

DISCRIMINACIÓN SALARIAL EN ARGENTINA ENTRE NATIVOS Y PARAGUAYOS

VICTOR EDUARDO TORRES* Y DORA ESTELA CELTON**

Recibido: 18-05-09. Aceptado: 15-12-09. BIBLID [0210-5462 (2009-2); 45: 263-285].

PALABRAS CLAVE: Descomposición de Oaxaca, migración, Paraguay, Argentina.

KEYWORDS: Oaxaca's decomposition, migration, Paraguay, Argentina.

MOTS-CLÉS: Décomposition d'Oaxaca, migrants, Paraguay, Argentina

RESUMEN

En el presente trabajo se analizan las diferencias salariales entre los migrantes paraguayos y los nativos argentinos siguiendo la metodología propuesta por Oaxaca (1973). Mediante la misma es posible realizar una descomposición de la brecha salarial en dos factores: los que están vinculados a diferencias en las características individuales de las personas (que se traducen en su productividad), y el componente que está relacionado a diferente remuneración a pesar que ambos grupos cuentan con similares características (el cual es el que llamado «discriminación»). Dichas estimaciones se realizan bajo dos metodologías diferentes: con y sin la corrección de sesgo de autoselección propuesta por Heckman. Para ello se utilizan los datos provistos por el primer y tercer trimestre de la Encuesta Permanente de Hogares de 2006 de Argentina.

ABSTRACT

This paper analyzes wage differences between migrants from Paraguay and natives from Argentina following Oaxaca's proposal. This methodology allows to make a decomposition of this gap in two factors: those originated in individual characteristics (that generate different productivity) and the estimated effects of «discrimination» (people with similar characteristics but receive different salary). The estimations are made under two different ways: with and without self selection bias correction which was proposed by Heckman. The data source is *Encuesta Permanente de Hogares de Argentina* (first and third quarter, 2006).

RÉSUMÉ

Dans le présent travail analyse les écarts de rémunération entre les migrants paraguayens et les indigènes argentins suivant la méthode proposée par Oaxaca (1973). Par la même est possible de réaliser une décomposition des écarts de rémunération dans deux facteurs : ceux qui sont liés à des différences de caractéristiques individuelles des personnes (qui se traduisent

*. Centro de Estudios Avanzados (CONICET) y, Fac. de Cs. Económicas (Universidad Nac. de Córdoba), Argentina.

** Centro de Estudios Avanzados (CONICET), (Argentina).

par sa productivité), et la composante qui est lié à différente rémunération à regret que deux groupes disposent de caractéristiques similaires (sur lequel le que appelé discrimination). Ces estimations sont effectuées sous deux méthodes différentes: avec et sans la correction de préjugés contre autosélection proposition par abordé. Pour cela, on utilise des données fournies par le premier et troisième trimestre de l'enquête permanente de foyers de 2006 d'Argentine.

1. INTRODUCCIÓN

La OIT en su Convenio N° 111 (Convenio relativo a la discriminación en materia de empleo y ocupación, que entró en vigor en 1960) expresa que:

[...] considerando que la Declaración de Filadelfia afirma que todos los seres humanos, sin distinción de raza, credo o sexo, tienen derecho a perseguir su bienestar material y su desarrollo espiritual en condiciones de libertad y dignidad, de seguridad económica y en igualdad de oportunidades, y considerando además que la discriminación constituye una violación de los derechos enunciados por la Declaración Universal de los Derechos Humanos, adopta en la misma que el término discriminación comprende cualquier distinción, exclusión o preferencia basada en motivos de raza, color, sexo, religión, opinión política, ascendencia nacional u origen social que tenga por efecto anular o alterar la igualdad de oportunidades o de trato en el empleo y la ocupación como así también cualquier otra distinción, exclusión o preferencia que tenga por efecto anular o alterar la igualdad de oportunidades o de trato en el empleo u ocupación.

A su vez, el mismo Organismo también plasma nuevos conceptos en el Convenio 143 sobre los trabajadores migrantes (disposiciones complementarias, 1975) que trata sobre las migraciones en condiciones abusivas y la promoción de la igualdad de oportunidades y de trato de los trabajadores migrantes (con fecha de entrada en vigor en el año 1978).

En este trabajo se presentan los resultados de estimar las brechas salariales entre argentinos y paraguayos (para ambos sexos) y sus dos componentes las que pueden provenir de dos fuentes: en primer lugar, debido a la diferente productividad que cada individuo posee (en estrecha relación con el capital humano y las características que posee cada persona) o, en segundo término, a la discriminación proveniente de retribuir de distinta manera a aquellos que poseen similares características.

Además, la estimación se realiza con la corrección de sesgo de autoselección de los individuos propuesta por Heckman y —a modo comparativo— bajo la metodología original seguida por Oaxaca bajo mínimos cuadrados ordinarios.

2. CAPITAL HUMANO

La teoría del capital humano ha sido ampliamente abordada por diferentes autores a lo largo del tiempo. Ya Adam Smith en *La Riqueza de las Naciones* (1776) formuló las bases de lo que más tarde se convertiría en la corriente del capital humano, al expresar que la mejora en las habilidades de los trabajadores redundará en progreso económico.

Más reciente en el tiempo, especialmente durante la década de 1960, Theodore Schultz realizó importantes aportes dado que hasta ese momento los economistas reconocían al factor trabajo como *input* de las funciones de producción con características homogéneas (esto es, sin considerar las diferencias que existían entre los individuos en conocimientos, habilidades y experiencia).

Sin embargo, Schultz le asignó un papel importante —en especial— a la educación como un factor fundamental en el crecimiento económico: las inversiones en educación, en servicios sanitarios, los conocimientos adquiridos a través de la formación en el trabajo contribuyen a que el capital humano crezca (SCHULTZ, 1971) .

El autor sostiene que estas inversiones garantizan tasas de rendimiento positivas por dos motivos: en primer lugar, porque el capital humano —en particular— y el conocimiento —en general— son acumulativos, lo que significa que los individuos están en mejores condiciones de acumular más cuanto más poseen. En segundo término, la probabilidad de que los conocimientos de un individuo sean más productivos se incrementan cuando éste se desenvuelve en un entorno en el que hay un alto nivel general de capital humano.

Por su parte, el trabajo de Robert Lucas sostiene que la clave del crecimiento económico radica en la acumulación de capital humano. Dicha acumulación está ligada en primer término a las decisiones que cada individuo toma respecto a su formación y, en segundo lugar (en concordancia con Arrow), al aprendizaje proveniente de la práctica, el cual proviene de la inversión realizada por las empresas en bienes de capital.

De acuerdo a sus trabajos, la función de producción de una economía podría representarse por una función de tipo *Cobb-Douglas* en la que el capital humano se acumula tanto más rápido cuanto más capital físico exista.

Así, el modelo propuesto por Lucas vincula el incremento en el capital humano con el crecimiento de la productividad: la acumulación de capital humano genera externalidades positivas ya que los individuos tienen mayor productividad cuando están inmersos en un ambiente dotado de alto capital humano. Sin embargo, debido a la presencia de estas externalidades las empresas pueden confiarse y verse estimuladas a invertir menos en capital humano de lo que socialmente sería deseable (u óptimo), siendo importante el papel del Estado para generar los estímulos necesarios para que las empresas prosigan invirtiendo en ese sentido (LUCAS, 1988).

Por su parte, Gary Becker postula que el capital humano es el resultado de un proceso de inversión y, dado que la adquisición de conocimiento productivo implica un costo (ya sean directos o a través de costos de oportunidad de obtener ingresos mientras estudian) concluyó que los agentes racionales harán tal inversión sólo si el flujo de beneficios esperados supera el costo de corto plazo asociado con la adquisición de tales habilidades. De este modo, esa inversión en educación modifica la trayectoria de ingresos vitalicios de la persona (BECKER, 1964).

Es así que aquellos que antes abandonan la escolarización obtienen salarios durante más años (en promedio) que aquellos que permanecen más años en la fase de escolarización, pero usualmente estos últimos obtienen salarios superiores que los primeros a lo largo de su vida.

Según el mencionado autor, las inversiones realizadas en capital humano dependen de los costos de adquisición de las habilidades y de los retornos esperados de la inversión

y las familias pueden influir en esas variables. Las familias más ricas y las que tienen padres con altos niveles educativos pueden darle forma a los gustos y preferencias de sus hijos inculcándoles la importancia de la educación y el deseo de un buen rendimiento en la escuela. Esto se traduce en una más alta tasa de retorno del conocimiento y las habilidades relativas de esos niños comparados con los provenientes de familias más pobres. Por lo tanto, los padres juegan un rol esencial en crear ventajas para sus niños estimulándolos a adquirir stocks sustanciales de capital humano, el cual tiene valor en el mercado laboral.

Asimismo, Becker introdujo una importante distinción entre capital humano «general» (el cual es valuado por todos los potenciales empleadores) y el capital humano «específico de la empresa» (el cual involucra habilidades y conocimiento que tiene valor productivo sólo en una compañía particular). La educación formal produce capital humano general, mientras que el entrenamiento en el puesto de trabajo normalmente produce ambos tipos de capital.

Para comprender las inversiones en capital humano realizada por los empleados y empleadores, uno debe prestar atención a los diferentes incentivos involucrados. En todos los casos, los empleadores son renuentes a proveer habilidades generales ya que los empleados pueden utilizarlos en otras compañías y, viceversa, los empleados se tienen menor inclinación a la inversión en capital humano propio de la empresa si no cuentan con la suficiente seguridad laboral.

De este modo la educación recibida a lo largo de toda la vida influye directamente en el stock de capital humano de una persona y, a su vez, este último es un determinante de las capacidades que posee, de las tareas que puede desempeñar y —en definitiva— de las oportunidades y el salario al que una persona puede acceder. Sin embargo, aún cuando dos personas poseen características similares cabe la posibilidad que perciban diferentes salarios.

3. DESCOMPOSICIÓN DE BRECHAS SALARIALES

El estudio de diferenciales salariales reconoce como un pilar clave el trabajo realizado por Oaxaca en el cual plantea una manera de medir la discriminación salarial entre hombres y mujeres de raza blanca y afrodescendientes en los Estados Unidos donde también realiza un análisis empírico al respecto (OAXACA, 1973).

La metodología propuesta está basada en estimar regresiones lineales bajo mínimos cuadrados ordinarios para cada uno de los cuatro grupos, en el que la variable dependiente es el logaritmo natural del ingreso por hora de las personas.

De este modo, trabaja con una expresión semi logarítmica bajo la forma

$$\ln(W_i) = Z'_i * \beta + u_i \quad i = 1, \dots, n \quad \text{Ecuación 1}$$

En el que

W_i son los ingresos por hora de las personas

Z'_i es el vector de características individuales

β el vector de coeficientes

u_i el término de perturbación

Entonces, al estimar una ecuación para hombres y para mujeres se tiene que

$$\ln(W_m) = Z'_m * \beta_m \text{ (ecuación para los hombres)} \quad \text{Ecuación 2}$$

$$\ln(W_f) = Z'_f * \beta_f \text{ (ecuación para las mujeres)} \quad \text{Ecuación 3}$$

Z'_m y Z'_f son los vectores de valores medios de las variables explicativas para hombres y mujeres respectivamente

β_m y β_f son los correspondientes coeficientes estimados para hombres y mujeres respectivamente.

Sustituyendo se tiene que

$$\ln(G + I) = \Delta Z' * \beta_m - Z'_m * \Delta \beta \quad \text{Ecuación 4}$$

Siendo $\Delta Z = Z'_m - Z'_f$ y $\Delta \beta = \beta_f - \beta_m$

En esa expresión puede verse la descomposición del diferencial de salario en sus dos fuentes: la primera, constituida por el primer término a la derecha de la igualdad, plasma los efectos estimados por las diferencias en características individuales y la segunda representa los efectos estimados de discriminación.

Otra manera equivalente de plantear la discriminación salarial es

$$\ln(D + I) = \ln(W_m/W_f) - \ln(W_m/W_f)^o \quad \text{Ecuación 5}$$

Donde W_m/W_f es el cociente de salarios observados de hombres y mujeres respectivamente y $\ln(W_m/W_f)^o$ es el cociente de salarios en ausencia de discriminación de hombres y mujeres respectivamente.

Becker definió el coeficiente de discriminación de mercado como el porcentaje de diferencial de salario entre dos clases de trabajo perfectamente sustituibles. Para aquellos casos en que los factores no fuesen perfectamente sustituibles, dicho autor definió el coeficiente de discriminación como la diferencia entre el cociente de salarios observado y el cociente de salario en ausencia de discriminación (aunque este último es desconocido y por lo que surge la estimación bajo mínimos cuadrados ordinarios).

Sin embargo, en este tipo de estudios suele aparecer un sesgo proveniente de la autoselección por parte de los propios individuos de formar parte de la muestra. Esto ocurre dado que hay individuos que deciden no trabajar debido a que el salario de mercado es inferior al salario de reserva que ellos poseen, generando así que no esté disponible el ingreso de dichos trabajadores con lo cual los estimadores obtenidos posiblemente sean sesgados e inconsistentes.

Y, debido a que el tener salarios de reserva superiores a los de mercado no es necesariamente un fenómeno aleatorio se busca paliar esta situación a través de la corrección propuesta por Heckman en la cual se especifican ciertas variables que determinan —mediante la estimación de un modelo *probit*— la probabilidad que un individuo participe o no del mercado laboral (HECKMAN, 1976, 1977 y 1979).

Mediante esta corrección se pretende incorporar factores que inciden en la decisión de participar del mercado laboral pero que no influyen en el salario que el mercado retribuye (por ejemplo, la cantidad de hijos).

Este punto es importante ya que si la regresión presenta evidencia que a las personas con más hijos el salario que se les paga es inferior, podría interpretarse que hay discriminación laboral en contra de ellos cuando en realidad la cantidad de hijos no es un factor explicativo del salario del individuo, aunque sí puede tener incidencia en la decisión de trabajar o en el salario de reserva del individuo.

Para ello se estima el parámetro λ (lambda, el cual es la inversa del ratio de Mill) que luego se incorpora como un regresor más del ingreso para finalmente cuantificar la descomposición de la brecha salarial.

4. ANTECEDENTES BIBLIOGRÁFICOS

En su trabajo, Oaxaca utiliza los datos provistos por la *Survey of Economic Opportunity* de 1967 y el resultado de la estimación es que el 58.4% de la diferencia salarial entre hombres y mujeres blancas se debe a discriminación mientras que para la raza negra el valor de la misma es de 55.6% (OAXACA, 1973).

A partir de ahí son numerosos los trabajos realizados en torno a la medición de la discriminación salarial en los mercados de trabajos bajo la descomposición de Blinder-Oaxaca.

Si bien la disponibilidad de los datos ha condicionado la manera en que se produjeron las aplicaciones, uno de los aspectos más relevantes es que este tipo de estudio se ha popularizado y extendido en diversos países, siendo la mayoría de las veces el objeto de análisis si hay discriminación salarial entre los sexos.

Dentro de los trabajos existentes cabe destacar el de RIVAS y ROSSI (2000) que aborda la diferencia salarial entre hombres y mujeres en Uruguay durante la década de 1990, ESQUIVEL y PAZ (2003) trabajaron acerca la diferencia salarial entre hombres y mujeres en Argentina; FUENTES, PALMA y ROMERO (2005) analizaron la evolución de la discriminación salarial por género en Chile para el período 1990 a 2003.

En el mismo sentido, TENJO y otros (2005) estudian la evolución de las diferencias salariales entre sexos para seis países de Latinoamérica: Argentina, Brasil, Costa Rica, Colombia, Honduras y Uruguay tomando tres puntos de observación: principios y finales de la década de 1980 y finales de la década de 1990 (excepto para Honduras que sólo dispusieron datos para fines de la décadas de 1980 y 1990).

Igualmente, DEL RÍO, GRADÍN y CANTÓ (2006) también trabajan la discriminación salarial en el mercado laboral de España pero, además del análisis tradicional de Oaxaca, también avanzan en una metodología propuesta por Jenkins.

Las autoras CERRUTTI y MAGUID (2007) trataron las diferencias de ingresos entre nativos e inmigrantes limítrofes y del Perú y —en función de los resultados que obtuvieron a partir de la Encuesta Permanente de Hogares del año 2005— expresan que «existen marcadas diferencias de los ingresos promedios» pero que dichas diferencias pueden variar de acuerdo al sexo, la educación y la calificación ocupacional.

También concluyen que —en promedio— la brecha de ingresos entre nativos y migrantes «es más elevada en el caso de las mujeres que entre los varones y entre los trabajadores con educación media o superior o en ocupaciones que requieren de cierta calificación que quienes tienen baja educación o desempeñan ocupaciones no calificadas».

Además, en dicho trabajo se elaboraron diferentes modelos que analizan las brechas salariales entre los nativos e inmigrantes y en base a los resultados obtenidos finalmente arriban a la conclusión que aún en períodos de recuperación económica los inmigrantes se insertan en sectores económicos con alta informalidad y precariedad laboral, y si bien tienen mayores chances de encontrarse ocupados es a costa de hacerlo en empleos de «calificación operativa peor remunerados o tareas no calificadas».

El trabajo elaborado por CAICEDO RIASCOS (2009) contempló en su análisis las diferencias salariales entre hombres y mujeres en Estados Unidos considerando nativos blancos no hispanos, afroamericanos nativos e inmigrantes provenientes de latinoamérica y el caribe hacia el mencionado país.

Los resultados obtenidos por la autora revelan que los trabajadores mexicanos, con una diferencia de 0,452 puntos logarítmicos, son el grupo con mayor brecha salarial (versus los nativos blancos no-hispanos) siendo el 28,5% debida a la posible discriminación. Para los centroamericanos (el segundo grupo con la mayor brecha salarial logarítmica) el valor de la brecha es de 0,434 puntos y la discriminación explica el 23,3% de la misma.

A su vez, el valor de la brecha es de 0,209 puntos logarítmicos para los cubanos y el 83,3% de la misma es explicado por la discriminación que ejerce el mercado laboral, mientras que, en último lugar están los afroamericanos nacidos en Estados Unidos con una brecha salarial de 0,202 (en términos logarítmicos) y el 44,1% de la misma es explicado por la discriminación.

Di Paola y Berges analizaron la brecha salarial por género para Mar del Plata (Argentina) y estimaron con la corrección propuesta por Heckman como así también sin dicha corrección obteniendo resultados muy disímiles según la metodología empleada.

Es así que sin corrección, el 72% de la brecha salarial —a favor de los hombres— se explica por la estructura del mercado laboral y el 28% restante por diferencias en las dotaciones de capital humano. Por el contrario, al incluir la corrección la diferencia en el logaritmo de los salarios es menor (0,196 versus 0,471 sin la corrección) y se invierten las participaciones de los componentes que la explican: 78% por diferencias en la dotación de capital humano y 22% por la estructura del mercado.

GARCÍA PÉREZ y MORALES LÓPEZ (2009) analizaron las diferencias salariales por género en España y Andalucía en particular a través de la descomposición de Oxaca-Blinder y sus resultados muestran que las diferencias salariales debido a discriminación entre hombres mujeres para toda España son del 14,39% y 12,8% para la comunidad autónoma de AndalAsimismo, encuentran evidencia que la discriminación se acentúa en los puestos de baja calificación: 15,6% versus el 4,3% de los puestos de alta calificación.

5. DIFERENCIAS SALARIALES EN ARGENTINA ENTRE NATIVOS Y PARAGUAYOS

La fuente de datos utilizada para estimación realizada en el presente trabajo es la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) relevada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) durante el año 2006.

Tabla 1. *Diferencias de medias de salarios (hombres argentinos y paraguayos)*

<i>Grupo</i>	<i>Obs</i>	<i>Mean</i>	<i>Std. Err.</i>	<i>Std. Dev.</i>	<i>[95% Conf. Interval]</i>	
Argentinos	31257	915.8917	6.289301	1111.926	903.5645	928.219
Paraguay	99	665.798	50.49392	502.4082	565.5944	766.0015
Diferencia		250.0938	111.7903		30.98025	469.2073

Fuente: Elaboración propia en base a EPH.

Tabla 2. *Diferencias de medias de salarios (mujeres argentinas y paraguayas)*

<i>Grupo</i>	<i>Obs</i>	<i>Mean</i>	<i>Std. Err.</i>	<i>Std. Dev.</i>	<i>[95% Conf. Interval]</i>	
Argentinos	14590	756.7523	7.357499	888.7055	742.3307	771.1739
Paraguay	99	551.1414	45.26849	450.4158	461.3076	640.9753
Diferencia		205.6109	89.39831		30.37898	380.8428

Fuente: Elaboración propia en base a EPH.

El universo de partida fue construido con todos aquellos individuos con más de diecisiete años de edad nacidos en Paraguay que fueron incluidos en la muestra durante el primer trimestre del año 2006, y los argentinos entrevistados durante el tercer trimestre del mismo año (para el mismo grupo etario).

Por otra parte, las estimaciones consideraron el logaritmo natural del ingreso mensual a diferencia del trabajo original de Oaxaca que considera el ingreso horario. Esto se debe a que no está relevada la variable que cuantifica el ingreso por hora y solamente se dispone de la cantidad de horas que una persona trabajó durante la última semana, lo cual no hace posible estimar con seguridad la cantidad de horas trabajadas durante el mes relevado.

Como un paso previo a la estimación de las brechas salariales —y en línea con el primer objetivo del trabajo— se realizó una prueba de diferencias de medias de muestras independientes con la finalidad de analizar si existen diferencias significativas entre el promedio del salario percibido por los hombres (y mujeres) de Argentina y Paraguay en nuestro país.

Los resultados obtenidos arrojan que los salarios promedios —en el caso de hombres— son \$915,89 para los argentinos y \$665,80 para los paraguayos, mientras que para las mujeres argentinas fue de \$756,75 y \$551,14 para las paraguayas.

A continuación se exponen los resultados correspondientes a la comparación entre hombres argentinos y paraguayos, y luego la salida de la misma prueba para mujeres argentinas versus paraguayas.

En función a los resultados anteriores se encuentra evidencia suficiente para rechazar la hipótesis que no existen diferencias estadísticamente significativas (con un nivel de significación del 5%) entre los promedios de los salarios de hombres argentinos y paraguayos, como así también para el caso de la comparación entre mujeres argentinas y paraguayas.

En el caso de los hombres, la diferencia en el salario promedio es de \$250.09 a favor de los argentinos mientras que en el caso de las mujeres la diferencia en el salario promedio es de \$205.61 a favor de las mujeres argentinas siendo —en ambos casos— dicha diferencias estadísticamente significativas.

Al poseer esta evidencia en las diferencias en los salarios promedios se avanzó con el segundo objetivo apuntado a estimar el modelo que cuantifica las brechas salariales. La metodología utilizada fue estimar bajo mínimos cuadrados ordinarios las ecuaciones correspondientes con y sin la corrección del sesgo de Heckman.

5.1. Definición de las variables utilizadas

En el caso de las estimaciones con la corrección del sesgo, los factores que se incluyeron para pronosticar la participación en el mercado laboral fueron:

- Si es jefe de hogar: variable *dummy* que asume valor 1 si la persona es jefe de hogar y 0 en los otros casos.
- Situación conyugal: variable *dummy* que asume valor 1 si la persona es casada o vive en pareja y 0 en los otros casos.
- Edad en años simples.
- Cantidad de hijos en el hogar con edad hasta 10 años.
- Cantidad de hijos en el hogar con edad mayor que 10 años.

Por su parte, dentro de las variables independientes se incluyó tanto para hombres como para mujeres de Argentina y Paraguay:

- Cantidad de años de educación recibida: es una variable *proxy* construida a partir del máximo nivel educativo alcanzado con los años que cada uno de ellos implica cursar).
- Cantidad de horas trabajadas durante la última semana,
- Servicio doméstico: variable *dummy* que asume valor 1 en el caso que la mujer declaró trabajar en dicha actividad. Esta variable fue incluida solamente en las estimaciones para mujeres argentinas y paraguayas.
- Construcción: variable *dummy* que asume el valor 1 cuando el hombre declaró trabajar en esa actividad y fue incluida sólo en las estimaciones correspondientes a hombres argentinos y paraguayos.

Como es de esperar, y tal la literatura lo menciona, la educación es un factor que cobra relevancia al intentar explicar tópicos relacionados con el salario percibido.

Sin embargo, la cuantificación de dicho concepto habitualmente involucra problemas de relevamiento y diferente definición, ya que los sistemas educativos se modifican y pueden ser diferentes entre países. En el caso particular de la EPH se dispone del máximo nivel alcanzado por una persona y, en el caso que no lo hubiese completado, el máximo año que logró cursar.

En base a esa información es que se construyó una variable *proxy* que refleje la cantidad de años de educación que una persona posee. De este modo, a cada individuo se le asignó la correspondiente cantidad de años de acuerdo a la situación particular de cada una de ellas en base al máximo nivel educativo alcanzado.

5.2. Estadísticos descriptivos de la muestra

En la siguiente tabla pueden verse los promedios de las variables que estiman si un individuo participa o no del mercado laboral y los de aquellas que explican el ingreso, considerando todos los individuos sin distinción de aquellos que tienen trabajo de aquellos que no.

Los resultados correspondientes a las variables del primer grupo muestran que —en promedio— las mujeres paraguayas trabajaron más horas que las argentinas (17.20 versus 15.56, respectivamente) y las argentinas presentan más años de educación en promedio (10.73 y 7.61). Por último, el 19% de las paraguayas trabajaba en servicio doméstico mientras que el 8% de las argentinas lo hacía.

Por su parte, los promedios de las variables utilizadas para pronosticar si un individuo desea participar del mercado laboral muestran que en las paraguayas hay mayor proporción de jefas de hogar (30% versus 25% para las argentinas) y que también hay mayor proporción de casadas o unidas (61% contra el 53% que registraron las argentinas).

Tabla 3. Valores promedios de las variables incluidas en el modelo con corrección de Heckman

Variables	Mujeres		Hombres	
	Paraguayas	Argentinas	Paraguayos	Argentinos
Explicativas del salario				
Cantidad de horas trabajadas durante la última semana	17,20	15,56	29,19	24,11
Años de educación	7,61	10,73	7,73	10,61
Proporción que No Trabaja en servicio doméstico	0,81	0,92	—	—
Proporción que No Trabaja en el sector construcción	—	—	0,71	0,94
Participación en el mercado laboral				
Proporción de jefe de hogar	0,30	0,25	0,79	0,42
Proporción de Casados o Unidos	0,61	0,53	0,73	0,56
Edad	49,67	42,64	50,77	41,73
Cantidad de miembros del hogar menores de 10 años	0,59	0,67	0,48	0,65
Cantidad de miembros del hogar mayores de 10 años	3,11	3,41	3,30	3,48

Fuente: Elaboración propia en base a EPH.

Asimismo, las paraguayas tienen mayor promedio de edad (49,67 años y 42,64 para las argentinas) y registraron menor cantidad de miembros del hogar con menos de 10 años (0,59 y 0,67) y con mayores de 10 años (3,11 y 3,41, paraguayas y argentinas respectivamente).

En el caso de los hombres, las variables predictoras del ingreso muestran que también los paraguayos trabajaron más horas en promedio que los argentinos (29,19 y 24,11, respectivamente) pero nuevamente —al igual que en el caso de las mujeres— los argentinos poseen mayor promedio de años de educación que los paraguayos: 10,61 y 7,73 para cada grupo.

La última variable utilizada para estimar el logaritmo del ingreso muestra que el 29% de los paraguayos trabajó en el sector de la construcción mientras que en el caso de los argentinos lo hizo el 6%.

En cuanto a las variables relacionadas con la predisposición a trabajar, el 79% de los paraguayos y el 42% de los argentinos eran jefes de hogar mientras que el porcentaje de casados o unidos fue 73% y 56% respectivamente.

En cuanto al promedio de edad, el de los argentinos fue de 41,73 años mientras que el de los paraguayos fue de 50,77 años de edad y los argentinos mostraron mayor cantidad promedio de miembros menores de 10 años (0,65 y superior al 0,48 de los paraguayos) y mayores de 10 años (3,48, mayor que los 3,30 que registraron los paraguayos).

5.3. Resultados obtenidos con corrección de sesgo

Como se mencionó anteriormente, las estimaciones tuvieron en cuenta la corrección del sesgo de selección propuesta por Heckman (*op. cit*) y a tal fin se consideró como participante del mercado laboral aquellos individuos que declararon haber trabajado una hora o más durante la última semana.

Al realizar las estimaciones correspondientes para mujeres argentinas y paraguayas, los resultados obtenidos para el término que evalúa la probabilidad que forme parte de la fuerza laboral se presentan en la Tabla 4.

De acuerdo a los resultados obtenidos puede verse que hay similitudes en los efectos que las variables causan a la hora de predisponer si una mujer argentina o paraguaya participa o no del mercado laboral.

Esto puede percibirse en el signo que posee cada uno de los coeficientes: si el mismo es positivo significa que a medida que el valor de la variable se incrementa también lo hace su probabilidad de participar en el mercado laboral, y viceversa en el caso que sea negativo.

Es así que ser jefe de hogar y estar unido o casado incrementan la probabilidad de participar, mientras que a mayor edad la probabilidad disminuye. De igual modo, mientras mayor sea la cantidad de miembros con menos de diez años menor es la probabilidad de participar, mientras que el valor del coeficiente es positivo (pero cercano a cero) en el caso de la cantidad de individuos mayores de diez años.

Tabla 4. *Coefficientes de la predisposición a trabajar (mujeres argentinas y paraguayas)*

Variable	Mujeres Argentinas		Mujeres Paraguayas	
	Coefficiente	Significación	Coefficiente	Significación
Jefe de hogar	0,5510883	0,000	1,109667	0,000
Situación Conyugal	0,2662504	0,000	0,6747083	0,022
Edad	-0,0202697	0,000	-0,0328988	0,000
Cant. de personas menores de 10 años	-0,089455	0,000	-0,0537134	0,683
Cant. de personas mayores de 10 años	-0,0010094	0,857	0,0103957	0,890
Constante	0,3920566	0,000	0,5825776	0,236
Lambda	0,1454761	0,000	-0,3107227	0,262

Fuente: Elaboración propia en base a EPH.

Tabla 5. *Coefficientes de la predisposición a trabajar (hombres argentinos y paraguayos)*

Variable	Hombres Argentinas		Hombres Paraguayas	
	Coefficiente	Significación	Coefficiente	Significación
Jefe de hogar	0,9163657	0,000	0,4018172	0,230
Situación Conyugal	0,4760083	0,000	0,0523426	0,861
Edad	-0,026857	0,000	-0,037713	0,000
Cant. de personas menores de 10 años	-0,0461	0,000	0,0521378	0,762
Cant. de personas mayores de 10 años	-0,025148	0,000	-0,0742113	0,433
Constante	0,4996805	0,000	2,204104	0,000
Lambda	-0,521253	0,000	0,0500812	0,841

Fuente: Elaboración propia en base a EPH.

Por otra parte, en el caso de las mujeres argentinas todas las variables son estadísticamente significativas excepto la cantidad de miembros mayores de diez años mientras que en el caso de las mujeres paraguayas las variables con significancia estadística son las tres primeras.

En cuanto al valor del coeficiente lambda (la inversa del ratio de Mill) el valor del mismo es positivo en ambos casos pero sólo en las mujeres argentinas es estadísticamente significativo, lo cual indicaría que las que se encuentran ocupadas no representan una muestra aleatoria del total (lo cual sí ocurre con las paraguayas).

Además, al ser positivo este coeficiente estaría indicando que las mujeres argentinas tienen menor salario de reserva en relación a sus pares con características similares, volviéndolas más proclives a aceptar un empleo por un salario menor al de reserva.

Por su parte, las estimaciones correspondientes a los hombres argentinos y paraguayos pueden observarse en la tabla expuesta a continuación.

Al igual que en el caso de las mujeres, el signo de cada uno de los coeficientes arroja información acerca de cómo varía la probabilidad de participación según la variable considerada.

Por los resultados obtenidos, en el caso de los hombres todas las variables son estadísticamente significativas y tanto ser jefe de hogar como estar casado o unido incrementan la probabilidad de participación en el mercado laboral.

Por el contrario, el signo negativo de la edad, la cantidad de miembros en el hogar con menos de diez años y la cantidad de miembros en el hogar con más de diez años indicaría que mientras más alto sea el valor de estas variables menor será la probabilidad de participar en el mercado laboral.

Asimismo, los resultados concernientes a los hombres paraguayos muestran que todas las variables no son estadísticamente significativas excepto la edad, la cual al tener signo negativo indica que a mayor edad menor es la probabilidad de participación en el mercado laboral.

En cuanto al valor del parámetro lambda (o inversa de ratio del Mill) el mismo es estadísticamente significativo para los hombres argentinos. Esto estaría dando evidencia que los individuos ocupados no constituyen una muestra representativa del total por lo que el sesgo de selección existe. Además, el hecho que su valor es negativo significa que aquellos que están afuera del mercado laboral exigirían un salario más alto que sus pares que cuentan con características similares para ingresar al mismo a ofrecer sus servicios.

Por el contrario, en valor de este parámetro en el caso de los hombres paraguayos no es estadísticamente significativo lo cual estaría indicando que la muestra de individuos ocupados es representativa del total, con lo que no hay sesgo de selección.

Finalmente, para analizar si existe discriminación por nacionalidad para cada uno de los sexos se procedió a la descomposición de la brecha salarial que está basada en los coeficientes de las variables independientes que explican el salario.

El valor individual de los coeficientes estimados en las regresiones debe ser interpretado como el cambio en el logaritmo natural del ingreso provocado por el incremento unitario en una variable independiente (dejando las demás constantes).

Tabla 6. *Estimación del ingreso por mínimos cuadrados ordinarios con corrección de Heckman*

	<i>Mujeres Paraguayas</i>	<i>Mujeres Argentinas</i>	<i>Hombres Paraguayos</i>	<i>Hombres Argentinos</i>
Cantidad de horas trabajadas				
durante la última semana	0,0247681	0,0136205	0,0250481	0,0143656
Años de educación	0,0552449	0,0921239	0,0551034	0,0849968
Servicio Doméstico	0,0129326	0,4374414	—	—
Sector Construcción	—	—	0,054506	0,0857936
Constante	4,92928	4,364396	4,763705	5,349938

Fuente: Elaboración propia en base a EPH.

Los valores de los coeficientes para los cuatro grupos considerados están contenidos en la tabla que a continuación se presenta.

De acuerdo a los resultados obtenidos, en el caso de los hombres la brecha salarial estimada es igual a 0,7204 puntos logarítmicos y al realizar la descomposición de esta diferencia el 94% es atribuible a discriminación (o factores no observables en las características de los individuos) y el 6% restante debido a diferente dotación de capital humano.

Por su parte, en el caso de las mujeres, la brecha salarial es de 0,1821 puntos logarítmicos y al descomponerla se encontró que el 27% se debe a motivos no explicados por diferencias en calificaciones de los individuos y 73% por distintas dotaciones de capital humano en cada uno de los grupos.

5.4. Resultados obtenidos sin corrección de sesgo

Como un método alternativo se realizó la estimación bajo mínimos cuadrados ordinarios teniendo en cuenta sólo aquellos que percibieron ingresos al momento de la encuesta.

Esta metodología (más cercana a la propuesta inicial de Oaxaca) responde a un doble sentido: en primer lugar, para comprobar si se producen variaciones en las medidas de las componentes de la brecha salarial comparando los resultados obtenidos bajo la propuesta de corrección de sesgo.

En segundo término, tal como se comprobó en el caso de hombres y mujeres de Paraguay, el término lambda que da evidencia de la existencia de sesgo de selección no es estadísticamente significativo, con lo cual esas muestras son representativas del total de la población (no ocurre así con ambos grupos de argentinos).

Al igual que en caso anterior, se presentan a continuación los valores promedios correspondientes a las mismas variables que se utilizan para estimar el ingreso (en términos logarítmicos).

Tabla 7. Valores promedios de las variables incluidas en el modelo sin corrección de Heckman

	<i>Mujeres Paraguayas</i>	<i>Mujeres Argentinas</i>	<i>Hombres Paraguayos</i>	<i>Hombres Argentinos</i>
Cantidad de horas trabajadas durante la última semana	25,53	23,19	33,16	31,66
Años de educación	7,81	11,02	7,77	10,71
Proporción que No Trabaja en servicio doméstico	0,70	0,88	—	—
Proporción que No Trabaja en el sector construcción	—	—	0,67	0,93

Fuente: Elaboración propia en base a EPH.

Tabla 8. *Estimación del ingreso por mínimos cuadrados ordinarios sin corrección de Heckman*

	<i>Mujeres Paraguayas</i>	<i>Mujeres Argentinas</i>	<i>Hombres Paraguayos</i>	<i>Hombres Argentinos</i>
Cantidad de horas trabajadas				
durante la última semana	0,0161643	0,0102205	0,0152753	0,0111493
Años de educación	0,0362385	0,0667165	0,0495775	0,0685805
Servicio Doméstico	0,2339157	0,6085036	—	—
Sector Construcción	—	—	0,1086501	0,1234162
Constante	5,151645	4,813416	5,293103	5,335798

Fuente: Elaboración propia en base a EPH.

De acuerdo a los resultados obtenidos, la variable cuyo valor promedio más se modificó fue la cantidad de horas trabajadas durante la última semana (esto era de esperar ya que en este caso se descartaron los casos sin ingreso que en general no trabajaron).

En este caso, los resultados de las regresiones lineales para mujeres paraguayas y argentinas, utilizando el logaritmo del último ingreso mensual percibido, fueron:

A partir de estos resultados se estimaron los componentes de la brecha salarial. En el caso de los hombres la misma fue de 0,2812 puntos logarítmicos, siendo el 46% atribuible a motivos que no son explicados por diferencias en las características inherentes a cada grupo y el 54% restante es debido a causas de dotación que redundan en un mayor salario percibido por parte de los argentinos.

Por su parte, en el caso de las mujeres la brecha salarial fue de 0,3122 puntos logarítmicos de los cuales el 61% de la misma se explica por diferencias en la remuneración que no proviene por cualidades disímiles inherentes a las mujeres de cada país, mientras que el 39% remanente es ocasionado por diferencias existentes en las características de cada grupo.

6. COMENTARIOS FINALES

En resumen, los resultados muestran que existen diferencias significativas entre el salario promedio de los argentinos y los paraguayos inmigrantes (tanto para hombres como para mujeres).

La brecha salarial estimada con la corrección propuesta por Heckman para resolver el sesgo de autoselección de los individuos fue 0,7204 puntos logarítmicos en el caso de los hombres y 0,1821 para las mujeres (en ambos casos a favor de los argentinos nativos) siendo el 94% y el 27% de la brecha atribuible a discriminación salarial (hombres y mujeres, respectivamente).

Por su parte, al aplicar Mínimos Cuadrados Ordinarios (metodología aplicada por Oaxaca en su trabajo original) la brecha salarial estimada es 0,2812 puntos logarítmicos

para los hombres y 0.3122 puntos para las mujeres, de la cual el 46% en el caso de los hombres y el 61% para las mujeres estaría explicada por la discriminación.

Esto expone lo sensible que son las medidas obtenidas de acuerdo al método de cálculo utilizado y a las variables disponibles. Adicionalmente, una línea posible de avance es realizar estimaciones similares para subconjuntos de la muestra, como pueden ser definiciones más profundas de las ramas de actividad de los sectores económicos, análisis para grupos de edad específicos en lo que se espera que los valores de discriminación varíen.

7. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BECKER, G. (1964). Human capital segunda edición, Nueva York, Columbia University Press, 1975.
- CAICEDO RIASCOS, M. (2009). «Desigualdad salarial en el mercado laboral estadounidense: La situación de los inmigrantes mexicanos, cubanos y centroamericanos». En Revista Gaceta Laboral, Vol. 15, No. 2. Págs. 5-31. Universidad de Zulia: Revista Gaceta Laboral. [On line: <http://www.scielo.org.ve/pdf/gl/v15n2/art01.pdf>]. Consultado el 31/10/2009.
- CERRUTI, M. y MAGUID, A. (2007). «Inserción laboral e ingresos de migrantes limítrofes y del Perú en el Área Metropolitana de Buenos Aires, 2005». Notas de la Población (CEPAL), 83: 75-98.
- DEL RÍO, C., GRADÍN, C. y CANTÓ, O. (2006). «The measurement of gender wage discrimination: The distributional approach revisited». Universidad de Vigo. [On line: <http://www.ecineq.org/milano/WP/ECINEQ2006-25.pdf>]. Consultado el 28/11/2008.
- ESQUIVEL, V. y PAZ, J. (2003). «Differences in wages between men and women in Argentina today: Is there an inverse» gender wage gap?» Ponencia presentada en la XXXVIII Reunión Anual de la AAEP, organizada por la Asociación Argentina de Economía Política, Mendoza, 12 al 14 de noviembre.
- FUENTES, J., PALMA, A. y MONTERO, R. (2005). «Discriminación Salarial Por Género En Chile: Una Mirada Global». En Estudios de Economía, Vol. 32, No. 2, Diciembre. Págs. 133-157. Chile: Estudios de Economía.
- GARCÍA PÉREZ, J. L. y MORALES LÓPEZ, L. (2009) «Discriminación salarial en el mercado de trabajo español con especial referencia al caso de Andalucía». En Revista de Economía Laboral, Vol. 6 (1). Págs. 1-34. [On line: <http://www.uniovi.es/Revistas/REL/articulos/n6/n6art1.pdf>]. Consultado el 10/11/2009.
- HECKMAN, J. (1976) «The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models,» The Annals of Economic and Social Measurement, 5, 475-492.
- , (1977) «Sample Selection Bias as a Specification Error with an Application to the Estimation of Labor Supply Functions,» NBER Working Paper # 172, March, 1977 (revised).
- , (1979) «Sample Selection Bias as a Specification Error». Econometrica, Vol. 47, No. 1, January, págs. 153-161.
- LUCAS, R. (1988). «On the Mechanics of Development Planning», Journal of Monetary Economics, 22, 1 (julio), págs. 3-42.
- OAXACA, R. (1973). «Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets». International Economic Review, Vol. 14, No. 3 (Oct., 1973), págs. 693-709.
- RIVAS, F. y ROSSI, M. (2000). «Discriminación salarial en Uruguay (1991-1997)». Documento de Trabajo, No. 7, Departamento de Economía, FCS, UDELAR.

- SCHULTZ, T. (1971). *Investment in Human Capital: The role of education and of research*. New York: Free Press, 1971.
- TENJO, G., RIBERO, R. y BERNAT, L. (2005). «Evolución de las diferencias salariales por sexo en seis países de América Latina. Un intento de interpretación». Universidad de los Andes – CEDE. [On line: <http://economia.uniandes.edu.co/publicaciones/d2005-18.pdf>]. Consultado el 07/04/2009.

ANEXO – TABLAS DE ESTIMACIONES

1.1. *Mujeres paraguayas con corrección de sesgo*

Heckman selection model – two-step estimates
(regression model with sample selection)

Number of obs = 163 Wald chi2(3) = 40.04

Censored obs = 96 Prob > chi2 = 0.000

Uncensored obs = 67

	<i>Coef</i>	<i>Std. Err</i>	<i>Z</i>	<i>P> z </i>	<i>[95% Conf. Interval]</i>	
<i>lning</i>						
qhoras	.0248	.0044	5.62	0.00	.0161	.0334
añoseduc	.0552	.0239	2.31	0.02	.0083	.1022
serv_dom	.0129	.1832	0.07	0.94	-.3462	.3721
_constante	4.929	.3707	13.3	0.00	4.2028	5.656
<i>in_labor_force</i>						
jefe_hogar	1.1097	.3180	3.49	0.00	.4863	1.7330
sit_cony	.6747	.2948	2.29	0.02	.0968	1.2526
edad	-.0329	.0072	-4.51	0.00	-0.047	-.0186
qmen_10	-.0537	.1314	-0.41	0.68	-0.311	.2040
qmay_10	.0104	.0749	0.14	0.89	-.1364	.1572
_constante	.5826	.4918	1.18	0.24	-.3812	1.5464
<i>mills</i>						
lambda	-.3107	.2772	-1.12	0.26	-.8539	.2325
rho	-.4090					
sigma	.7597					
lambda	-.3107	.2772				

1.2. *Mujeres argentinas con corrección de sesgo*

Heckman selection model – two-step estimates
(regression model with sample selection)

Number of obs = 21121 Wald chi2(3) = 4195.16

Censored obs = 12547 Prob > chi2 = 0.000

Uncensored obs = 8574

	<i>Coef</i>	<i>Std. Err</i>	<i>Z</i>	<i>P> z </i>	<i>[95% Conf. Interval]</i>	
<i>lning</i>						
qhoras	.0136	.0004	31.25	0.00	.0128	.0145
añoseduc	.0921	.0023	39.35	0.00	.0875	.0967
serv_dom	.4374	.0247	17.68	0.00	.3890	.4860
_constante	4.364	.0589	74.10	0.00	4.249	4.480
<i>in_labor_force</i>						
jefe_hogar	.5511	.0261	21.13	0.00	.4500	.6022
sit_cony	.2663	.0211	12.64	0.00	.2249	.3075
edad	-.0203	.0006	-33.78	0.00	-.0214	-.0191
qmen_10	-.0895	.0093	-9.59	0.00	-.1077	-.0712
qmay_10	-.0010	.0056	-0.18	0.86	-.0120	.0099
_constante	.3921	.0351	11.16	0.00	.3232	.4610
<i>mills</i>						
lambda	.1455	.0509	2.86	0.00	-.0456	.2453
rho	0.1767					
sigma	.8231					
lambda	.1455	.0509				

1.3. *Hombres paraguayos con corrección de sesgo*

Heckman selection model – two-step estimates
(regression model with sample selection)

Number of obs = 117 Wald chi2(3) = 46.42

Censored obs = 42 Prob > chi2 = 0.000

Uncensored obs = 75

	<i>Coef</i>	<i>Std. Err</i>	<i>Z</i>	<i>P> z </i>	<i>[95% Conf. Interval]</i>	
<i>lning</i>						
qhoras	.0250	.0039	6.49	0.00	.0175	.0326
añoseduc	.0551	.0208	2.65	0.00	.0143	.0959
costrucc	.0545	.1368	0.40	0.69	-.2136	.3226
_constante	4.764	.2898	16.4	0.00	4.196	5.332
<i>in_labor_force</i>						
jefe_hogar	.4018	.3345	1.20	0.23	-.2538	1.0575
sit_cony	.0523	.2992	0.17	0.86	-.5340	.6387
edad	-.0377	.0087	-4.31	0.00	-.0549	-.0205
qmen_10	.0521	.1722	0.30	0.76	-0.285	.3896
qmay_10	-.0742	.0947	-0.78	0.43	-.260	.1114
_constante	2.2041	.5977	3.69	0.00	1.033	3.3755
<i>mills</i>						
lambda	.0501	.2502	0.20	0.84	-.4403	.5405
rho	0.0906					
sigma	.5526					
lambda	.0501	.2502				

1.4. *Hombres argentinos con corrección de sesgo*

Heckman selection model – two-step estimates
(regression model with sample selection)

Number of obs = 38733 Wald chi2(3) = 6550.42

Censored obs = 18186 Prob > chi2 = 0.000

Uncensored obs = 20547

	<i>Coef</i>	<i>Std. Err</i>	<i>Z</i>	<i>P> z </i>	<i>[95% Conf. Interval]</i>	
<i>lning</i>						
qhoras	.0147	.0003	51.63	0.00	.0138	.0149
añoseduc	.0850	.0014	59.81	0.00	.0822	.0879
Construcc	.0858	.0199	4.32	0.00	.0468	.1247
_constante	5.345	.0230	180.57	0.00	5.292	5.408
<i>in_labor_force</i>						
jefe_hogar	.9164	.0160	57.30	0.00	.8850	.9477
sit_cony	.4760	.0145	32.85	0.00	.4476	.5044
edad	-.0269	.0005	-57.27	0.00	-.0278	-.0259
qmen_10	-.0461	.0071	-6.51	0.00	-.0560	-.0322
qmay_10	.0251	.0041	6.12	0.00	-.0171	.0332
_constante	.4997	.0253	19.75	0.00	.4501	.5493
<i>mills</i>						
lambda	-.5213	.022	-23.73	0.00	-.5643	-.4782
rho	-0.577					
sigma	.9031					
lambda	-.5213	.022				

2.1. *Mujeres paraguayas sin corrección de sesgo*

Source	SS	Df	MS
Model	17.82	3	5.94
Residual	52.48	95	.55
Total	70.30	98	.72

Number of obs.	= 99
F(3, 95)	= 10.76
Prob > F	= 0.000
R-squared	= 0.2535
Adj R-squared	= 0.2300
Root MSE	= .74323

	Coef	Std. Err	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Ining						
qhoras	.0162	.0032	4.97	0.00	.0097 .0226	
añoseduc	.0362	.0187	1.94	0.06	-.0009 .0734	
serv_dom	.2340	.1726	1.36	0.18	-.1087 .5765	
_constante	5.1516	.2143	24.04	0.00	4.7262 5.5771	

2.2. *Mujeres argentinas sin corrección de sesgo*

Source	SS	Df	MS
Model	3104.07	3	1034.69
Residual	9172.16	13265	.6915
Total	70.30	13268	.9253

Number of obs.	= 13269
F(3, 95)	= 1496.39
Prob > F	= 0.000
R-squared	= 0.2529
Adj R-squared	= 0.2527
Root MSE	= .83154

	Coef	Std. Err	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Ining						
qhoras	.0102	.0003	31.51	0.00	.0096 .0109	
añoseduc	.0667	.0017	39.04	0.00	.0634 .0701	
serv_dom	.6085	.0227	26.78	0.69	.5640 .6530	
_constante	4.8134	.0255	188.91	0.00	4.7634 4.8633	

2.3. *Hombres paraguayos sin corrección de sesgo*

Source	SS	Df	MS
Model	18.09	3	6.03
Residual	35.93	95	.38
Total	54.02	98	.55

Number of obs.	= 99
F(3, 95)	= 15.94
Prob > F	= 0.000
R-squared	= 0.3349
Adj R-squared	= 0.3138
Root MSE	= .61499

	Coef	Std. Err	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lning					
qhoras	.0153	.0028	5.42	0.00	.0097 .0208
añoseduc	.0496	.0176	2.82	0.00	.0147 .0844
construcc	.1087	.1407	0.77	0.44	-.1702 .3879
_constante	5.2931	.1861	28.44	0.00	4.9237 5.6625

2.4. *Hombres argentinos sin corrección de sesgo*

Source	SS	Df	MS
Model	5413.06	3	1804.35
Residual	20049.32	27960	.7171
Total	25462.38	27963	.9106

Number of obs.	= 27964
F(3, 95)	= 2516.28
Prob > F	= 0.000
R-squared	= 0.2126
Adj R-squared	= 0.2125
Root MSE	= .8468

	Coef	Std. Err	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lning					
qhoras	.0111	.0002	55.17	0.00	.0108 .0115
añoseduc	.0686	.0012	56.97	0.00	.0662 .0709
construcc	.1234	.0200	6.16	0.69	.0842 .1627
_constante	5.3356	.0225	236.85	0.00	5.2916 5.380