

**“Retorno Salarial al Origen
Socioeconómico entre los Ingenieros
Comerciales: ¿Discriminación o
Productividad?”**

SEMINARIO PARA OPTAR AL TÍTULO DE INGENIERO COMERCIAL, MENCIÓN ECONOMÍA

Profesor Guía: Sr. Javier Núñez Errázuriz

Alumno :

Roberto Gutiérrez del Campo

2003

RESUMEN .	1
INTRODUCCIÓN .	3
MARCO TEÓRICO . .	5
ASPECTOS RELEVANTES PARA LA ESTIMACIÓN .	11
LOS DATOS . .	11
LAS VARIABLES . .	12
LOS RESULTADOS . .	13
SIMULACIONES .	17
METODOLOGÍA: OAXACA-RAMSON .	21
LA DIFERENCIA ENTRE PRODUCTIVIDAD Y DISCRIMINACIÓN . .	23
CONCLUSIONES . .	27
ANEXOS. .	31
Anexo 1: Variables empleadas en Estimaciones Previas . .	31
Anexo 2: Matriz de Correlación entre todas las variables . .	32
Anexo3: Estimación de la decisión de trabajar o no trabajar (primera etapa del método de Heckman) .	33
Anexo 4: Simulación comparando ingresos con respecto al menor ingreso (La Pintana-Baj NSE-Ninguno) .	33
Anexo 5: Estimaciones de coeficientes de Oaxaca-Ramson .	34
Anexo 6: Gráfico donde Autoempleados no tienen retorno a clase, y los Empleados sí. .	35
Anexo 7: Estimación de la Pendiente de Autoempleados y Empleados . .	36
Anexo 8: Covarianzas de Coeficientes y Test de Significancia para la Pendiente de Curva de Autoempleados .	37
Anexo 9: Probit en la decisión de ser Autoempleado (posible Autoselección) . .	37
REFERENCIAS .	39

RESUMEN

El presente artículo examina la existencia de desigualdad de ingresos entre Ingenieros Comerciales de la Universidad de Chile asociado a diferencias en el origen socioeconómico de los individuos. Se realiza el estudio de este posible foco de “discriminación” haciendo uso de modelos econométricos tradicionales (Probit Ordenado, M.C.O.), para luego realizar una medición de ésta a través de la metodología de Oaxaca-Ramson. Por medio de Bootstrap se pretende corroborar la significancia estadística de dicho efecto. Este retorno atípico, plantea la interrogante de si es producto de discriminación por parte del empleador, productividad o quizás ambas. Éste artículo no encuentra evidencia de discriminación del empleador, por lo que el retorno al origen socioeconómico puede ser genuina productividad y/o discriminación en otros ámbitos, pero que afecten la productividad laboral de los individuos desde el punto de vista del empleador.

INTRODUCCIÓN

A través de los años se han encontrado diferentes evidencias de un retorno salarial a variables que muy difícilmente pueden ser clasificadas como productivas, como lo son el género, la raza o la belleza. En el caso de Chile, sólo se ha abordado el tema de retornos salariales por género ¹, haciendo que el campo de estudio en relación a esto, sea aún bastante amplio.

En nuestra sociedad encontramos una serie de variables que podrían contar con algún retorno salarial tales como colegio, comuna o ascendencia, todas variables que en este trabajo se han denominado “Variables de Origen Socioeconómico”.

Revisando literatura de destacados historiadores ² podemos percatarnos de cómo familias de origen burgués, que en Chile se representan principalmente por familias vascas o europeas no españolas inmigradas en el siglo XVIII, han persistido en el tiempo con favorables condiciones económicas.

Por otra parte, Chile se ha caracterizado por la marcada desigualdad de ingresos, sobre todo en la cola superior de distribución de ello, además de un marcado “clasismo” tanto por el lado de la oferta laboral (“buena presencia”), como a nivel social (“Plaza Italia para arriba”).

Todos estos hechos son síntomas de lo relevante que es la “clase” en nuestro país,

¹ Ver Contreras, D. y E. Puente (2001), González, P. (1992).

² Ver Couyoumdjian, R. (1968).

lo que nos motiva a estudiar que variables son las más importantes a la hora de fijar los ingresos laborales de un Ingeniero Comercial.

En este contexto, cabe preguntarse que tan relevantes son la comuna de origen, el colegio y la ascendencia del individuo a la hora de fijar los ingresos laborales. ¿Cuál es la importancia cuantitativa de éste retorno? ¿Se debe a discriminación o a productividad de parte del empleador?.

Este estudio contribuye, hasta donde permite nuestro conocimiento, a responder éste tipo de preguntas así como mantener la discusión de si el retorno salarial de éstas variables representan discriminación para el empleador, o en el caso que se presente como productividad para el mismo, la existencia de otro posible discriminador en el mercado del trabajo.

Para nuestra investigación, utilizaremos una encuesta realizada sólo a Ingenieros Comerciales egresados de la Universidad de Chile³, incluyendo datos desde la prueba SIMCE, encuesta CASEN e información entregada por la Secretaría de Estudios de la Facultad de Cs. Económicas y Administrativas de dicha universidad.

El siguiente trabajo se compone de un marco teórico, el cual nos brindará la metodología seguida por variados autores en el tema, además de explicar técnicas no muy utilizadas por éstos. Como segundo punto, se explicará la procedencia de los datos, especificando cada variable a utilizar y el modelo a seguir, incluyendo las estimaciones obtenidas.

En el tercer apartado se realizará una simulación con los coeficientes estimados de manera de concretizar las diferencias encontradas en la estimación. En el cuarto ítem se obtiene una “medida” de la posible discriminación para nuestras variables de interés, encontrando su significancia estadística por medio de técnicas de Bootstrap.

Como quinto punto, se discute si el efecto encontrado es discriminación o productividad para el empleador, aplicando herramientas econométricas tradicionales a nuestro estudio. Finalizamos en el punto seis donde se extraen las principales conclusiones de nuestra investigación.

³ Encuesta realizada por la Unidad de Encuestas de la Facultad de Cs. Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile.

MARCO TEÓRICO

Al estudiar los posibles componentes que explican el salario para un individuo, nos encontramos con extensa literatura económica en las cuales, la técnica más recurrida por los autores es la “Ecuación de Salarios de Mincer” (Mincer 1974)⁴. En ella se muestra como a través de variables socioeconómicas que indiscutiblemente representan la productividad del individuo, se explica el nivel de ingresos de éstos. Esta se representa generalmente como:

(1)

$$(1) \quad \ln(w) = \alpha + \beta_1 \text{esc} + \beta_2 \text{exp} + \beta_3 \text{exp}^2 + \xi$$

Sin embargo, existen ciertos efectos *no observados* que explican otra parte del salario y que no es cubierto por estas variables. Es así como podemos incorporar variables dummies al modelo de Mincer para evidenciar la existencia de algún retorno hacia factores no observados, el cual desde ahora denominaremos “discriminación”⁵.

El problema de ésta metodología es que puede presentar sesgo por la omisión de variables relevantes en el vector que explica la productividad. Además, puede existir sesgo de selección por sólo considerar en la regresión a las personas que se encuentran

⁴ Extraída desde Balmaceda, F. y Sapelli, C. (1990.)

⁵ Metodología aplicada por Hamermesh, D. y J. Biddle (1994), para evidenciar el retorno salarial a la belleza.

trabajando en el mercado laboral.

Por otra parte, al obtener los coeficientes de las variables supuestamente discriminatorias, no se clarifica si se está pagando más a un grupo o si se están pagando menos a otro o ambas, ignorando hacia que dirección se inclina la posible discriminación del empleador. En relación a esto, no podemos obtener alguna medida del problema debido a que omite la magnitud del efecto sobre el salario de mercado.

Para solucionar estos problemas las herramientas brindadas por la econometría son imprescindibles. El problema de sesgo de selección puede solucionarse utilizando o el método conocido como “Heckman en 2 etapas” o el método TOBIT ⁶.

Con respecto al factor discriminatorio, existe un modelo que permite identificar y “medir” más precisamente dicho efecto. Esta metodología derivada por Oaxaca y Blinder (1973) ⁷, separa entre un grupo y otro contrario (por ejemplo: hombres y mujeres), regresionando ecuaciones de Mincer para cada uno de los grupos por separado considerando las mismas variables de productividad en promedio para cada uno de los grupos, obteniendo:

(2)

$$(2) \quad \ln(\bar{w}_a) = \alpha_a + \beta_a * \bar{X}_a$$

(3)

$$(3) \quad \ln(\bar{w}_b) = \alpha_b + \beta_b * \bar{X}_b$$

donde \bar{X} representa todas las variables que explican la productividad en promedio y el subíndice indica si es de clase A (α) o de clase contraria B (β). Luego se obtiene la diferencia de estas de modo de obtener un diferencial salarial. Se suma y sustraen el término $\beta_a * \bar{X}_b$, y se continúa de manera que

(4)

$$(4) \quad \Delta \ln(w) = (\alpha_a - \alpha_b) + (\beta_a - \beta_b) * \bar{X}_b + (\bar{X}_a - \bar{X}_b) * \beta_a$$

donde los dos primeros términos de la parte derecha de la ecuación representan el diferencial explicado por discriminación, mientras que el tercer término de la parte derecha aísla el efecto productividad.

⁶ Ver Contreras, D. y E. Puentes (2001).

⁷ Extraída de Borjas, G. (1996).

Cuando dos individuos poseen igual capital humano, el término $(K_a - K_b) = 0$, por lo que el diferencial salarial sólo se explicaría por una posible política discriminatoria de parte del empleador.

Por otro lado, si el empleador valora un individuo "a" dado un nivel de capital humano, implica que $\beta_a > \beta_b$, lo que nos da señales de posible discriminación a favor de los individuos "a".

Una de las limitantes de ésta metodología es que se asume que la estructura de salario no discriminatoria corresponde ya sea a una estructura de salario de "a" o de "b", es decir, no considera una estructura de salario no discriminatoria para toda la población.

Para solucionar esto se presentó un modelo mejorado, poco difundido en trabajos de esta naturaleza. Este fue realizado por Oaxaca y Ramson (1994)⁸ y consiste en asumir un coeficiente de salario observado de la siguiente estructura:

(5)

$$(5) \quad G_{EA/EB} = \frac{W_{EA}}{W_{EB}} - 1$$

donde W_{EA} representa el salario promedio para personas de estrato alto (EA) y W_{EB} representa el salario promedio para personas de estrato bajo (EB). Si no existiese discriminación en el mercado laboral, la diferencia salarial debería ser explicada sólo por diferencias en detección de capital humano ($Q_{EA/EB}$)

(6)

$$(6) \quad Q_{EA/EB} = \frac{W_{EA}^0}{W_{EB}^0} - 1$$

donde el supraíndice "0" representa la ausencia de discriminación en el mercado laboral. Sin embargo, esto ignora que la diferencia en productividad pueda ser el resultado de una discriminación antes de participar en el mercado laboral.

El coeficiente de discriminación ($D_{EA/EB}$) se define como la proporción entre $Q_{EA/EB}$ y

$$(7) \quad Q_{EA/EB}$$

⁸ Extraído de Contreras, D y E. Puentes (2001).

$$(7) \quad D_{EA:EB} = \frac{\left(\frac{W_{EA}}{W_{EB}} - \frac{W_{EA}^0}{W_{EB}^0} \right)}{\left(\frac{W_{EA}^0}{W_{EB}^0} \right)}$$

De las ecuaciones (5), (6) y (7), puede obtenerse la siguiente descomposición logarítmica:

$$(8) \quad \ln(G_{EA:EB} + 1) = \ln(D_{EA:EB} + 1) + \ln(Q_{EA:EB} + 1)$$

El coeficiente de discriminación puede ser dividido en:

$$(9) \quad \ln(D_{EA:EB} + 1) = \ln\left(\frac{W_{EA}}{W_{EB}}\right) - \ln\left(\frac{W_{EA}^0}{W_{EB}^0}\right)$$

$$(10) \quad \ln(D_{EA:EB} + 1) = \ln\left(\frac{W_{EA}}{W_{EA}^0}\right) - \ln\left(\frac{W_{EB}}{W_{EB}^0}\right)$$

$$(11) \quad \ln(D_{EA:EB} + 1) = \ln(\delta_{EA0}) - \ln(\delta_{EB0})$$

donde δ_{EA0} representa el sobrepago hacia los individuos de estrato alto con respecto a una situación donde la no discriminación es observada en el mercado, y δ_{EB0} es el subpago hacia los individuos de estrato bajo en relación a una situación de no discriminación. De este modo:

$$(12) \quad \ln(G_{EA:EB} + 1) = \ln(\delta_{EA0} + 1) - \ln(\delta_{EB0} - 1) + \ln(Q_{EA:EB} + 1)$$

Por otra parte, al estimar la ecuación de salario para ambos estratos de la clase por separado en función de su capital humano, se obtiene:

$$(13)$$

$$(13) \quad \begin{aligned} \ln(\bar{w}_{EA}) &= \bar{X}'_{EA} \hat{\beta}_{EA} \\ \ln(\bar{w}_{EB}) &= \bar{X}'_{EB} \hat{\beta}_{EB} \end{aligned}$$

$$(14) \quad \ln(\bar{w}_{EB}) = \bar{X}'_{EB} \hat{\beta}_{EB} \quad (14)$$

A partir de las ecuaciones (10), (11), (12), (13) y (14), tendremos:

$$(15) \quad \ln(C_{AA/BB} + 1) = \bar{X}'_{EA} (\hat{\beta}_{AE} - \hat{\beta}_{pobl}) + \bar{X}'_{EB} (\hat{\beta}_{pobl} - \hat{\beta}_{BE}) + (\bar{X}'_{BA} - \bar{X}'_{BE})' \hat{\beta}_{pobl}$$

donde $\hat{\beta}_{pobl}$ son los parámetros estimados por una estructura de no discriminación.

A diferencia de Oaxaca y Blinder (1973), ésta metodología asume que el total de la población puede tener una estructura de salario no discriminatoria, usando la muestra completa para estimar los parámetros.

ASPECTOS RELEVANTES PARA LA ESTIMACIÓN

LOS DATOS

Los datos utilizados en este trabajo provienen principalmente de una encuesta de seguimiento realizada por la Unidad de Encuestas del Departamento de Economía de la Universidad de Chile. De un total de 886 encuestas enviadas, divididas entre 443 egresados de la mención economía y un número equivalente de egresados de la mención administración desde el año 1988 a 1998 (estos últimos seleccionados aleatoriamente debido a la existencia de un mayor número de ellos), un 36% fue respondida, ya sea vía FAX o por correo, entre Julio y Diciembre de 1999. Este porcentaje se compara favorablemente con otras encuestas de seguimiento realizadas por la Unidad de Encuestas del Departamento de Economía.

Los egresados de Ingeniería Comercial que respondieron la encuesta fueron un total de 322, de los cuales 132 corresponden a la mención de economía y los restantes 190 a administración.

La encuesta se complementó con datos existentes en la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile⁹. Por otra parte, se utilizó

información proveniente de la prueba SIMCE, así como datos de la encuesta CASEN^{10 0}.

Con todo lo anterior, logramos elaborar una base de datos representativa, con una alta dispersión socioeconómica debido a que los individuos que ingresan provienen de diferentes estratos sociales, y con un número importante de variables las cuales pueden generar en forma significativa un retorno salarial en el mercado laboral de Ingenieros Comerciales de la Universidad de Chile.

LAS VARIABLES

Las principales variables a estimar son experiencia, nota, ranking proporcional de egreso, tamaño del colegio de egreso, simce 98, índice de ingreso promedio per cápita comunal, paa, y dummies para sexo, provincia, homologados, examen de grado, administrador que trabaja en administración con MBA, distinción en examen de grado, aprobó examen de inglés, tiene postgrado, alto NSE^{11 1} del colegio, ascendencia vasca o europea, empresa privada, empresa pública, economista que trabaja en economía, economista que trabaja en administración y administrador que trabaja en administración (para conocer todas las variables, ver Anexo 1).

Examinando la matriz de correlación (ver Anexo 2) entre todas las variables relevantes, puede encontrarse cierto nivel de correlación entre algunas de ellas, permitiendo identificarlas y evitar la multicolinealidad en nuestro modelo de salario.

La variable *experiencia* se realizó de forma tradicional, es decir, tomando la edad del individuo, restándole 6 años libres de estudios, 12 años de colegiatura, y sus años de permanencia en la universidad.

La variable *ranking proporcional* corresponde al cociente entre el ranking de egreso del individuo, y el número de egresados de ese año, proporcionando una medida de desempeño del individuo durante sus estudios universitarios.

Para *tamaño del colegio de egreso*, se utilizó una variable proxy correspondiente al número de alumnos que rindió la prueba SIMCE el año 1998 en el colegio del cual proviene el individuo.

La variable *SIMCE 98* es el puntaje promedio entre las pruebas de castellano y matemáticas en la prueba SIMCE del año 1998, del colegio que egresó el individuo.

El *índice de ingreso promedio per cápita comunal* corresponde a un porcentaje que se obtuvo a través del cociente entre el ingreso per cápita promedio de la comuna del domicilio familiar del cual proviene el individuo, y el ingreso promedio per cápita del país

⁹ FACEA

^{10 0} Resultados prueba SIMCE de los años 1998, 2000 y 2001. Encuesta de Caracterización Socio Económica (CASEN) de los años 1990, 1992 y 1994.

^{11 1} Nivel Socioeconómico.

para el mismo año ^{12 2}.

Las variables dummies son de la siguiente forma: para *sexo*, 1 si es hombre; *provincia*, 1 si proviene de provincia ^{13 3}; *homologados*, 1 si posee ramos homologados; *examen de grado*, 1 si aprobó el examen de grado; *alto NSE del colegio*, 1 si el colegio del cual egresó es de alto nivel socioeconómico ^{14 4}; *empresa privada*, 1 si el individuo trabaja actualmente en empresa privada; y *empresa pública*, 1 si trabaja actualmente en aquella empresa.

Para las dummies “*economista que trabaja en economía*”, “*economista que trabaja en administración*”, y “*administrador que trabaja en administración*”, toman el valor 1 si posee mención economía y trabaja en el área economía, 1 si posee la mención economía y trabaja en el área administración, y 1 si el individuo posee la mención administración y trabaja en el área administración, respectivamente. Para obtener el área del trabajo que realiza el individuo en la actualidad, la encuesta presentó una pregunta que solicitaba al encuestado definieran el área de su trabajo como “fundamentalmente administración”, “fundamentalmente economía” o “una mezcla entre economía y administración” ^{15 5}. En este último caso se les pedía que definiesen la intensidad relativa de cada área en términos de porcentaje (60% economía y 40% administración, etc.).

La variable *ascendencia vasco-europea* toma valor 2 si el individuo posee ambos apellidos de ascendencia vasca o europea no española, valor 1 si sólo posee uno y 0 si posee ninguno. Para su construcción se clasificó previamente los apellidos de los individuos en diferentes categorías según la ascendencia de ellos. El criterio corresponde al utilizado por destacados autores dedicados a la genealogía de apellidos de origen anglosajón, vasco, indígena y europeos no españoles ^{16 6}.

En lo que respecta a la variable dependiente, contamos con diez categorías de ingresos ordenados iguales que cambian cada \$ 400.000 a la siguiente categoría., siendo así el primer intervalo los individuos que obtienen ingresos entre \$ 0 y \$ 400.000 en pesos chilenos de 1999.

LOS RESULTADOS

Primeramente, nos centramos en las tres variables de origen socioeconómico de interés, analizando los datos con los que contamos de modo de obtener el promedio del salario y

^{12 2} Datos extraídos de CASEN 1990, 1992 y 1994.

^{13 3} Se consideró comoprovincia todas aquellas localidades que no pertenezcan a la Región Metropolitana.

^{14 4} Según SIMCE 2000, o en su defecto SIMCE 2001.

^{15 5} Para obtener ésta variable, se multiplicó la variable Mención con la variable que define el área de su trabajo.

^{16 6} Ver Grau, J. (2000). Grau, J. (1997). Tibón, G. (1992). Tibón, G. (1961).

“Retorno Salarial al Origen Socioeconómico entre los Ingenieros Comerciales: ¿Discriminación o Productividad?”

sus diferenciales, según pertenezcan a alto o bajo nivel socioeconómico en colegios y comuna, así como para individuos que posean o no ascendencia vasca o europea no español:

	NSE Alto	NSE Bajo	Diferencia	test t
Colegio	1,625,091	1,355,342	269,749	2.69
Comuna	1,725,734	1,281,667	444,067	4.72
Ascendencia	1,667,980	1,449,967	218,013	2.23

Cuadro 1. Salarios promedios para alto y bajo nivel socioeconómico según colegio, comuna y ascendencia^{17 7}

Como se muestra en el Cuadro 1, el test de diferencia de varianzas ya nos entrega resultados interesantes en relación a el retorno al poseer alguna de estas variables de origen socioeconómico.

Para una mejor estimación, se utilizó una ecuación de Mincer óptima para explicar el salario del individuo. Se realizaron diferentes tipos de regresiones, dependiendo de la estructura de la variable explicada, así como del número de variables independientes con las que se cuenta.

La variable *ingreso*, primeramente fue tratada como una variable discreta y ordenable por categorías. Para ello regresionamos las variables a través del modelo conocido como Probit Ordenado, utilizado para éste tipo de variables endógenas.

Como método alternativo, se obtuvo el valor medio de cada intervalo de ingreso, utilizando dicho valor para regresionar las variables a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios^{18 8}.

Como tercer y última metodología se estimó una densidad al ingreso a través de Kernel Gaussiano, encontrando valores esperados para cada categoría. Si bien ésta metodología nos entrega resultados similares al método del valor medio, nos resulta más ajustable y general utilizar Kernel ya que permite reemplazar el valor de otro ingreso diferente si se quiere ingresar otro dato con ingreso dado (valor exacto).

Para cada metodología usada, se regresionaron las variables exógenas antes descritas y otras que no se especifican^{19 9}, manteniendo solo aquellas que son significativas al 90%.

^{17 7} Para la variable Comuna, se considera como NSE alto aquellas comunas cuyo índice de ingreso promedio per cápita fuera mayor o igual al promedio. Para la variable Ascendencia, se consideró como NSE alto aquellos que poseen a lo menos un apellido de ascendencia vasca o europea no española.

^{18 8} Así, por ejemplo, el ingreso de los individuos que pertenecen a la primera categoría (entre \$ 0 y \$ 400.000) corresponde a \$ 200.000.

^{19 9} Se estimó por todas las variables descritas en la lista de variables (Anexo 1), siendo las menos significativas las que se omiten en el cuadro 1: Tabla General de Modelos Estimados por Probit Ordenado y M.C.O.

Los detalles de cada estimación, con los correspondientes coeficientes de cada variable y test de significancia, se detallan en el siguiente cuadro:

Variable	MCO			MCO			MCO			MCO		
	coeficiente	t	p	coeficiente	t	p	coeficiente	t	p	coeficiente	t	p
Constante	1.72	19	0.00	1.91	21	0.00	1.93	21	0.00	1.72	19	0.00
ingreso	0.02	0.02	0.98	0.02	0.02	0.98	0.02	0.02	0.98	0.02	0.02	0.98
ingresos2	-0.002	-0.002	0.99	-0.002	-0.002	0.99	-0.002	-0.002	0.99	-0.002	-0.002	0.99
edad	0.004	0.004	0.99	0.004	0.004	0.99	0.004	0.004	0.99	0.004	0.004	0.99
edad2	-0.0002	-0.0002	0.99	-0.0002	-0.0002	0.99	-0.0002	-0.0002	0.99	-0.0002	-0.0002	0.99
español	0.02	0.02	0.98	0.02	0.02	0.98	0.02	0.02	0.98	0.02	0.02	0.98
español2	-0.0002	-0.0002	0.99	-0.0002	-0.0002	0.99	-0.0002	-0.0002	0.99	-0.0002	-0.0002	0.99
ingreso*español	0.0002	0.0002	0.99	0.0002	0.0002	0.99	0.0002	0.0002	0.99	0.0002	0.0002	0.99
ingreso*español2	-0.00002	-0.00002	0.99	-0.00002	-0.00002	0.99	-0.00002	-0.00002	0.99	-0.00002	-0.00002	0.99
español*edad	0.0002	0.0002	0.99	0.0002	0.0002	0.99	0.0002	0.0002	0.99	0.0002	0.0002	0.99
español*edad2	-0.00002	-0.00002	0.99	-0.00002	-0.00002	0.99	-0.00002	-0.00002	0.99	-0.00002	-0.00002	0.99
español*ingreso	0.0002	0.0002	0.99	0.0002	0.0002	0.99	0.0002	0.0002	0.99	0.0002	0.0002	0.99
español*ingreso2	-0.00002	-0.00002	0.99	-0.00002	-0.00002	0.99	-0.00002	-0.00002	0.99	-0.00002	-0.00002	0.99
español*edad*ingreso	0.00002	0.00002	0.99	0.00002	0.00002	0.99	0.00002	0.00002	0.99	0.00002	0.00002	0.99
español*edad*ingreso2	-0.000002	-0.000002	0.99	-0.000002	-0.000002	0.99	-0.000002	-0.000002	0.99	-0.000002	-0.000002	0.99
español*edad*ingreso*español	0.000002	0.000002	0.99	0.000002	0.000002	0.99	0.000002	0.000002	0.99	0.000002	0.000002	0.99
español*edad*ingreso*español2	-0.0000002	-0.0000002	0.99	-0.0000002	-0.0000002	0.99	-0.0000002	-0.0000002	0.99	-0.0000002	-0.0000002	0.99
español*edad*ingreso*español*español	0.0000002	0.0000002	0.99	0.0000002	0.0000002	0.99	0.0000002	0.0000002	0.99	0.0000002	0.0000002	0.99
español*edad*ingreso*español*español2	-0.00000002	-0.00000002	0.99	-0.00000002	-0.00000002	0.99	-0.00000002	-0.00000002	0.99	-0.00000002	-0.00000002	0.99
español*edad*ingreso*español*español*español	0.00000002	0.00000002	0.99	0.00000002	0.00000002	0.99	0.00000002	0.00000002	0.99	0.00000002	0.00000002	0.99
español*edad*ingreso*español*español*español2	-0.000000002	-0.000000002	0.99	-0.000000002	-0.000000002	0.99	-0.000000002	-0.000000002	0.99	-0.000000002	-0.000000002	0.99
español*edad*ingreso*español*español*español*español	0.000000002	0.000000002	0.99	0.000000002	0.000000002	0.99	0.000000002	0.000000002	0.99	0.000000002	0.000000002	0.99
español*edad*ingreso*español*español*español*español2	-0.0000000002	-0.0000000002	0.99	-0.0000000002	-0.0000000002	0.99	-0.0000000002	-0.0000000002	0.99	-0.0000000002	-0.0000000002	0.99
español*edad*ingreso*español*español*español*español*español	0.0000000002	0.0000000002	0.99	0.0000000002	0.0000000002	0.99	0.0000000002	0.0000000002	0.99	0.0000000002	0.0000000002	0.99
español*edad*ingreso*español*español*español*español*español2	-0.00000000002	-0.00000000002	0.99	-0.00000000002	-0.00000000002	0.99	-0.00000000002	-0.00000000002	0.99	-0.00000000002	-0.00000000002	0.99
español*edad*ingreso*español*español*español*español*español*español	0.00000000002	0.00000000002	0.99	0.00000000002	0.00000000002	0.99	0.00000000002	0.00000000002	0.99	0.00000000002	0.00000000002	0.99
español*edad*ingreso*español*español*español*español*español*español2	-0.000000000002	-0.000000000002	0.99	-0.000000000002	-0.000000000002	0.99	-0.000000000002	-0.000000000002	0.99	-0.000000000002	-0.000000000002	0.99

Cuadro 2. Tabla General de Modelos Estimados por Probit Ordenado y M.C.O.

*Para los modelos *Probit* (con *ycategor*) el valor entre paréntesis corresponde al test z

**Para los modelos *MCO* (con *Inyvalmed* y *Inyk*) el valor entre paréntesis corresponde al test t.

La mayor parte de los resultados eran esperados tanto en su signo como en su intensidad. Dentro de las variables de origen socioeconómico estudiadas, los coeficientes del nivel socioeconómico del colegio, el índice de ingreso per cápita de domicilio familiar, y la ascendencia vasca o europea no española, dan significativos y con el signo esperado, lo que nos motiva a continuar con la investigación fijándonos principalmente en éstas características.

Se encontró que la variable *ranking proporcional* presenta mejores propiedades que la variable *nota*, y tomando en cuenta que ambas poseen una alta correlación^{20 0}, se decidió mantener *ranking proporcional* y omitir la variable *nota*. Además, ésta última se encuentra contaminada por un cambio de malla curricular a mediados de los años 90, lo que no la hace comparable entre años.

Todo esto nos da un indicio de posibles discriminaciones existentes en el mercado laboral de ingenieros comerciales y sugiere dificultades para encontrar medidas por parte de la universidad.

A pesar de encontrar evidencia de un retorno salarial diferente entre hombres y mujeres, existe extensa literatura referida a este tema, por lo que no nos centraremos en este punto^{21 1}.

Encontramos evidencia de un diferencial de ingresos en el hecho de provenir de un colegio cuyo nivel socio-económico es alto, variable interesante a profundizar. También existe evidencia de discriminación según la comuna del domicilio familiar de cada individuo, es decir, se paga un “plus” por haber vivido con la familia en una comuna de altos ingresos per cápita. Por último, el significativo coeficiente de la variable *ascendencia vasca o europea*, nos muestra que el poseer a lo menos uno de estos tipos de ascendencias, es reconocido por el mercado laboral de ingenieros comerciales como un retorno positivo.

Una de las cosas que nos podría contaminar nuestras estimaciones es la posibilidad de que exista un sesgo de selección por sólo considerar a personas trabajando en el mercado. Para solucionar este tipo de problemas hemos utilizado la técnica conocida como “Heckman en dos etapas”(ver Anexo 3).

Satisfactoriamente, los resultados obtenidos nos muestran que no contamos con evidencia suficiente para creer en la existencia de este tipo de sesgo. Además, estos resultados seguramente se obtienen debido al bajo número de personas desempleadas que posee nuestra muestra (aproximadamente un 7%) , por lo que no nos referiremos más a éste tema.

^{20 0} Correlación entre estas variables, ver Anexo 2.

^{21 1} Contreras, D. y E. Puentes (2001). González, P. (1992).

SIMULACIONES

Dado que obtuvimos los coeficientes del modelo reducido, simulamos nuestras variables de origen socioeconómico para individuos no reales, de modo de apreciar los diferenciales salariales en el mercado según las estimaciones. Para ello utilizamos comunas “extremas” de la muestra, de las cuales Vitacura representa la comuna de mayor índice de ingreso promedio per cápita, La Pintana representa a la de menor índice, y Ñuñoa es el término medio entre estas. Simulamos el rendimiento en la universidad (*ranking proporcional*) para cada NSE de colegio y para un individuo con ascendencia vasca o europea no española, así como para un individuo sin ningún tipo de éstas ascendencias. Para el resto de las variables, se utilizó su promedio y se reemplazó en la regresión. Los resultados se presentan en el siguiente cuadro:

“Retorno Salarial al Origen Socioeconómico entre los Ingenieros Comerciales: ¿Discriminación o Productividad?”

Características	Com Kernel				Com Tradicional			
	Muestra				Muestra			
	Alto NSE		Bajo NSE		Alto NSE		Bajo NSE	
Ascendencia Vasca o Europea	0%	50%	0%	50%	0%	50%	0%	50%
1% (el resto)	140220	127738	694214	437063	1259490	1692870	1700285	471000
Bandera	2%	1340487	1368702	698215	107054	1360516	241276	1624307
Universidad	50%	1788246	152027	104010	106042	1772060	207021	1547000
100% (el resto)	1238208	148000	148000	1238208	1238208	1238208	1238208	1238208
Ascendencia Vasca o Europea	0%	50%	0%	50%	0%	50%	0%	50%
1% (el resto)	1238208	148000	148000	1238208	1238208	1238208	1238208	1238208
Bandera	2%	1340487	1368702	698215	107054	1360516	241276	1624307
Universidad	50%	1788246	152027	104010	106042	1772060	207021	1547000
100% (el resto)	1238208	148000	148000	1238208	1238208	1238208	1238208	1238208
Ascendencia Vasca o Europea	0%	50%	0%	50%	0%	50%	0%	50%
1% (el resto)	1238208	148000	148000	1238208	1238208	1238208	1238208	1238208
Bandera	2%	1340487	1368702	698215	107054	1360516	241276	1624307
Universidad	50%	1788246	152027	104010	106042	1772060	207021	1547000
100% (el resto)	1238208	148000	148000	1238208	1238208	1238208	1238208	1238208

Cuadro 3. Simulación de ingresos (en pesos chilenos de 1999)

Los valores dentro del cuadro representan el ingreso que debería ganar un individuo con esas características (para revisar el porcentaje sobre el menor ingreso, ver Anexo 4) . Los coeficientes fueron estimados utilizando logaritmo natural del ingreso vía Kernel, y a modo de comparación se realizó el mismo con el valor medio, generando resultados similares.

Al enfrentar valores para cada variable por separado, con todo lo demás constante en su valor medio, queda demostrado el sobresueldo en cada segmento, tanto entre comunas, como entre colegios y apellidos.

Revisando con detención el cuadro anterior, parece muy amplia la brecha tanto entre ascendencia, como entre comunas y colegios. A modo de ejemplo, un individuo que es el último de su generación, pero proviene de un colegio y comuna de alto NSE, con ascendencia vasca o europea, llega a recibir aproximadamente \$ 250.000 más que un individuo de colegio de bajo NSE, en una comuna promedio como Ñuñoa, sin

ascendencia vasca o europea, primero en su generación.

Resulta interesante y extraño pensar que todo éste efecto se explique por discriminación de parte del empleador, lo que nos motiva a medir dicha discriminación y ver si realmente lo es, o existe algo de productividad para el empleador en éstas características.

METODOLOGÍA: OAXACA-RAMSON

Hemos encontrado evidencia de posible discriminación en nuestras tres variables relevantes: colegio, comuna y ascendencia. Con el fin de obtener una medida de tal “discriminación” y resolver el problema de “quien es el discriminado” definiendo la dirección de ésta, es que utilizamos la metodología de Oaxaca-Ramson^{22 2} a los tres casos por separados. Para ello, se procedió con la estructura de la ecuación descrita a continuación para cada una de las variables de origen socioeconómico:

- Para Nivel Socioeconómico del Colegio,

$$E(G_{\text{altc}}/b_{\text{altc}} + 1) = \bar{X}'_{\text{altc}} (\hat{\beta}_{\text{altc}} - \beta_{\text{recti}}) - \bar{X}'_{\text{bqca}} (\beta_{\text{recti}} - \hat{\beta}_{\text{bqca}}) - (\bar{X}_{\text{altc}} - \bar{X}_{\text{bqca}})' \beta_{\text{recti}}$$

- Para Índice Comunal,

$$E(G_{\text{altc}/b_{\text{altc}}} + 1) = \bar{X}'_{\text{altc}} (\hat{\beta}_{\text{altc}} - \beta_{\text{recti}}) - \bar{X}'_{\text{bqca}} (\beta_{\text{recti}} - \hat{\beta}_{\text{bqca}}) - (\bar{X}_{\text{altc}} - \bar{X}_{\text{bqca}})' \beta_{\text{recti}}$$

- Para Ascendencia,

$$E(G_{\text{altc}/b_{\text{altc}}} + 1) = \bar{X}'_{\text{altc}} (\hat{\beta}_{\text{altc}} - \beta_{\text{recti}}) - \bar{X}'_{\text{bqca}} (\beta_{\text{recti}} - \hat{\beta}_{\text{bqca}}) - (\bar{X}_{\text{altc}} - \bar{X}_{\text{bqca}})' \beta_{\text{recti}}$$

^{22 2} Modelo extraído de Contreras, D. y E. Puentes (2001).

“Retorno Salarial al Origen Socioeconómico entre los Ingenieros Comerciales: ¿Discriminación o Productividad?”

Los resultados generales del procedimiento se presentan en el cuadro 4 (detalles, ver Anexo 5)^{23 3}. El valor encontrado para la muestra corresponde a la columna con el nombre de “Valor Estimado”.

Como se mencionó en el marco teórico, los dos primeros valores del lado derecho en cada ecuación representan la discriminación, mientras que el tercer término es la diferencia en productividad en cada grupo.

Tenemos que un 3.9% del diferencial salarial se debe a discriminación a favor de colegios de alto NSE, mientras que un 6.7% a discriminación en contra de colegios de bajo NSE, con 7.9% explicado por diferencia en productividad entre éstos grupos.

En forma similar para las comunas, un 5.7% de discriminación a favor de comunas con mayor ingreso per cápita, un 7.1% en contra de comunas con menor ingreso, y un importante 20% explicado por diferencia en capital humano.

Para la ascendencia, 5.1% de discriminación a favor de quienes poseen a lo menos una ascendencia vasca o europea no española, un 4.4% en contra de personas con ascendencia de otro origen (entre ellos indígenas chilenos) y un 9.2% a diferencia en productividad.

Para verificar la significancia estadística de los coeficientes estimados se utilizaron técnicas de Bootstrap, generando 1000 muestras bootstrap y calculando los coeficientes de Oaxaca para cada una de ellas, obteniendo una distribución para cada coeficiente. Por otra parte, se realizó el test de normalidad “Skewness and kurtosis”, el cual no nos permitió rechazar la hipótesis de normalidad de cada coeficiente.

Al revisar los resultados presentados en el Cuadro 4, se encontró significancia estadística al 95% para cada uno de los componentes.

Variable	Componente	Valor Estimado	Media según Bootstrap	D.S. según Bootstrap	Intervalo de Conf. al 95% según Bootstrap	
					Mín. Máx.	
Colegios	$\beta_1 h_1 h_2'$	0.039	0.039	0.014	0.009	0.065
	$X_i(D_1, D_2)$	0.067	0.066	0.025	0.015	0.12
	$(X_i - X_i^*) \beta_2$	0.066	0.059	0.040	-0.018	0.13
Comunas	$\gamma_1 h_3 h_4'$	0.057	0.057	0.018	0.018	0.09
	$X_i(D_3, D_4)$	0.071	0.070	0.020	0.027	0.12
	$(X_i - X_i^*) \beta_3$	0.2	0.21	0.046	0.12	0.3
Ascendencia	$\gamma_2 h_5 h_6'$	0.051	0.048	0.024	0.013	0.095
	$X_i(D_5, D_6)$	0.044	0.042	0.030	0.027	0.091
	$(X_i - X_i^*) \beta_4$	0.092	0.092	0.046	0.064	0.17

Cuadro 4. Estimaciones a través de Bootstrap (1000 muestras)

Sin embargo, aún resulta extraño que en total, aproximadamente un 33% de la diferencia de salario se deba a discriminación de parte del empleador, cosa que discutiremos en el siguiente punto.

^{23 3} Para aplicar ésta metodología a las variables *índice de ingreso comunal* y *ascendencia vasca o europea no española*, se construyó una dummy que toma el valor 1 si el individuo proviene de una comuna alta (índice mayor o igual al promedio: Ñuñoa), y otra dummy que toma el valor 1 si el individuo posee a lo menos uno de los apellidos vascos o europeo no español. En la estimación general dichas variables siguen dando significativas.

LA DIFERENCIA ENTRE PRODUCTIVIDAD Y DISCRIMINACIÓN

Como lo mencionamos anteriormente, la “discriminación” encontrada puede no ser tal. En efecto, si para un trabajo el tener ascendencia vasca significa mayores ingresos que poseer ascendencia española, puede deberse a productividad desde el punto de vista del empleador (por ejemplo, los clientes que tratan con el individuo son los que discriminan). El problema es definir si el empleador discrimina, o le resulta productivo contar con alguna de las características mencionadas.

Para desarrollar esta discusión en nuestra investigación, nos aferramos al siguiente supuesto: si el individuo es un empleador (“autoempleado”) no se discriminará a sí mismo para ninguna de las tres clases encontradas^{24 3}, lo que nos sugiere que su salario sería el salario de mercado, a menos que alguna de estas tres clases si importara. En ese caso, el retorno debería ser mayor para empleados que para autoempleados (ver Anexo 6).

Para probar la hipótesis de que el empleador no discrimina, regresionamos nuestro modelo reducido incorporando una variable interactiva entre la variable discriminatoria, y una dummy que toma el valor 1 si el trabajador es “autoempleado”:

^{24 3} Lo que definimos como “Clase” corresponde al nivel socioeconómico del colegio, comuna y si posee ascendencia vasca o europea.

“Retorno Salarial al Origen Socioeconómico entre los Ingenieros Comerciales: ¿Discriminación o Productividad?”

	Global	Coc. Interactiva Emp/Ingenieros Coleg	Coc. Interactiva Emp/Ingenieros no Coleg	Coc. Interactiva Emp/Ingenieros Coleg
Constante	0.10 (8.67)	0.18 (9.96)	0.10 (8.65)	0.15 (8.94)
Interactiva	-0.0081 (-5.30)	-0.0081 (-5.29)	-0.0081 (-5.25)	-0.0080 (-5.22)
Educa	0.23 (2.89)	0.27 (3.34)	0.23 (2.88)	0.23 (2.87)
Constante Interactiva	-0.12 (-2.25)	-0.15 (-2.71)	-0.15 (-2.60)	-0.12 (-2.20)
Constante Interactiva	-0.15 (-2.38)	-0.19 (-3.08)	-0.17 (-2.54)	-0.18 (-2.53)
Constante Interactiva	0.12 (2.02)	0.15 (2.58)	0.12 (2.03)	0.12 (2.02)
Edad	0.11 (2.43)	0.12 (2.65)	0.11 (2.35)	0.11 (2.38)
Edad Interactiva	0.16 (3.19)	0.18 (3.51)	0.16 (3.08)	0.16 (3.07)
Constante Interactiva (Ingenieros Coleg)	0.17 (3.35)	0.17 (3.26)	0.17 (3.35)	0.17 (3.31)
Constante Interactiva	0.15 (3.04)	0.15 (3.23)	0.15 (3.28)	0.16 (3.18)
Constante Interactiva	-0.0011 (-2.35)	-0.0011 (-2.35)	-0.0011 (-2.35)	-0.0011 (-2.44)
Constante Interactiva		0.19 (0.25)		
Constante Interactiva			0.011038 (0.11)	
Constante Interactiva				0.10 (0.25)
R ²	2%	2%	2%	2%
F(2)	9%	9%	9%	9%

* Entre paréntesis test t.

(Variable dependiente: ingreso por Kernel)

* Entre paréntesis test t.

Para cada caso se observa que el coeficiente que acompaña a la interactiva no es significativo al 95%, lo que se traduce en que independiente de que el individuo sea empleador, existe un sobrepago positivo para cada variable asociada al origen socioeconómico.

Adicionalmente, se testeó para cada clase la hipótesis de que la suma del coeficiente de interés con el coeficiente interactivo, fueran iguales a cero a través de un tradicional test t de una cola (ver Anexo 8). Esto resultó ser significativos con un nivel de confianza del 90%, a pesar del bajo número de observaciones de autoempleados (16 observaciones). Esto sugiere que la pendiente de la curva que ajusta una de las clases con el ingreso para autoempleados es de signo positivo y mayor que la pendiente de la curva para los empleados “tradicionales” (ver Anexo 7). Todo esto se traduce en que tanto para empleados, como para “autoempleados”, existe un sobrepago por colegio,

comuna y ascendencia vasca o europea.

Con ellos se puede decir que existe evidencia para creer que la posible discriminación puede provenir de las personas con que se relaciona el empleador (clientes, proveedores, inversionistas, etc.), siendo productivo para él que el individuo (o él mismo) posea alguna de estas características.

Sin embargo, cabe la duda de una posible autoselección, ya que si tenemos individuos que no provienen de un buen colegio, de una buena comuna y no poseen ascendencia vasco o europea, se tiende a pensar que éstos serán los primeros candidatos a ser autoempleados. Además, al construir el test de hipótesis encontramos que la covarianza entre el coeficiente de la clase y el de la interactiva para cada caso, resulta ser negativo (ver Anexo 8) lo que reafirma nuestra teoría de autoselección.

Para probar lo anterior, revisamos la decisión de ser empleador, dado todo lo demás, a través de un probit tradicional. Al revisar los resultados (ver Anexo 9), constatamos que sólo para la variable *ascendencia vasco o europea* el signo es acorde y significativo a nuestra hipótesis. Para las variables *colegio* y *comuna* si bien es significativo, presentan signo positivo, dejando en duda la posibilidad de autoselección en éstas variables, pero a la vez la incertidumbre de por que sucede.

CONCLUSIONES

A diferencia de otros trabajos que evidencian algún tipo de discriminación, esta investigación muestra una característica poco tratada dentro de la literatura de economía laboral chilena, como lo es el origen socioeconómico.

Por medio de la utilización de modelos tradicionales (Probit Ordenado, M.C.O.) y la incorporación de variables relevantes que evidencien algún efecto sobre el ingreso, se comprueba la existencia de retorno salarial positivo a Ingenieros Comerciales egresados de la Universidad de Chile que provengan de un colegio de alto nivel socioeconómico, de una comuna de altos ingresos per cápita o que posean a lo menos una ascendencia vasca o europea no española (medida a través de apellidos).

Vale la pena destacar que a pesar de la correlación existente dentro de estas variables de origen socioeconómico (colegio, comuna y ascendencia), sus estimaciones son significativas y robustas, manteniéndose las tres en el modelo final.

Al indagar más en las posibles “discriminaciones” a través de Oaxaca-Ramson, pudimos corroborar que existe un sobrepago para los individuos con a lo menos una de las características definidas como de origen socioeconómico, y un subpago para aquellos individuos que no poseen alguna de ellas

Uno de los temas de discusión que se discute es si realmente el retorno salarial a las variables de origen socioeconómico es discriminación del empleador o productividad para el mismo. Es decir, el empleador contrata a alguien con éstas características de origen socioeconómico por que le agrada, o por que a otros, con los cuales el individuo se

relaciona una vez en el trabajo por ejemplo, les interesan dichas características (lo que se traduce en productividad para el empleador): “Si estás entre gerentes generales, es muy difícil que entres a éste círculo si no posees un buen estatus”.

Encontramos evidencia para creer que la discriminación no proviene del empleado, haciendo que la productividad del individuo sea de su interés. Sin embargo, ¿será “genuina” esta productividad, o será discriminación en otro ámbito?.

Además, existe evidencia de autoselección de las personas que carecen de ascendencia vasca o europea no española hacia ser autoempleados, encontrando lo contrario para el caso de tipo de comuna y colegio. A pesar de los resultados, la muestra solo cuenta con 16 autoempleados, lo que hace tener estimadores poco creíbles.

Por otra parte, si bien la muestra es representativa para Ingenieros Comerciales de la Universidad de Chile, no podemos asegurar que los resultados anteriormente mencionados se puedan reproducir para toda una sociedad, lo que representa una ventana para futuros trabajos que se relacionen con éste tema.

Una de las posibles limitaciones con que cuenta éste trabajo es la poca comparabilidad de los puntajes de la PAA, ya que en 10 años, el nivel de educación y el número de personas que rinden dicho examen ha variado considerablemente.

Como investigación futura, podría considerarse una separación en ascendencia, ya sea el primer o el segundo apellido del individuo. En relación a las variables de origen socioeconómico, sería interesante realizar un seguimiento del retorno de éstas en el tiempo, de modo de seguir las tendencias de éstas, además de utilizar variables más finas para éste tipo de clases como por ejemplo, ingreso de la comuna de domicilio actual del individuo.

Por otra parte, buscar evidencia en otras carreras para encontrar otras variables que pueden estar explicando el salario, pudiendo ser distintas variables para distintas profesiones. Resultaría relevante tanto para la escuela como para nuestra sociedad, buscar evidencia de desincentivos a invertir en educación en alumnos de escasos recursos, de modo de poder identificar y contrarrestar tal desincentivo,.

Como posible investigación futura, sería interesante encontrar evidencia de cierto nivel de autoselección de parte de las personas a tipos de empresas a trabajar. Por ejemplo, se recompense el provenir de un buen colegio, comuna o ascendentes por parte de la empresa privada, o por el contrario, el individuo que no posee ninguna de éstas características, recurrir a las empresas de administración pública.

Por último, hay que encontrar formas de contrarrestar dichos efectos una vez ingresado a la universidad. Como resultado de nuestro estudio, personas con escasos recursos poseen menos posibilidades de una educación superior, además de, si optan a este tipo de educación, el retorno en el mercado laboral es menor para ellos, desincentivando a invertir en educación superior. Sin embargo, existe un retorno positivo al desempeño académico relativo a la carrera, con lo que incentiva al estudio dentro de la escuela.

Una de las posibles soluciones que se pueden visualizar sería combatir dicha desigualdad a través de la instauración en la Facultad de Ciencias Económicas y

Administrativas de la Universidad de Chile, de prácticas laborales obligatorias, de modo de aumentar la experiencia de los estudiantes y así hacer que se valore más el que los individuos ya conozcan el ambiente laboral una vez egresados de esta facultad.

Por otra parte, puede incentivarse el buen rendimiento de los alumnos a través de posibles “cartas de recomendación” por parte de destacados docentes de la escuela, a personas que sobresalgan en su desempeño en la carrera, lo que produce un umbral para personas que no tienen ningún tipo de contacto con individuos de altos estratos que ya se encuentren en el mercado laboral (“network”).

ANEXOS.

Anexo 1: Variables empleadas en Estimaciones Previas

“Retorno Salarial al Origen Socioeconómico entre los Ingenieros Comerciales: ¿Discriminación o Productividad?”

Variable	N	DE	DE	DE	DE	DE
Ingresos por concepto	111	4.792.191	1.172.009	-	-	-
sepeñeros	111	2.206.102	1.172.009	-	-	-
sepeñeros b	111	2.166.951	617.000	-	-	63.725
costos	111	17.423.829	2.172.009	-	-	-
Costo (Laboral)	111	1.001.490	1.172.009	-	-	-
aproximada	111	1.001.490	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo	111	192.4272	1.172.009	43.022	-	4.0000
Índice Ingreso/Costo b	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo c	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo d	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo e	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo f	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo g	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo h	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo i	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo j	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo k	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo l	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo m	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo n	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo o	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo p	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo q	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo r	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo s	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo t	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo u	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo v	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo w	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo x	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo y	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo z	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo aa	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo ab	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo ac	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo ad	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo ae	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo af	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo ag	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo ah	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo ai	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo aj	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo ak	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo al	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo am	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo an	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo ao	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo ap	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo aq	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo ar	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo as	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo at	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo au	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo av	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo aw	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo ax	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo ay	111	188.7046	1.172.009	-	-	-
Índice Ingreso/Costo az	111	188.7046	1.172.009	-	-	-

Anexo 2: Matriz de Correlación entre todas las variables

	beta	std. err.	z	p > z	[95% Conf. Interval]									
Constante	5.0752	0.1200	1.62	0.05	-1.06	11.21								
sexo (femenino)	0.44	0.2341	1.83	0.07	0.019	3.80								
edad (años)	1.011	0.5800	1.90	0.06	-0.036	2.24								
provincia (La Libertad)	1.17	0.4827	0.42	0.676	-0.65	1.01								
municipal (La Libertad)	0.72	0.4834	1.50	0.14	-0.22	1.67								
educación (Bachiller)	0.2211	0.5821	0.40	0.692	-0.91	1.37								
empleo (desempleado)	-0.01	1.1048	-0.03	0.975	-0.03	1.00								
ingreso (menor)	0.5143	1.2373	0.19	0.853	0.07	1.98								
empleo (ninguno)	1.9827	1.3778	0.94	0.35	1.14	1.82								
Constante	5.0752	0.1200	1.62	0.05	-1.06	11.21								
n		303												
seudo R ²		14%												

Anexo3: Estimación de la decisión de trabajar o no trabajar (primera etapa del método de Heckman)

Trabajar	Coef	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
sexo (femenino)	0.44	0.2341	1.83	0.07	0.019	3.80
edad (años)	1.011	0.5800	1.90	0.06	-0.036	2.24
provincia (La Libertad)	1.17	0.4827	0.42	0.676	-0.65	1.01
municipal (La Libertad)	0.72	0.4834	1.50	0.14	-0.22	1.67
educación (Bachiller)	0.2211	0.5821	0.40	0.692	-0.91	1.37
empleo (desempleado)	-0.01	1.1048	-0.03	0.975	-0.03	1.00
ingreso (menor)	0.5143	1.2373	0.19	0.853	0.07	1.98
empleo (ninguno)	1.9827	1.3778	0.94	0.35	1.14	1.82
Constante	5.0752	0.1200	1.62	0.05	-1.06	11.21
n		303				
seudo R ²		14%				

Anexo 4: Simulación comparando ingresos con respecto al menor ingreso (La Pintana-Bajo NSE-Ninguno)

“Retorno Salarial al Origen Socioeconómico entre los Ingenieros Comerciales: ¿Discriminación o Productividad?”

		Con ykernel				Con yvalmedio			
Comunas Descentralizadas		Veracruz				Veracruz			
Nivel Socio Económico Colegial		Alto NSE		Bajo NSE		Alto NSE		Bajo NSE	
Asistencia vacas o europea		Con	Sin	Con	Sin	Con	Sin	Con	Sin
Rendimiento Universidad (2009)	1% (el mejor)	2.04	1.77	1.78	1.55	2.08	1.80	1.82	1.58
	25%	1.75	1.70	1.70	1.48	1.78	1.70	1.73	1.50
	50%	1.86	1.62	1.62	1.41	1.89	1.67	1.69	1.43
	75%	1.77	1.54	1.55	1.35	1.80	1.58	1.57	1.36
	100% (el peor)	1.69	1.47	1.48	1.29	1.71	1.49	1.50	1.30

		México				Puebla			
Nivel Socio Económico Colegial		Alto NSE		Bajo NSE		Alto NSE		Bajo NSE	
Asistencia vacas o europea		Con	Sin	Con	Sin	Con	Sin	Con	Sin
Rendimiento Universidad (2009)	1% (el mejor)	1.73	1.51	1.51	1.32	1.76	1.52	1.53	1.33
	25%	1.55	1.44	1.45	1.26	1.57	1.45	1.46	1.27
	50%	1.58	1.37	1.38	1.20	1.59	1.36	1.39	1.21
	75%	1.50	1.31	1.31	1.15	1.52	1.33	1.33	1.15
	100% (el peor)	1.43	1.25	1.25	1.09	1.45	1.25	1.26	1.10

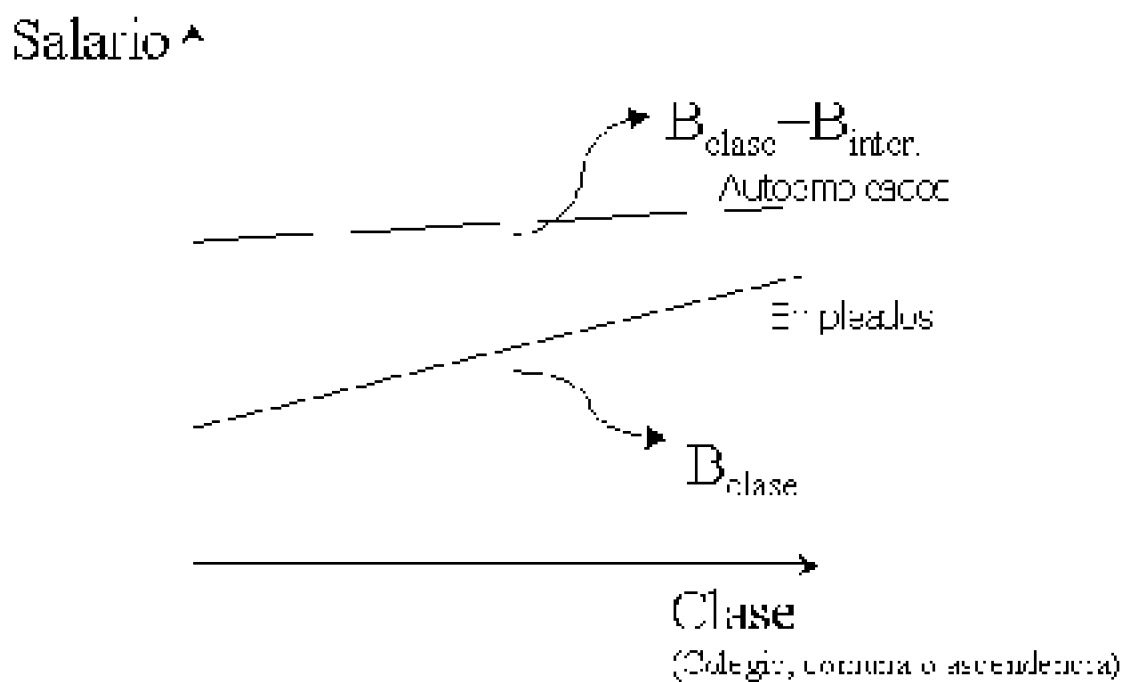
		La Pintana				La Pintana			
Nivel Socio Económico Colegial		Alto NSE		Bajo NSE		Alto NSE		Bajo NSE	
Asistencia vacas o europea		Con	Sin	Con	Sin	Con	Sin	Con	Sin
Rendimiento Universidad (2009)	1% (el mejor)	1.58	1.38	1.39	1.21	1.60	1.39	1.40	1.21
	25%	1.51	1.32	1.32	1.15	1.53	1.33	1.33	1.16
	50%	1.44	1.26	1.26	1.10	1.46	1.27	1.27	1.10
	75%	1.38	1.20	1.20	1.05	1.39	1.20	1.21	1.05
	100% (el peor)	1.31	1.14	1.15	1.00	1.32	1.13	1.13	1.00

Anexo 5: Estimaciones de coeficientes de Oaxaca-Ramson

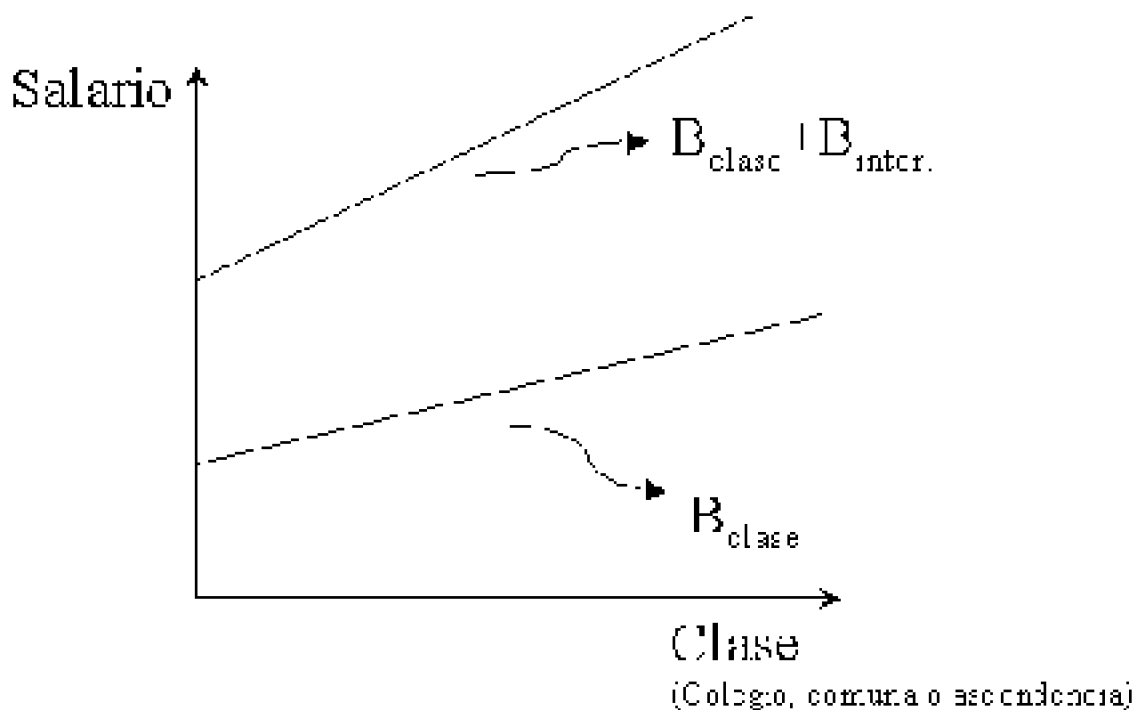
	Colegios		Comuna		Asistencia	
	(Ba-T*)	(T*Jb)	(Ba-T*)	(T*Jb)	(Ba-T*)	(T*Jb)
experiencia	0.011	0.013	0.093	0.018	0.03	0.019
experiencia ²	-1.11134	-1.11137	-1.11133	-1.11134	-1.11136	-1.11137
sexo	0.072	0.033	0.065	0.05	0.013	-0.021
francés Homocolegios	-0.03	0.04	-0.025	-0.022	-0.053	-0.039
ranking proporcional	0.13	0.3	0.17	0.3	0.030	0.017
francés Homocolegios ²	0.034	0.011	0.058	0.056	-0.055	-0.070
francés Heterocolegios	-1.136	1.1	-1.145	1.131	1.135	1.134
francés Heterocolegios ²	0.032	0.059	0.034	0.42	-0.033	0.032
deporte pasatiempo	-1.1	-1.064	-1.071	-1.07137	-1.115	-1.078
gusto por leer	0.00032	0.00033	0.002	0.00017	0.0032	0.0007
constante	1.5	-1.2	1.32	-1.11	-1.34	-1.11

	Colegios		Comuna		Asistencia	
	Kolko	Kolko	Kolko	Kolko	Kolko	Kolko
experiencia	7.34	8.21	8.07	7.33	7.63	7.35
experiencia ²	63.95	82.79	76.57	69.37	63.31	78.23
sexo	1.47	1.74	1.44	1.47	1.11	1.11
francés Homocolegios	1.17	1.17	1.13	1.14	1.11	1.11
ranking proporcional	0.32	0.32	0.31	0.34	0.32	0.32
francés Heterocolegios	0.37	0.38	0.37	0.39	0.35	0.35
francés Heterocolegios ²	0.35	0.23	0.32	0.45	0.35	0.34
francés Heterocolegios ³	1.54	1.27	1.54	1.34	1.17	1.41
deporte pasatiempo	0.37	0.43	0.37	0.43	0.64	0.33
gusto por leer	607.13	634.12	603.42	657.43	601.03	600.12
constante	-	1	1	1	-	1

Anexo 6: Gráfico donde Autoempleados no tienen retorno a clase, y los Empleados sí.



Anexo 7: Estimación de la Pendiente de Autoempleados y Empleados



Anexo 8: Covarianzas de Coeficientes y Test de Significancia para la Pendiente de Curva de Autoempleados

Covarianzas de coeficientes		Test t para colegio	
	(1)	(2)	
dato NSF colegio (1)	0.001650		Estadístico t para H_0 , $D_{\text{colegio}} - D_{\text{noempleados}} = 0$
dato noempleado entre NSF colegio (2)	0.001445	0.0130%	t de tabla al 9,7%: 1.3

Covarianzas de coeficientes		Test t para comunas	
	(3)	(4)	
dato índice ingreso comunal (3)	0.002636		Estadístico t para H_0 , $D_{\text{comuna}} - D_{\text{noempleados}} = 0$
dato noempleado entre índice ingreso comunal (4)	0.001828	0.01327%	t de tabla al 9,7%: 1.3

Covarianzas de coeficientes		Test t para ascendencia	
	(5)	(6)	
dato ascendencia base europea (5)	0.00228		Estadístico t para H_0 , $D_{\text{base}} - D_{\text{noempleados}} = 0$
dato noempleado entre ascendencia base europea (6)	0.001977	0.01399%	t de tabla al 3,34%: 1.8

Anexo 9: Probit en la decisión de ser Autoempleado (posible Autoselección)

“Retorno Salarial al Origen Socioeconómico entre los Ingenieros Comerciales: ¿Discriminación o Productividad?”

	Coeff.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
educacion	-0.170	0.171	-0.99	0.320	[-0.512, 0.172]
educacion^2	0.0033	0.001	3.18	0.001	[0.001, 0.006]
edad	0.01	0.010	0.92	0.352	[-0.010, 0.030]
diapromedio de pagos	0.15	0.038	0.39	0.695	[-0.020, 0.330]
ranking profesional	-0.001	0.001	-0.70	0.481	[-0.002, 0.001]
departamento universitario	0.03	0.031	0.93	0.348	[-0.030, 0.090]
datos NSF de empleo	0.47	0.075	6.25	<0.001	[0.320, 0.620]
diferencia en ingresos de consumo	0.029	0.010	2.90	0.003	[0.009, 0.049]
diferencia en el nivel de vida europeo	0.41	0.026	15.81	<0.001	[0.358, 0.462]
participación	0.0011	0.000	0.67	0.500	[-0.000, 0.002]
variables	0.07	0.011	6.56	<0.001	[0.047, 0.091]
n	929				
probabilidad	0.2025				

REFERENCIAS

- Balmaceda, F. y C. Sapelli (1990). Modelo de capital humano de Mincer: análisis teórico, empírico y nueva evidencia. Seminario. Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas. Universidad de Chile.
- Borjas, G. (1996) Labor Markets Discrimination, *Labor Economics*, cap. 10, pp. 318-356. McGraw-Hill, New York.
- Contreras, D. y E. Puentes (2001). Is gender wage discrimination decreasing in Chile? 30 years of robust evidence. Santiago, Universidad de Chile, Departamento de Economía.
- Couyoumdjian, R. (1968) Los magnates de Chile, siglo XVIII". *Revista Chilena de Historia y Geografía* nº 136, pp. 315-322.
- González, P. (1992.) El diferencial de ingresos entre hombres y mujeres: teoría, evidencia e implicaciones de política. *Colección Estudios Cieplan* nº34, pp. 101-144.
- Grau, J. (2000). Voces indígenas de uso común en Chile. Vol. 2. Tercera edición. Editorial Oikos. Santiago de Chile.
- Grau, J. (1997). Voces indígenas de uso común en Chile: glosario etimológico, incluye apellidos y toponimias del mapudungún, quechua, aimara, kunza, rapanui, etc. Editorial Oikos. Santiago de Chile.
- Hamermesh, D. y J. Biddle (1994). Beauty and the Labor Market. *The American Economics Review*. Vol. 84, n5, pp. 1174-1194

Oaxaca, R. y M. R. Ramson (1994.) On discrimination and the decomposition of wage differentials. *Journal of Econometrics* 61 (1), pp. 5-21.

Pino, T. (2002). Chile, Genealogía. Sitio web: <http://tpino.netfirms.com/apellido.htm> .

Sefaradies en Chile. Sitio web: <http://members.tripod.com/sefard/est.html>

Sistema de Medición de la Calidad de la Educación (2002). Sitio web: <http://www.simce.cl>

Tibón, G. (1992). Diccionario etimológico comparado de los apellidos españoles, hispanoamericanos y filipinos. Fondo de Publicación Económica. México.

Tibón, G. (1961). Onomástica hispanoamericana: índice de siete mil nombres y apellidos castellanos, vascos, árabes, judíos, italianos, indoamericanos, etc. y un índice toponímico. Hispano americanas. México.

Vega, A. y D. Contreras (1999). Explicando la desigualdad salarial en el gran Santiago: ¿Cuánto importa la educación?. Tesis. Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas. Universidad de Chile.