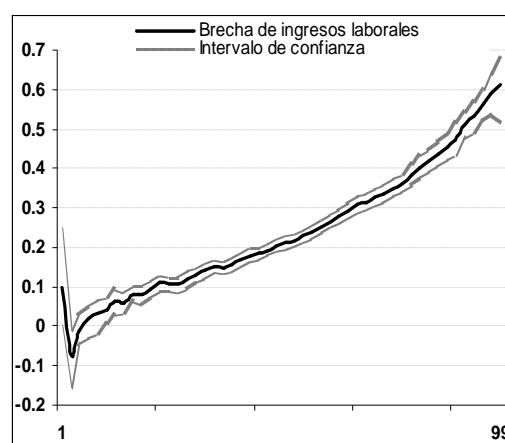
Por último, en el Cuadro 3 del Anexo se presentan para ambas regiones los valores promedio de las variables utilizadas condicionadas en distintos cuantiles del ingreso laboral ($\theta = 0,10, 0,25, 0,50, 0,75$ y $0,90$). En general, se verifica que los valores de cada variable condicionales al ingreso se modifican en la medida que se incrementan los cuantiles. En particular, cabe destacar que los años de educación se incrementan para ambas regiones en la medida que aumentan los cuantiles así como la brecha de educación, que en $\theta = 0,10$ es un 15% superior en los trabajadores urbanos, mientras que en el $\theta = 0,90$ la diferencia se eleva al 36%. Respecto a la experiencia potencial, las discrepancias son más marcadas en las partes bajas de la distribución a favor de los rurales, por ejemplo en $\theta = 0,10$ los trabajadores rurales en términos relativos cuentan en promedio con 4 años más de experiencia, mientras que en $\theta = 0,90$ la brecha se reduce a menos de un año.

Gráfico 1 – Kernel Ingreso laboral por hora (en log.)



Fuente: elaboración propia en base a INE

Gráfico 2 – Brecha de Ingreso Laboral horario urbano - rural (en log.)



Fuente: elaboración propia en base a INE

4 Metodología

En las últimas tres décadas la literatura sobre la descomposición de cambios en la distribución de ingresos ha tenido un desarrollo importante teniendo como punto de partida los trabajos seminales de Oaxaca (1973) y Blinder (1973). Las contribuciones más recientes, han introducido el análisis de regresión por cuantiles y han sido desarrolladas por Machado y Mata (2004), Melly (2005) y Autor *et al.* (2005) las cuales se diferencian principalmente por las técnicas propuestas para su implementación.

En esta sección, se presentan los principales aspectos metodológicos que permitirán aislar la contribución de características y precios del mercado de trabajo a la brecha del ingreso laboral horario de los trabajadores rurales y urbanos. En este sentido, para la construcción de las

distribuciones contrafactuales se sigue a Autor *et al.* que presentan el procedimiento elaborado por Machado y Mata (MM) y posteriormente plantean una extensión de esta técnica. Para resumir el aporte de precios y características a la brecha de ingresos laborales se implementa una versión para cuantiles del método de Juhn, Murphy y Pierce (JMP).

4.1 Estimación de los parámetros y simulación de la distribución contrafactual

El enfoque de regresión por cuantiles (QR⁴) permite caracterizar la distribución condicional de una variable a partir de un modelo que puede expresarse de la siguiente manera:

$$Q_{\theta}(w/x) = x' \beta(\theta) \quad (1)$$

Donde $Q_{\theta}(w/x)$ con $\theta \in (0,1)$, representa el $\theta^{\text{ésimo}}$ cuantil de la distribución de la variable w condicional en x . Como lo demuestran Koenker y Bassett (1978), los coeficientes $\beta(\theta)$ pueden ser estimados consistentemente resolviendo el siguiente problema de optimización:

$$\min_{\beta(\theta)} = \sum_{i=1}^N \rho_{\theta}(w_i - x_i' \beta(\theta)), \quad \text{con } \rho_{\theta}(u) = \begin{cases} \theta u & \text{para } u \geq 0 \\ (\theta - 1)u & \text{para } u < 0 \end{cases}$$

Entre las propiedades de los estimadores se destaca su robustez ante observaciones extremas y que no es necesario asumir ningún tipo de supuesto sobre la distribución de los inobservables.

Así, el tradicional modelo de Mincer (1974) para el individuo i puede ser expresado de la siguiente manera:

$$\ln w_i = x_i' \beta_{\theta} + \omega_i \quad (2)$$

donde $\ln w_i$ representa el logaritmo natural del ingreso laboral horario, x_i es un vector de *características* de dimensión $k \times 1$ (con $x_{i1}=1$), $\beta(\theta)$ es un vector de parámetros de dimensión $k \times 1$ (también llamados *precios*) que depende de $\theta \in (0,1)$, y los ω_i son fuentes de heterogeneidad *no observable* en el modelo⁵.

Si la ecuación (1) está correctamente especificada, la estimación del proceso por cuantiles condicional a x ($Q_{\theta}(w/x)$ para $\theta \in (0,1)$) provee una caracterización completa de la distribución condicional del ingreso laboral horario. En este contexto, los w_i condicionados a x_i pueden considerarse como realizaciones independientes de $x_i' \beta(\theta)$ donde la variable aleatoria $\theta \in (0,1)$. Por lo tanto, si $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ son cuantiles seleccionados de manera aleatoria de una distribución uniformemente distribuida (0,1), las q estimaciones cuantílicas del ingreso

⁴ Por sus siglas en inglés *Quantile Regression*.

⁵ Los efectos parciales pueden computarse como $\frac{\partial Q_{\theta}[\ln(w_i) | x_k]}{\partial x_k} = \beta_k(\theta)$

laboral condicionado, $\hat{w}_i = \{x_i \cdot \hat{\beta}(\theta_i)\}_{i=1}^g$, representan una muestra aleatoria de la distribución condicional estimada dado x_i ⁶.

Ahora bien, como lo señalan Autor *et al.*, hasta aquí se ha simulado la distribución condicional del ingreso laboral. Para obtener la distribución marginal de w , no sólo debe considerarse $\hat{\beta}(\theta)$, sino también la distribución de las características $f(x)$. Así, la segunda parte del procedimiento para generar la distribución no condicional consiste en extraer aleatoriamente realizaciones de $f(x)$ y para cada x_i extraer de forma aleatoria θ_i de la distribución U(0,1). Con esto, es posible derivar una muestra aleatoria de la distribución no condicional de w_i a partir del producto de ambos vectores aleatorios, $\hat{w}_i = \{x_i \cdot \beta(\theta_i)\}_{i=1}^g$. Un supuesto clave para realizar este segundo paso, es el de equilibrio parcial en el mercado de trabajo, esto es, que los cambios en las cantidades agregadas de las características (x) no afectan los precios ($\beta(\theta)$).

Finalmente, reiterando este procedimiento de forma sucesiva es posible obtener un número importante de realizaciones de la distribución del ingreso laboral no condicionado, lo cual es clave para la construcción de las densidades contrafactuales. Como lo señalan Autor *et al.*, formalmente este procedimiento es equivalente a integrar la distribución condicional de $Q_\theta(w/x)$ sobre la distribución de $f(x)$ y θ (uniformemente distribuida), obteniendo entonces la distribución no condicional de w (estimada):

$$g(\hat{w}) = \iint_{x, \theta} \hat{Q}_\theta(w/x) f(x) dx d\theta \quad (3)$$

Los autores señalan dos aspectos que hacen especialmente atractivo este procedimiento. En primer lugar, al igual que la técnica de Oaxaca-Blinder, permite dividir los ingresos laborales observados en dos componentes: *características* y *precios*. Asimismo, al utilizar QR y no MCO, es posible caracterizar toda la distribución no condicional, esto es su tendencia central (describiendo así la desigualdad entre grupos) y también la dispersión de los ingresos laborales condicionados. Ello habilita a aislar el impacto de las características sobre la distribución residual de los ingresos laborales, lo que como se verá más adelante, constituye un aspecto esencial. El segundo punto a considerar, es que a partir de esta propuesta se puede simular el efecto de las características o precios en toda la distribución de ingresos laborales⁷.

4.2 Estimación de la desigualdad en los inobservables

En el procedimiento elaborado por MM no hay una propuesta para la estimación del componente *residual*⁸. Autor *et al.* formulan una extensión del procedimiento de MM en la que se incorpora una medida contrafactual de la dispersión (desigualdad) en los inobservables.

⁶ Los parámetros QR pueden ser utilizados en la simulación de la distribución condicional del ingreso laboral suponiendo que si U es una variable aleatoria uniforme en [0,1], entonces $F^{-1}(U)$ tiene distribución F.

⁷ Lo cual es válido, como ya se mencionó, bajo el supuesto de equilibrio parcial en el mercado de trabajo.

⁸ En la práctica el efecto inobservables de la propuesta de MM se estima por la diferencia entre la variación del salario observado y el efecto características y precios, mientras que bajo la propuesta de Autor *et al.* se obtiene directamente a través de $\beta^w(\theta)$.

Se considera β^b un vector de parámetros de tendencia central (denominado *between*), que provee de una medida de desigualdad entre grupos, de la misma manera que en el procedimiento de Oaxaca-Blinder lo hace $\hat{\beta}_{MCO}$. Autor *et al.* proponen realizar una estimación de este parámetro a partir de un modelo para la mediana condicional a x ($\hat{\beta}(0.5)$)⁹. Operando en la ecuación (1) se obtiene:

$$Q_{\theta}(w/x) = x'\beta^b + x'[\beta(\theta) - \beta^b] = x'\beta^b + x'\beta^w(\theta) \quad (4)$$

donde $\beta^w(\theta) = [\beta(\theta) - \beta^b]$ (para $\theta \in (0,1)$) es una matriz de parámetros (denominados *within*) que se interpretan como una medida de la desigualdad de los inobservables¹⁰. Esto es así, ya que por construcción $\beta^w(0.5) = 0$ (ó aproximadamente 0), por lo que la matriz $\beta^w(\theta)$ ya tiene descontada la desigualdad entre grupos, midiendo entonces la dispersión esperada de w para cualquier valor de x . Aplicando la estimación de $\hat{\beta}^w(\theta)$ a la distribución de características $f(x)$, se puede estimar la dispersión de w que es exclusivamente atribuible a los inobservables. Esto resulta de particular interés para poder separar claramente los efectos atribuibles a las características de aquellos que provienen de los residuos. En el caso de que $\hat{\beta}(\theta) = \hat{\beta}^b \quad \forall \theta$ y x , el componente de desigualdad de los inobservables será cero.

En síntesis, y tal como lo señalan Autor *et al.*, el modelo QR permite caracterizar adecuadamente (si éste se encuentra correctamente especificado) la distribución no condicional de w como función de tres componentes: la distribución de características, el vector de precios *between* y un componente residual o de precios *within*:

$$f_i(\hat{w}_i) \equiv g(f_i(x), \hat{\beta}_i^b, \hat{\beta}_i^w) \quad (5)$$

4.3 Procedimiento de Descomposición¹¹

En este trabajo el procedimiento de descomposición se realizará de forma análoga a la propuesta por JMP, implementando esta metodología para una versión de cuantiles¹². A partir de la ecuación (5) se define para la región rural (r) y urbana (u)

$$\bar{\beta}^b = \frac{\hat{\beta}_u^b + \hat{\beta}_r^b}{2} \quad \text{y} \quad \bar{\beta}^w = \frac{\hat{\beta}_u^w(\theta) + \hat{\beta}_r^w(\theta)}{2} \quad \forall \theta \in [0,1]$$

y es posible estimar las distribuciones contrafactuales de la siguiente manera:

⁹ Según los autores, la estimación del parámetro de tendencia central mediante un modelo para la mediana o media condicional no debería de cambiar de forma sustantiva las estimaciones.

¹⁰ El término $x'\beta^w$ depende de la forma funcional de los parámetros.

¹¹ En el Anexo II se presenta la versión de la descomposición propuesta por Autor *et al.*

¹² Para el cómputo de la descomposición de la brecha se sigue el procedimiento propuesto por Alejo (2007).

(a) La distribución que surgiría si se mantuvieran los parámetros (promedio) *between* y *within* constantes $\{w_{iu}^1\}_{i=1}^{N_u}$:

$$w_{iu}^1 = x_{iu} \bar{\beta}^b + x_{iu} \bar{\beta}^w(\theta_{iu})$$

(b) La distribución que surge de suponer sólo los parámetros *within* (promedio) constantes $\{w_{iu}^2\}_{i=1}^{N_u}$:

$$w_{iu}^2 = x_{iu} \hat{\beta}_u^b + x_{iu} \bar{\beta}^w(\theta_{iu})$$

(c) La verdadera distribución de la región urbana $\{w_{iu}^3\}_{i=1}^{N_u}$:

$$w_{iu}^3 = x_{iu} \hat{\beta}_u^b + x_{iu} \hat{\beta}_u^w(\theta_{iu}) = w_{iu}$$

Finalmente, realizando el mismo procedimiento para los trabajadores rurales, la brecha de ingresos laborales horarios se puede descomponer en:

$$\text{Efecto características o composición: EC} = I_{\theta} \{w_{iu}^1\} - I_{\theta} \{w_{ir}^1\}$$

$$\text{Efecto parámetros o precios (desigualdad } \textit{between}): \text{EP} = I_{\theta} \{w_{iu}^2\} - I_{\theta} \{w_{ir}^2\} - \text{EC}$$

$$\text{Efecto residuo o inobservables (desigualdad } \textit{within}): \text{ER} = I_{\theta} \{w_{iu}^3\} - I_{\theta} \{w_{ir}^3\} - \text{EC} - \text{EP},$$

donde I_{θ} indica una transformación logarítmica en el θ -cuantil de las distribuciones estimadas.

Finalmente, resta señalar que una de las principales ventajas de este procedimiento sobre otras metodologías de estimación por MCO, como la originalmente propuesta por Juhn, Murphy y Pearce (1993), está asociada a los supuestos que se realizan sobre la distribución de los inobservables. En el trabajo original de estos autores se asume homogeneidad en los efectos de los inobservables sobre w (homoscedasticidad). Como lo señalan Autor *et al.*, este es un supuesto poco razonable en la estimación de modelos de capital humano donde empíricamente se ha comprobado que la varianza de ω resulta ser una función, en general positiva, de la experiencia potencial y la educación (entre otras características). Por el contrario, los métodos basados en QR permiten dar cuenta de esta fuente de heteroscedasticidad. Por lo tanto, el hecho de que la población sea en promedio más educada o tenga más experiencia entre un período y otro, ante presencia de efectos heterogéneos, conlleva a que la descomposición QR sólo detecte un incremento de la desigualdad derivado de un efecto características y no también el efecto causado por los inobservables, como lo haría la estimación por MCO. Ahora, frente a la presencia de homoscedasticidad, utilizar MCO o QR arroja iguales resultados.

5 Estimaciones

5.1 Regresiones MCO y QR

Las estimaciones por MCO y QR se realizan de forma separada para las regiones urbana y rural. En ambos casos, se regresa el logaritmo del ingreso laboral por hora sobre la educación (*educ*), la experiencia potencial (*exp*) y su cuadrado (*exp2*), un término de interacción entre las dos primeras (*anex*) y un conjunto de variables de control (véase Anexo - Cuadro 1 por descripción de variables). Entre estas últimas, se consideran aquellas variables relativas a las características del empleo como ser el tipo ó tamaño de establecimiento (un total de 5 variables donde se omite la variable *público*) y el sector al que pertenecen (un total de 6 variables donde se omite la *rama1* que refiere al sector Agropecuario y Pesca), así como otras que refieren a la zona geográfica donde trabajan los individuos (se omite la zona *sur*). En todos los casos, las regresiones fueron ponderadas por lo que las estimaciones son representativas a nivel poblacional de los trabajadores bajo estudio.

5.2 Estimación de las distribuciones contrafactuales

Siguiendo la metodología detallada en el punto 4, se procede a realizar la descomposición por QR de la brecha de ingreso laboral entre las regiones urbana y rural. En primer lugar, se realiza la estimación por cuantiles del modelo especificado en el punto anterior, para $\theta = 0.01, 0.02, \dots, 0.99$ y adicionalmente, se obtiene un vector de parámetros *between* $\hat{\beta}^b$ de dimensión $K \times 1$ a partir de la estimación por MCO. La estimación de los coeficientes provee de los parámetros o “precios” para el proceso de simulación, siendo $\hat{\beta}(\theta)$ una matriz de dimensión $K \times Q$, donde K representa las 17 variables (incluyendo el intercepto) utilizadas en este estudio y Q el número de cuantiles estimados (99).

Como segundo paso, se calcula la matriz de parámetros *within* $\beta^w(\theta)$ para ambas regiones mediante el procedimiento descrito en el punto 4.2, donde $\beta^w(\theta)$ es una matriz de dimensión de 17×99 . Nótese que a diferencia de la propuesta de Autor *et al.*, esta matriz no pierde una dimensión ya que el parámetro de tendencia central elegido en este trabajo será $\hat{\beta}_{MCO}$ y no $\hat{\beta}(0.5)$. Finalmente, con los parámetros estimados y la matriz de características (o una muestra aleatoria de ella) se puede simular una distribución no condicional $g(f(x), \hat{\beta}^b, \hat{\beta}(\theta))$. De esta manera, asumiendo como ya se mencionó el supuesto de equilibrio parcial en el mercado de trabajo, es posible simular cualquier distribución contrafactual, aplicando por ejemplo los parámetros que se obtienen en la estimación de los trabajadores urbanos a las características de los rurales.

A diferencia de la propuesta de Autor *et al.*, en este trabajo no se obtendrán las distribuciones contrafactuales a partir de multiplicar toda la matriz de características por la matriz transpuesta de parámetros, lo que generaría una muestra $Q(99)$ veces superior a la original. En este caso,

para cada observación de la muestra se optó de forma aleatoria uno de los 99 cuantiles a partir de una distribución uniformemente distribuida en $[0,1]$ para computar $\beta^w(\theta)$. Este procedimiento posiblemente implique perder precisión en la simulación de las distribuciones.

5.3 Estimación de la descomposición de la brecha de ingresos

La estimación de la descomposición es calculada para los percentiles de la distribución de ingresos laborales para las regiones urbana y rural, donde I_θ es logaritmo de los ingresos medianos para $\theta = 0.01, 0.02, \dots, 0.99$. Específicamente, cada uno de los componentes se estima como la diferencia I_θ de las distribuciones contrafactuales en los cuantiles seleccionados. Por último, señalar que se computan intervalos de confianza a un nivel de 95% mediante la técnica de *bootstrap* con 150 réplicas.

5.4 Limitaciones

Antes de analizar los resultados deben tenerse en cuenta una serie de potenciales problemas que se derivan de limitaciones en la fuente de información y de las estimaciones. En primer lugar, es probable que existan fuentes de endogeneidad y que por lo tanto los parámetros del modelo no sean estimados de forma consistente. Como ya se mencionó, existe un conjunto de características no observables que afectan de forma heterogénea a individuos y regiones y que no son adecuadamente controladas en las estimaciones. Otra limitación del trabajo se deriva de utilizar un único índice de precios para deflactar los ingresos laborales horarios, ya que es de esperar que en Montevideo la canasta de precios sea más cara que en las regiones rurales y centros urbanos del interior del país. Por último, debe considerarse que el carácter secuencial del procedimiento de descomposición condiciona las estimaciones, ya que sesgos en una etapa previa (por ejemplo, el efecto características) no permitirían identificar adecuadamente los componentes de etapas posteriores.

6 Resultados empíricos

A continuación, y siguiendo la metodología descrita en la parte 5 se presentan en primer lugar, los resultados de la estimación mediante regresión por cuantiles que permiten obtener estimaciones contrafactuales de las distribuciones condicionadas de los ingresos laborales horarios. En segundo lugar, se procede a efectuar la descomposición de la brecha estimada con el objeto de aproximarnos a conocer la contribución de las características y de los retornos en la diferencia de las distribuciones de ingresos laborales urbanos y rurales.

6.1 Estimación de Regresión por cuantiles

En términos generales, las variables usualmente empleadas en la estimación básica de Mincer, esto es educación y experiencia, resultan significativas al 5%¹³ en la estimación por QR y MCO, presentando los signos esperados, tanto para la región rural como para la urbana. Asimismo, se observa que el comportamiento de dichas variables en toda la distribución para la estimación de los trabajadores rurales no difiere de forma sustantiva respecto a la estimación por MCO (véase Gráficos 3 y 4 del Anexo). Por lo tanto, el tratamiento por cuantiles condicionando por dichas variables sería más relevante en la especificación de los ingresos laborales de los trabajadores urbanos. En el Cuadro 3 del Anexo se presentan los resultados de las regresiones por MCO y QR para $\theta = 0,10, 0,25, 0,50, 0,75$ y $0,90$ para ambas regiones. En particular, la estimación muestra que para la región urbana los retornos a la educación son mayores en los cuantiles bajos y altos de la distribución. Esta característica de la distribución en forma de U ya fue constatada en Miles y Rossi (1999). En tanto, los retornos a la educación para la región rural son menores en todos los cuantiles considerados y no presentan el comportamiento que se constata para la región urbana. Por otra parte, si bien los trabajadores rurales poseen más experiencia potencial para los distintos cuantiles que los urbanos, los retornos de la experiencia y la experiencia al cuadrado son comparativamente más importantes en la región urbana.

Por último, las variables de control que refieren a las características del empleo de los individuos (tipo de establecimiento y rama de actividad) y a las zonas geográficas, son significativas en su conjunto al 1% en las estimaciones MCO tanto en la región urbana como en la rural¹⁴. En tanto, en la estimación por cuantiles muestran un comportamiento diferencial y con distinto grado de significatividad según sean los cuantiles considerados.

6.2 Descomposición

En este apartado, se resumen los principales resultados a los que se arriban al aplicar el procedimiento de descomposición, los cuales se sintetizan en el Gráfico 3 y Cuadro 5 del Anexo I. En términos generales, el efecto características (EC) es significativo para toda la distribución y es el componente que mayor aporte hace a la brecha de ingresos laborales. El efecto parámetros (EP) también es significativo salvo en el intervalo de percentiles 0,83-0,93, mientras que el efecto de los inobservables (ER) comienza a ser significativo a partir de la mediana de la distribución.

Se observa que el EC es positivo a lo largo de toda la distribución, lo cual estaría indicando que los trabajadores de la región urbana poseen una mayor dotación de características observables independientemente de la posición que ocupen en la distribución de ingresos. Este resultado es el esperado en función de lo que señala la literatura, ya que las actividades que requieren

¹³ Con excepción de la variable *anex* que en la especificación de los trabajadores rurales es significativa al 10% y a partir de cuantil 50 no se rechaza la hipótesis de no significatividad.

¹⁴ Para ello se realizaron los test de hipótesis correspondientes donde se contrasta que todos los coeficientes por grupos de variables sean significativamente distintos de cero, obteniendo que mediante el estadístico F existe evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula de no significación.

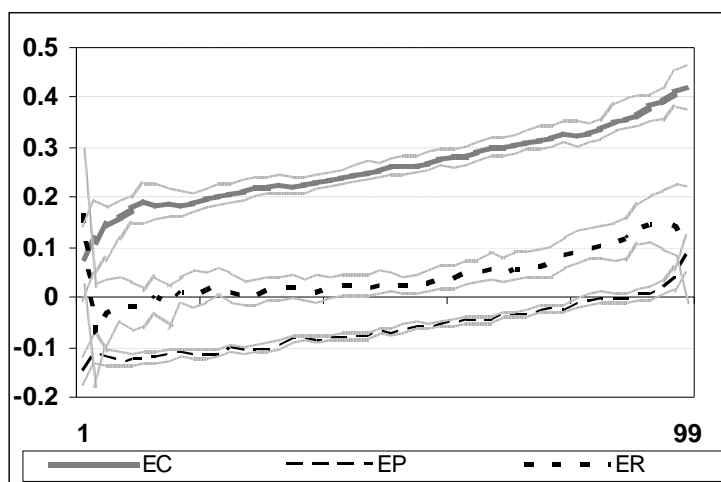
mejores atributos (observables y no observables) de los individuos en general se concentran en las regiones de mayor actividad económica como las urbanas. Una característica relevante de la evolución de este parámetro es que es creciente, lo que estaría indicando que las diferencias en la dotación de características a favor de los trabajadores de la región urbana se acentúan a lo largo de la distribución del ingreso laboral. En otras palabras, la “brecha” en las características observadas de los trabajadores urbanos y rurales es más importante entre aquellos que mejor se encuentran posicionados en la distribución de ingresos.

El EP es negativo en la mayor parte de la distribución, lo cual indicaría que individuos observacionalmente iguales reciben mayores retornos a sus características en la región rural que en la urbana. Este resultado es especialmente llamativo ya que no se condice con las predicciones que surgen de la literatura, que señalan que en las estimaciones se deberían encontrar mayores retornos a las características en aquellos trabajadores de las regiones urbanas. Ahora bien, como puede observarse la tendencia del EP es decreciente (en valor absoluto) con los cuantiles de la distribución, haciéndose positiva y con mayor pendiente en el último decil de ingresos.

Los resultados también arrojan que las características inobservables y su remuneración serían relevantes para explicar la brecha de ingresos laborales a partir de la mediana de la distribución, lo cual coincide con lo señalado por Autor *et al.*

Por lo tanto, el efecto características positivo y creciente en los cuantiles de la distribución incrementa la brecha urbana-rural, lo cual no puede ser compensado por el diferencial en los retornos que opera a favor de los trabajadores rurales en gran parte de la distribución. Sin embargo, este “efecto compensador” es decreciente, lo cual sumado a la tendencia del efecto características estaría explicando el incremento continuo de la brecha. A su vez, resulta relevante señalar que en la parte alta de la brecha de ingresos laborales el efecto parámetros es positivo y creciente, por lo cual en esta parte de la distribución tanto el diferencial en la dotación de características de los trabajadores de la región urbana como en sus remuneraciones estarían dando cuenta de este incremento.

Gráfico 3– Descomposición: contribución de cada componente a la brecha de ingreso laboral (intervalos de confianza al 95%)



Fuente: elaboración propia en base a INE

En el presente trabajo se utilizó el enfoque de descomposición por cuantiles propuesto por Machado y Mata (2004), extendido por Autor *et al.* (2005), con el objetivo de aislar las fuentes que contribuyen a explicar la brecha en los ingresos laborales horarios entre los trabajadores urbanos y rurales para el año 2006 en Uruguay. Específicamente, se procedió a descomponer la brecha considerando toda la distribución de ingresos laborales en tres componentes: aquellos que se derivan de las diferencias en las características observables de los trabajadores, en los retornos a esas características y en factores (precios y características) inobservables.

En primer lugar, se corrobora que existe una brecha de ingresos laborales entre las regiones urbana y rural que es positiva y que la misma es creciente en los cuantiles de la distribución de ingresos laborales. En otras palabras, si bien en la mayor parte de la distribución los trabajadores urbanos cuentan con ingresos laborales superiores respecto a los rurales, las diferencias entre ambos grupos se hacen más pronunciadas a medida que se encuentran mejor posicionados en la distribución de ingresos.

En cuanto a las estimaciones por QR, los resultados de los retornos a la educación y experiencia para los trabajadores rurales no presentarían diferencias sustantivas con la estimación por MCO, lo cual conduciría a pensar que la estimación por QR no agregaría información relevante. En cambio, la estimación QR para los trabajadores urbanos muestra que los retornos a dichas variables presentan comportamientos en forma de U y son significativamente distintos en los extremos de la distribución a la estimación de la media condicional. Si bien estos resultados estarían indicando que la remuneración a la educación y especialmente a la experiencia no es constante a través de la distribución condicional para los trabajadores urbanos, deben ser interpretados con extremo cuidado ya que no necesariamente se esté identificando de forma consistente dichos parámetros.

A partir del procedimiento de descomposición, se obtiene que la principal fuente que da cuenta de la brecha de ingresos es el diferencial en la dotación de características en favor de los trabajadores de las regiones urbanas. La literatura fundamenta que la existencia de mejores dotaciones en los trabajadores de los centros urbanos se vincula con el hecho de que es en éstas regiones donde se concentran la mayor parte de las actividades económicas que requieren mejores atributos individuales. También se encuentra que este efecto es creciente a lo largo de toda la distribución de ingresos laborales. En este sentido, por ejemplo se puede observar una diferencia de casi tres años de educación promedio en trabajadores ubicados en el percentil noventa, que se reduce a un año en aquellos posicionados en el décimo percentil.

El efecto parámetros es negativo en la mayor parte de la distribución, lo que estaría indicando que las diferencias en las remuneraciones a individuos de iguales características favorecen a trabajadores de las regiones rurales, ejerciendo así una suerte de “efecto compensador”, especialmente en la parte baja de la distribución. Este resultado contrasta con las predicciones que surgen de la literatura, que si bien sugieren que este efecto debería ser poco significativo en la parte baja de la distribución, no sería de esperar que fuera negativo (al menos en buena parte de la misma).

Se observa que el efecto precio es decreciente (en valor absoluto) con los cuantiles de ingreso laboral, lo cual va en línea con la evidencia que señala que este efecto no tendría porque ser constante a través de los hogares y regiones.

En particular, en la parte alta de la distribución de ingresos, a igual dotación de características, el mercado remunera mejor a los trabajadores de las regiones urbanas. Este resultado podría estar indicando que los efectos de la selección de características no observables (por ejemplo habilidad) y las externalidades de la concentración económica, son probablemente más relevantes en aquellos trabajadores (con mayores dotaciones) que se encuentran mejor posicionados en la distribución de ingresos.

Igualmente como ya fuera señalado, se debe ser cauteloso en la interpretación de los resultados ya que las posibles fuentes endogeneidad pueden persistir aún habiendo controlado por distintas variables en las estimaciones. De la misma manera, debe considerarse que los parámetros estimados son especialmente sensibles a la secuencia utilizada en la descomposición.

Por último, aún considerando estas limitaciones, el procedimiento propuesto en el trabajo permite una aproximación al fenómeno distributivo en Uruguay abordado desde una dimensión geográfica. En este sentido, en futuros trabajos se debería considerar el uso de metodologías que permitieran controlar algunas de las posibles fuentes de endogeneidad, por ejemplo introduciendo al análisis modelos que tomen en cuenta las decisiones de migración de los trabajadores. Asimismo, deberían analizarse detenidamente los efectos de las distintas características individuales, para lo cual podría emplearse la misma estrategia empírica desarrollada en este trabajo.

8 Bibliografía

- Alejo, J (2006). “Desigualdad salarial en el gran Buenos Aires: una aplicación de regresión por cuantiles en microdescomposiciones”. Documento de Trabajo No 36. CEDLAS, UNLP, Argentina.
- Autor, D., Katz, L. y Kearney, M. (2005). “Rising Wage Inequality: The Role of Composition and Prices”. NBER Working Paper No11628
- Bucheli, M y G. Sanromán (2004). “Salarios Femeninos en el Uruguay ¿Existe un techo de cristal?”. Documento de Trabajo No 05/04. DECON, UDELAR, Uruguay.
- Buchinsky, M., (1994). “Changes in US wage structure 1963-1987: an application of quantile regression”. *Econometrica*, 62(2), 405-458.
- Centurión, I. y E. Hernández (2006). “Distribución del Ingreso y Pobreza en Uruguay: estudio de las diferencias regionales”. Trabajo de investigación monográfico, Facultad de Economía, UDELAR, Uruguay.
- Juhn, C., Murphy, K., y Pierce, B. (1993). “Wage Inequality and the rise in Returns to skill”. *Journal of Political Economy*, 101(3), 410-442.
- Koenker, R. y Basset, G. (1978). “Regression quantiles”. *Econometrica*, 46(1), 33-50.
- Machado y Mata (2004). “Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression”. *Journal of Applied Econometrics*, 20(4), 445-65.

- Miles, D. y M. Rossi (1999). “Geographic concentration and structure of wages in developing countries: the case of Uruguay”. Documento de Trabajo No 13/99. DECON, UDELAR, Uruguay.
- Naticchioni, P.; Ricci, A. y E. Rustichelli (2007). “Education and wage inequality in Italy: a quantile decomposition approach?”. Mimeo.
- Overman, H.G, P. Rice and A. J. Venables (2007). “Economic Linkages across Space”. CEP Discussion Paper No. 805.
- Shilpi, Forhad (2008). “Migration, Sorting and Regional Inequality: Evidence from Bangladesh”. WB Policy Research Working Paper No 4616.
- Sosa Escudero, W. (2005). “Perspectivas y avances recientes en regresión por cuantiles”. Progresos en Econometría, AAEP.

9 Anexo I

9.1 Cuadros

Cuadro 1 – Descripción de las variables utilizadas

1. INGRESOS		3.2 SECTOR DE ACTIVIDAD	
y_h	Ingreso laboral mensual por hora. Incluye ingresos de trabajadores asalariados y de no dependientes (excepto Ingresos por Capital)	rama1	Agropecuario y pesca
ly_h	Logaritmo del ingreso laboral mensual	rama2	Industria manufacturera
2. CARACTERÍSTICAS INDIVIDUALES		rama3	Comercio
educ	Años de educación	rama4	Transporte
exp	Experiencia (en años)	rama5	Servicios - Hoteles y Rest., Act. de Intermediación financiera e inmobiliarias, Servicios públicos, otros
3. CARACTERÍSTICAS DEL EMPLEO		rama6	Otras ramas - Construcción, electricidad gas y agua, minas
3.1 TIPO DE ESTABLECIMIENTO		4. REGIÓN GEOGRÁFICA	
publico	Ocupado en el sector público	sur	Montevideo, Colonia, San José, Canelones, Maldonado
micro1	Ocupado en unipersonal	centro-sur	Soriano, Florida, Flores, Lavalleja, Rocha
micro2	Ocupado en empresa con 5-9 empleados	norte	Artigas, Salto, Rivera
pri_549	Ocupado en empresa con 10-49 empleados	centro-norte	Paysandú, Río Negro, Tacuarembó, Durazno, Treinta y Tres, Cerro Largo
pri_m50	Ocupado en empresa con más de 50 empleados		

Fuente: elaboración propia en base a INE

Cuadro 2 – Estadísticas Descriptivas de las variables utilizadas

<i>Observaciones</i>	URBANO		RURAL	
	<i>33025</i>		<i>10750</i>	
	Media	Desvío	Media	Desvío
y_h	55.85	62.07	38.78	34.58
educ	9.26	3.51	6.96	2.84
exp	24.10	11.89	27.68	12.65
publico	0.16	0.37	0.04	0.20
micro1	0.15	0.36	0.19	0.39
micro2	0.21	0.41	0.50	0.50
pri_549	0.27	0.45	0.22	0.41
pri_m50	0.20	0.40	0.05	0.22
rama1	0.10	0.30	0.77	0.42
rama2	0.18	0.39	0.08	0.26
rama3	0.22	0.41	0.05	0.21
rama4	0.09	0.28	0.02	0.13
rama5	0.28	0.45	0.06	0.24
rama6	0.14	0.34	0.03	0.17
sur	0.69	0.46	0.44	0.50
centro-sur	0.09	0.29	0.18	0.39
norte	0.11	0.31	0.19	0.39
centro-norte	0.11	0.31	0.19	0.39

Fuente: elaboración propia en base a INE

Cuadro 3 – Media de las variables condicionadas por cuantiles del ingreso laboral horario

	Cuantil 10		Cuantil 25		Cuantil 50		Cuantil 75		Cuantil 90	
	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano
y_h	14.16	14.75	21.71	24.14	31.29	38.47	44.44	63.00	65.07	106.43
ly_h	2.65	2.69	3.08	3.18	3.44	3.65	3.79	4.14	4.18	4.67
educ	6.63	7.63	6.68	8.35	6.16	8.57	7.09	9.63	8.40	11.38
exp	27.41	24.51	27.11	21.55	28.60	25.19	29.36	26.83	27.63	27.23
publico	0.01	0.03	0.00	0.07	0.01	0.18	0.07	0.27	0.09	0.27
micro1	0.36	0.38	0.29	0.22	0.18	0.04	0.08	0.06	0.14	0.09
micro2	0.53	0.38	0.56	0.32	0.58	0.22	0.51	0.13	0.45	0.13
pri_549	0.10	0.17	0.14	0.28	0.21	0.38	0.21	0.28	0.20	0.19
pri_m50	0.00	0.04	0.01	0.10	0.03	0.18	0.13	0.27	0.12	0.32
rama1	0.85	0.16	0.86	0.12	0.89	0.09	0.72	0.05	0.66	0.04
rama2	0.02	0.14	0.05	0.20	0.05	0.21	0.10	0.20	0.10	0.10
rama3	0.04	0.31	0.04	0.25	0.03	0.23	0.04	0.14	0.06	0.19
rama4	0.02	0.05	0.00	0.07	0.00	0.07	0.04	0.12	0.02	0.11
rama5	0.06	0.14	0.02	0.19	0.03	0.27	0.07	0.37	0.15	0.42
rama6	0.02	0.20	0.03	0.16	0.01	0.12	0.04	0.12	0.02	0.14
sur	0.48	0.47	0.41	0.61	0.42	0.69	0.51	0.75	0.42	0.81
centro-sur	0.15	0.15	0.13	0.10	0.10	0.09	0.18	0.07	0.27	0.06
norte	0.27	0.21	0.25	0.16	0.22	0.12	0.13	0.10	0.10	0.07
centro-norte	0.10	0.17	0.20	0.12	0.26	0.10	0.18	0.08	0.21	0.07

Fuente: elaboración propia en base a INE

Cuadro 4 – Estimación por cuantiles de la brecha de ingresos laborales urbano-rural

	Urbano						Rural					
	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9	MCO	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9	MCO
aniosed	0.13905 (0.00601)**	0.12351 (0.00375)**	0.12652 (0.00315)**	0.14154 (0.00411)**	0.14861 (0.00564)**	0.13988 (0.00333)**	0.08474 (0.01192)**	0.07517 (0.00754)**	0.07685 (0.00650)**	0.08755 (0.00718)**	0.08839 (0.00982)**	0.08594 (0.00600)**
anex	-0.00196 (0.00022)**	-0.00132 (0.00014)**	-0.00108 (0.00012)**	-0.00106 (0.00015)**	-0.001 (0.00021)**	-0.00131 (0.00013)**	-0.0009 (0.00042)*	-0.00065 (0.00027)*	-0.0004 (0.00023)	-0.00029 (0.00025)	0.00038 (0.00034)	-0.00041 (0.00021)
exp	0.07396 (0.00451)**	0.05976 (0.00286)**	0.05884 (0.00233)**	0.06515 (0.00288)**	0.07011 (0.00385)**	0.06582 (0.00236)**	0.04864 (0.00725)**	0.04497 (0.00473)**	0.04189 (0.00405)**	0.04372 (0.00432)**	0.04058 (0.00599)**	0.04627 (0.00355)**
exp2	-0.00085 (0.00006)**	-0.00067 (0.00004)**	-0.00063 (0.00003)**	-0.0007 (0.00004)**	-0.00075 (0.00005)**	-0.00072 (0.00003)**	-0.00059 (0.00009)**	-0.00056 (0.00006)**	-0.00052 (0.00005)**	-0.00051 (0.00006)**	-0.00046 (0.00008)**	-0.00056 (0.00005)**
micro1	-0.97342 (0.03035)**	-0.81193 (0.01988)**	-0.63668 (0.01644)**	-0.5084 (0.02031)**	-0.38687 (0.02648)**	-0.64725 (0.01624)**	-1.0063 (0.08918)**	-0.74245 (0.05888)**	-0.55113 (0.04925)**	-0.48313 (0.05125)**	-0.33322 (0.07056)**	-0.6328 (0.04099)**
micro2	-0.7039 (0.03012)**	-0.57172 (0.01951)**	-0.42156 (0.01587)**	-0.32352 (0.01942)**	-0.253 (0.02498)**	-0.43651 (0.01511)**	-0.70448 (0.08876)**	-0.48766 (0.05813)**	-0.34131 (0.04853)**	-0.31722 (0.05048)**	-0.1699 (0.06916)*	-0.39447 (0.03973)**
pri_549	-0.37921 (0.02892)**	-0.29358 (0.01881)**	-0.20611 (0.01529)**	-0.14661 (0.01873)**	-0.07257 (0.02440)**	-0.20854 (0.01437)**	-0.42676 (0.09010)**	-0.31187 (0.05888)**	-0.22113 (0.04925)**	-0.20434 (0.05154)**	-0.07843 (0.07067)	-0.24386 (0.04032)**
pri_m50	-0.22567 (0.03097)**	-0.11157 (0.01988)**	0.01179 (0.01609)	0.0777 (0.01969)**	0.13496 (0.02539)**	-0.02372 (0.01573)	-0.31936 (0.10357)**	-0.08215 (0.0671)	0.03967 (0.05618)	0.04571 (0.05478)	0.15679 (0.07880)*	-0.02326 (0.04798)
rama2	0.12927 (0.03307)**	0.05088 (0.02050)*	0.02108 (0.01593)	-0.02669 (0.01893)	-0.05507 (0.02436)*	0.01842 (0.0164)	-0.14068 (0.05603)*	-0.06087 (0.03725)	-0.03118 (0.02975)	-0.04678 (0.02917)	-0.03694 (0.03884)	-0.06968 (0.02514)**
rama3	0.02574 (0.0317)**	-0.03771 (0.01955)	-0.03237 (0.01521)*	-0.06678 (0.01811)**	-0.06489 (0.02318)**	-0.03351 (0.01602)*	-0.1742 (0.06003)**	-0.11341 (0.04080)**	-0.14957 (0.03426)**	-0.08152 (0.03502)*	-0.03031 (0.04654)	-0.13536 (0.03140)**
rama4	0.14074 (0.03821)**	0.09939 (0.02405)**	0.10181 (0.01899)**	0.06787 (0.02283)**	0.05901 (0.02958)*	0.09236 (0.01972)**	0.13193 (0.09736)	0.09374 (0.06634)	0.04776 (0.05684)	0.10354 (0.05817)	0.16658 (0.07859)*	0.06992 (0.04672)
rama5	0.02002 (0.02468)**	-0.00074 (0.01560)**	0.03013 (0.01231)**	0.02179 (0.01468)**	0.03 (0.01877)**	0.03449 (0.01190)**	-0.23944 (0.07546)**	-0.1095 (0.04963)*	-0.05526 (0.04092)	-0.08562 (0.04247)*	-0.04003 (0.05732)	-0.10688 (0.03850)**
rama6	0.09888 (0.03434)**	0.0762 (0.02141)**	0.10084 (0.01667)**	0.04349 (0.01981)*	-0.00319 (0.02506)	0.04077 (0.01732)*	-0.13699 (0.07517)	-0.14026 (0.05089)**	0.02329 (0.04244)	0.07281 (0.04314)	0.13412 (0.05702)*	-0.03844 (0.03976)
centrosur	-0.08136 (0.02535)**	-0.11341 (0.01610)**	-0.11253 (0.01272)**	-0.15083 (0.01518)**	-0.182 (0.01938)**	-0.12609 (0.01175)**	0.0475 (0.03453)	0.09262 (0.02343)**	0.09123 (0.01969)**	0.09269 (0.02005)**	0.07881 (0.02698)**	0.09777 (0.01675)**
norte	-0.21292 (0.02468)**	-0.23126 (0.01560)**	-0.21687 (0.01231)**	-0.23771 (0.01468)**	-0.26646 (0.01877)**	-0.23033 (0.01190)**	-0.05983 (0.03386)	-0.05358 (0.02285)*	-0.04187 (0.01916)*	-0.06532 (0.01945)**	-0.05633 (0.02627)*	-0.04836 (0.01603)**
centronorte	-0.16389 (0.02171)**	-0.18679 (0.01366)**	-0.18271 (0.01078)**	-0.20205 (0.01281)**	-0.2017 (0.01639)**	-0.18864 (0.01040)**	0.02285 (0.03444)	0.06212 (0.02335)**	0.0327 (0.01962)	0.01502 (0.01999)	0.00436 (0.02705)	0.03282 (0.01629)*
Constant	1.33015 (0.08489)**	1.87508 (0.05353)**	2.05014 (0.04406)**	2.14849 (0.05527)**	2.29592 (0.07499)**	1.88183 (0.04424)**	2.19942 (0.16299)**	2.44708 (0.10387)**	2.63695 (0.08825)**	2.78691 (0.09507)**	2.88518 (0.13235)**	2.52523 (0.07768)**

Standard errors in parentheses

* significant at 5%; ** significant at 1%

Fuente: elaboración propia en base a INE

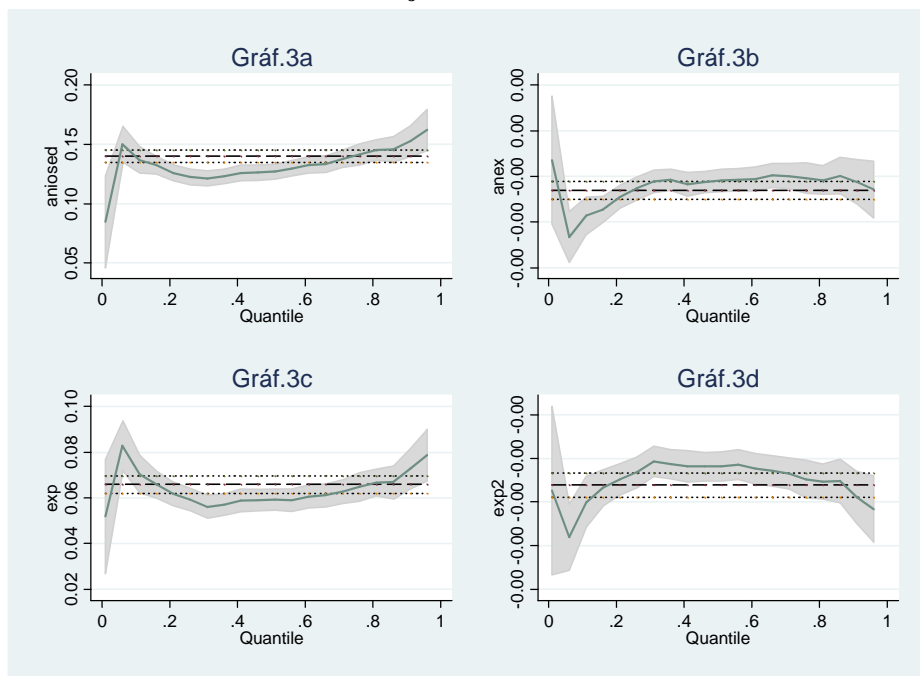
Cuadro 5 – Descomposición de la brecha de ingresos laborales urbano-rural

	$\theta=.10$	$\theta=.25$	$\theta=.50$	$\theta=.75$	$\theta=.90$
Brecha observada	0.038 0.006 - 0.070	0.108 0.089 - 0.125	0.213 0.196 - 0.229	0.349 0.329 - 0.373	0.511 0.476 - 0.540
Estimación Brecha	0.041 0.011 - 0.0714	0.108 0.093 - 0.126	0.210 0.191 - 0.224	0.349 0.329 - 0.371	0.509 0.463 - 0.535
Efecto Características (between)	0.190 0.147 - 0.225	0.204 0.186 - 0.226	0.260 0.243 - 0.277	0.314 0.293 - 0.339	0.367 0.342 - 0.401
Efecto parámetros	-0.1268 -0.137 - -0.111	-0.1035 -0.113 - -0.097	-0.0727 -0.079 - -0.065	-0.0256 -0.032 - -0.016	0.0034 -0.007 - 0.014
Efecto residual (within)	-0.023 -0.061 - 0.016	0.008 -0.013 - 0.045	0.025 0.009 - 0.048	0.061 0.038 - 0.094	0.140 0.102 - 0.183

Fuente: elaboración propia en base a INE

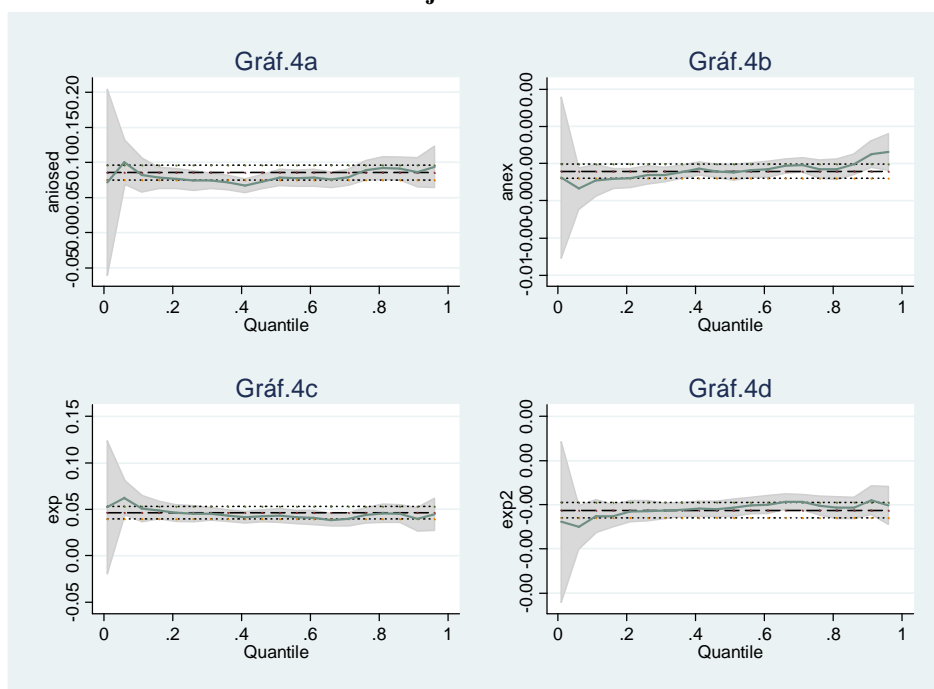
9.2 Gráficos

Gráfico 3 – Estimación por QR y MCO de las variables relativas a educación y experiencia – trabajadores urbanos



Fuente: elaboración propia en base a INE

Gráfico 4 – Estimación por QR y MCO de las variables relativas a educación y experiencia – Trabajadores rurales



Fuente: elaboración propia en base a INE

Autor *et al.* (2005) a partir de la ecuación (5) definen el cambio en un indicador de desigualdad de una distribución entre dos períodos, t y ζ , $\Delta Q_\theta = Q_\theta(g_\zeta(w)) - Q_\theta(g_t(w))$ de la siguiente manera:

$$\Delta Q_\theta^x = Q_\theta(g(f_\zeta(x), \hat{\beta}_t^b, \hat{\beta}_t^w)) - Q_\theta(g(f_t(x), \hat{\beta}_t^b, \hat{\beta}_t^w)) \quad (6)$$

que representa la contribución del cambio en las características a ΔQ_θ ,

$$\Delta Q_\theta^b = Q_\theta(g(f_\zeta(x), \hat{\beta}_\zeta^b, \hat{\beta}_t^w)) - Q_\theta(g(f_\zeta(x), \hat{\beta}_t^b, \hat{\beta}_t^w)) \quad (7)$$

que representa la contribución del cambio en los precios a ΔQ_θ , y

$$\Delta Q_\theta^w = Q_\theta(g(f_\zeta(x), \hat{\beta}_\zeta^b, \hat{\beta}_\zeta^w)) - Q_\theta(g(f_\zeta(x), \hat{\beta}_\zeta^b, \hat{\beta}_t^w)) \quad (8),$$

la contribución marginal de los inobservables a ΔQ_θ .

La suma de estas tres contribuciones resulta en el cambio total: $\Delta Q_\theta = \Delta Q_\theta^x + \Delta Q_\theta^b + \Delta Q_\theta^w$

Si bien como lo señalan los autores la descomposición de ΔQ_θ a partir de las ecuaciones 6, 7 y 8 se pueden estimar de forma independiente, el orden en que ésta se realice altera los resultados. Los autores proponen computar la descomposición con dos órdenes alternativos y evaluar los resultados, mientras que otras alternativas implican por ejemplo computar el promedio de las estimaciones de las distintas secuencias.

SERIE DOCUMENTOS DE TRABAJO DEL CEDLAS

Todos los Documentos de Trabajo del CEDLAS están disponibles en formato electrónico en www.depeco.econo.unlp.edu.ar/cedlas.

- Nro. 75 (Septiembre, 2008). Marcelo Bérgholo y Fedora Carbajal. "Brecha Urbano - Rural de Ingresos Laborales en Uruguay para el Año 2006: Una Descomposición por Cuantiles".
- Nro. 74 (Agosto, 2008). Matias D. Cattaneo, Sebastian Galiani, Paul J. Gertler, Sebastian Martinez y Rocio Titiunik. "Housing, Health and Happiness".
- Nro. 73 (Agosto, 2008). María Laura Alzúa. "Are Informal Workers Secondary Workers?: Evidence for Argentina".
- Nro. 72 (Julio, 2008). Carolina Díaz-Bonilla, Hans Lofgren y Martín Cicowiez. "Public Policies for the MDGs: The Case of the Dominican Republic".
- Nro. 71 (Julio, 2008). Leonardo Gasparini, Facundo Crosta, Francisco Haimovich, Beatriz Alvarez, Andrés Ham y Raúl Sánchez. "Un Piso de Protección Social en América Latina: Costos Fiscales e Impactos Sociales".
- Nro. 70 (Junio, 2008). Mariana Viollaz. "Polarización de ingresos laborales: Argentina 1992–2006".
- Nro. 69 (Mayo, 2008). Mariana Marchionni, Walter Sosa Escudero y Javier Alejo. "Efectos Distributivos de Esquemas Alternativos de Tarifas Sociales: Una Exploración Cuantitativa".
- Nro. 68 (Mayo, 2008). Ricardo N. Bebczuk. "Financial Inclusion in Latin America and the Caribbean: Review and Lessons".
- Nro. 67 (Abril, 2008). Mariana Marchionni, Walter Sosa Escudero y Javier Alejo. "La Incidencia Distributiva del Acceso, Gasto y Consumo de los Servicios Públicos".
- Nro. 66 (Abril, 2008). Ricardo N. Bebczuk. "Dolarización y Pobreza en Ecuador".
- Nro. 65 (Marzo, 2008). Walter Sosa Escudero and Anil K. Bera. "Tests for Unbalanced Error Component Models Under Local Misspecication".
- Nro. 64 (Febrero, 2008). Luis Casanova. "Trampas de Pobreza en Argentina: Evidencia Empírica a Partir de un Pseudo Panel".
- Nro. 63 (Enero, 2008). Francisco Franchetti y Diego Battistón. "Inequality in Health Coverage, Empirical Analysis with Microdata for Argentina 2006".

- Nro. 62 (Diciembre, 2007). Adriana Conconi, Guillermo Cruces, Sergio Olivieri y Raúl Sánchez. "E pur si muove? Movilidad, Pobreza y Desigualdad en América Latina".
- Nro. 61 (Diciembre, 2007). Mariana Marchionni, Germán Bet y Ana Pacheco. "Empleo, Educación y Entorno Social de los Jóvenes: Una Nueva Fuente de Información".
- Nro. 60 (Noviembre, 2007). María Gabriela Farfán y María Florencia Ruiz Díaz. "Discriminación Salarial en la Argentina: Un Análisis Distributivo".
- Nro. 59 (Octubre, 2007). Leopoldo Tornarolli y Adriana Conconi. "Informalidad y Movilidad Laboral: Un Análisis Empírico para Argentina".
- Nro. 58 (Septiembre, 2007). Leopoldo Tornarolli. "Metodología para el Análisis de la Pobreza Rural".
- Nro. 57 (Agosto, 2007). Adriana Conconi y Andrés Ham. "Pobreza Multidimensional Relativa: Una Aplicación a la Argentina".
- Nro. 56 (Agosto, 2007). Martín Cicowiez, Luciano Di Gresia y Leonardo Gasparini. "Políticas Públicas y Objetivos de Desarrollo del Milenio en la Argentina".
- Nro. 55 (Julio, 2007). Leonardo Gasparini, Javier Alejo, Francisco Haimovich, Sergio Olivieri y Leopoldo Tornarolli. "Poverty among the Elderly in Latin America and the Caribbean".
- Nro. 54 (Julio, 2007). Gustavo Javier Canavire-Bacarreza y Luís Fernando Lima Soria. "Unemployment Duration and Labor Mobility in Argentina: A Socioeconomic-Based Pre- and Post-Crisis Analysis".
- Nro. 53 (Junio, 2007). Leonardo Gasparini, Francisco Haimovich y Sergio Olivieri. "Labor Informality Effects of a Poverty-Alleviation Program".
- Nro. 52 (Junio, 2007). Nicolás Epele y Victoria Dowbley. "Análisis Ex-Ante de un Aumento en la Dotación de Capital Humano: El Caso del Plan Familias de Transferencias Condicionadas".
- Nro. 51 (Mayo, 2007). Jerónimo Carballo y María Bongiorno. "Vulnerabilidad Individual: Evolución, Diferencias Regionales e Impacto de la Crisis. Argentina 1995 – 2005".
- Nro. 50 (Mayo, 2007). Paula Giovagnoli. "Failures in School Progression".
- Nro. 49 (Abril, 2007). Sebastian Galiani, Daniel Heymann, Carlos Dabús y Fernando Tohmé. "Land-Rich Economies, Education and Economic Development".
- Nro. 48 (Abril, 2007). Ricardo Bebczuk y Francisco Haimovich. "MDGs and Microcredit: An Empirical Evaluation for Latin American Countries".

- Nro. 47 (Marzo, 2007). Sebastian Galiani y Federico Weinschelbaum. "Modeling Informality Formally: Households and Firms".
- Nro. 46 (Febrero, 2007). Leonardo Gasparini y Leopoldo Tornarolli. "Labor Informality in Latin America and the Caribbean: Patterns and Trends from Household Survey Microdata".
- Nro. 45 (Enero, 2007). Georgina Pizzolitto. "Curvas de Engel de Alimentos, Preferencias Heterogéneas y Características Demográficas de los Hogares: Estimaciones para Argentina".
- Nro. 44 (Diciembre, 2006). Rafael Di Tella, Sebastian Galiani y Ernesto Schargrodsky. "Crime Distribution and Victim Behavior during a Crime Wave".
- Nro. 43 (Noviembre, 2006). Martín Cicowiez, Leonardo Gasparini, Federico Gutiérrez y Leopoldo Tornarolli. "Areas Rurales y Objetivos de Desarrollo del Milenio en America Latina y El Caribe".
- Nro. 42 (Octubre, 2006). Martín Guzmán y Ezequiel Molina. "Desigualdad e Instituciones en una Dimensión Intertemporal".
- Nro. 41 (Septiembre, 2006). Leonardo Gasparini y Ezequiel Molina. "Income Distribution, Institutions and Conflicts: An Exploratory Analysis for Latin America and the Caribbean".
- Nro. 40 (Agosto, 2006). Leonardo Lucchetti. "Caracterización de la Percepción del Bienestar y Cálculo de la Línea de Pobreza Subjetiva en Argentina".
- Nro. 39 (Julio, 2006). Héctor Zacaria y Juan Ignacio Zoloa. "Desigualdad y Pobreza entre las Regiones Argentinas: Un Análisis de Microdescomposiciones".
- Nro. 38 (Julio, 2006). Leonardo Gasparini, Matías Horenstein y Sergio Olivieri. "Economic Polarisation in Latin America and the Caribbean: What do Household Surveys Tell Us?".
- Nro. 37 (Junio, 2006). Walter Sosa-Escudero, Mariana Marchionni y Omar Arias. "Sources of Income Persistence: Evidence from Rural El Salvador".
- Nro. 36 (Mayo, 2006). Javier Alejo. "Desigualdad Salarial en el Gran Buenos Aires: Una Aplicación de Regresión por Cuantiles en Microdescomposiciones".
- Nro. 35 (Abril, 2006). Jerónimo Carballo y María Bongiorno. "La Evolución de la Pobreza en Argentina: Crónica, Transitoria, Diferencias Regionales y Determinantes (1995-2003)".
- Nro. 34 (Marzo, 2006). Francisco Haimovich, Hernán Winkler y Leonardo Gasparini. "Distribución del Ingreso en América Latina: Explorando las Diferencias entre Países".

- Nro. 33 (Febrero, 2006). Nicolás Parlamento y Ernesto Salinardi. "Explicando los Cambios en la Desigualdad: Son Estadísticamente Significativas las Microsimulaciones? Una Aplicación para el Gran Buenos Aires".
- Nro. 32 (Enero, 2006). Rodrigo González. "Distribución de la Prima Salarial del Sector Público en Argentina".
- Nro. 31 (Enero, 2006). Luis Casanova. "Análisis estático y dinámico de la pobreza en Argentina: Evidencia Empírica para el Periodo 1998-2002".
- Nro. 30 (Diciembre, 2005). Leonardo Gasparini, Federico Gutiérrez y Leopoldo Tornarolli. "Growth and Income Poverty in Latin America and the Caribbean: Evidence from Household Surveys".
- Nro. 29 (Noviembre, 2005). Mariana Marchionni. "Labor Participation and Earnings for Young Women in Argentina".
- Nro. 28 (Octubre, 2005). Martín Tetaz. "Educación y Mercado de Trabajo".
- Nro. 27 (Septiembre, 2005). Matías Busso, Martín Cicowiez y Leonardo Gasparini. "Ethnicity and the Millennium Development Goals in Latin America and the Caribbean".
- Nro. 26 (Agosto, 2005). Hernán Winkler. "Monitoring the Socio-Economic Conditions in Uruguay".
- Nro. 25 (Julio, 2005). Leonardo Gasparini, Federico Gutiérrez y Guido G. Porto. "Trade and Labor Outcomes in Latin America's Rural Areas: A Cross-Household Surveys Approach".
- Nro. 24 (Junio, 2005). Francisco Haimovich y Hernán Winkler. "Pobreza Rural y Urbana en Argentina: Un Análisis de Descomposiciones".
- Nro. 23 (Mayo, 2005). Leonardo Gasparini y Martín Cicowiez. "Equality of Opportunity and Optimal Cash and In-Kind Policies".
- Nro. 22 (Abril, 2005). Leonardo Gasparini y Santiago Pinto. "Equality of Opportunity and Optimal Cash and In-Kind Policies".
- Nro. 21 (Abril, 2005). Matías Busso, Federico Cerimedo y Martín Cicowiez. "Pobreza, Crecimiento y Desigualdad: Descifrando la Última Década en Argentina".
- Nro. 20 (Marzo, 2005). Georgina Pizzolitto. "Poverty and Inequality in Chile: Methodological Issues and a Literature Review".
- Nro. 19 (Marzo, 2005). Paula Giovagnoli, Georgina Pizzolitto y Julieta Trías. "Monitoring the Socio-Economic Conditions in Chile".
- Nro. 18 (Febrero, 2005). Leonardo Gasparini. "Assessing Benefit-Incidence Results Using Decompositions: The Case of Health Policy in Argentina".

- Nro. 17 (Enero, 2005). Leonardo Gasparini. "Protección Social y Empleo en América Latina: Estudio sobre la Base de Encuestas de Hogares".
- Nro. 16 (Diciembre, 2004). Evelyn Vezza. "Poder de Mercado en las Profesiones Autorreguladas: El Desempeño Médico en Argentina".
- Nro. 15 (Noviembre, 2004). Matías Horenstein y Sergio Olivieri. "Polarización del Ingreso en la Argentina: Teoría y Aplicación de la Polarización Pura del Ingreso".
- Nro. 14 (Octubre, 2004). Leonardo Gasparini y Walter Sosa Escudero. "Implicit Rents from Own-Housing and Income Distribution: Econometric Estimates for Greater Buenos Aires".
- Nro. 13 (Septiembre, 2004). Monserrat Bustelo. "Caracterización de los Cambios en la Desigualdad y la Pobreza en Argentina Haciendo Uso de Técnicas de Descomposiciones Microeconómicas (1992-2001)".
- Nro. 12 (Agosto, 2004). Leonardo Gasparini, Martín Cicowiez, Federico Gutiérrez y Mariana Marchionni. "Simulating Income Distribution Changes in Bolivia: a Microeconomic Approach".
- Nro. 11 (Julio, 2004). Federico H. Gutierrez. "Dinámica Salarial y Ocupacional: Análisis de Panel para Argentina 1998-2002".
- Nro. 10 (Junio, 2004). María Victoria Fazio. "Incidencia de las Horas Trabajadas en el Rendimiento Académico de Estudiantes Universitarios Argentinos".
- Nro. 9 (Mayo, 2004). Julieta Trías. "Determinantes de la Utilización de los Servicios de Salud: El Caso de los Niños en la Argentina".
- Nro. 8 (Abril, 2004). Federico Cerimedo. "Duración del Desempleo y Ciclo Económico en la Argentina".
- Nro. 7 (Marzo, 2004). Monserrat Bustelo y Leonardo Lucchetti. "La Pobreza en Argentina: Perfil, Evolución y Determinantes Profundos (1996, 1998 Y 2001)".
- Nro. 6 (Febrero, 2004). Hernán Winkler. "Estructura de Edades de la Fuerza Laboral y Distribución del Ingreso: Un Análisis Empírico para la Argentina".
- Nro. 5 (Enero, 2004). Pablo Acosta y Leonardo Gasparini. "Capital Accumulation, Trade Liberalization and Rising Wage Inequality: The Case of Argentina".
- Nro. 4 (Diciembre, 2003). Mariana Marchionni y Leonardo Gasparini. "Tracing Out the Effects of Demographic Changes on the Income Distribution. The Case of Greater Buenos Aires".
- Nro. 3 (Noviembre, 2003). Martín Cicowiez. "Comercio y Desigualdad Salarial en Argentina: Un Enfoque de Equilibrio General Computado".
- Nro. 2 (Octubre, 2003). Leonardo Gasparini. "Income Inequality in Latin America and the Caribbean: Evidence from Household Surveys".

- Nro. 1 (Septiembre, 2003). Leonardo Gasparini. "Argentina's Distributional Failure: The Role of Integration and Public Policies".
-