

EDUCACIÓN Y ACCESO A EMPLEOS DE CALIDAD EN CALI: UNA REVISIÓN A LA DISCRIMINACIÓN LABORAL POR SEXO*

Santiago Arroyo Mina

*Artículo de investigación científica y de desarrollo tecnológico

Saimer Ladino - estudiante asistente investigador

Resumen

Este documento entrega los resultados de la estimación en el cambio de la probabilidad de estar en un empleo de calidad al interior del mercado laboral de la ciudad de Cali y su área metropolitana, Colombia, para el año 2006, a partir de evaluar el efecto marginal que tienen años adicionales de escolaridad en función de distintos grupos de edad, así como a determinantes tipo, sexo, estado civil y jefatura de hogar. La intención de tal estimación es establecer posibles grados de desigualdad en dicho mercado, según lo estipulado por la literatura en economía laboral. Se estiman modelos paramétricos tipo Logit, para efectos de contrastar los resultados obtenidos al interior de los mismos con la teoría de discriminación en el mercado laboral. Los resultados reflejan la presencia de discriminación laboral de tipo estadístico, resultando perjudicados aquellos individuos que manifestaron no estar casados y no ser jefes de hogar, para el año 2006, frente a la probabilidad de tener un empleo de calidad. En adición a lo anterior, las estimaciones reflejan un comportamiento de discriminación por sexo en la probabilidad de tener un empleo de calidad frente a no tenerlo, para el caso de las mujeres.

Abstract

This document delivers the results for an estimate of the probability of being employed in a quality job in the Cali, Colombia job market and its metropolitan area during 2006, evaluating the marginal effect that additional years of education have on different age groups including determinants as type, sex, civil status, and head of household. The objective of this estimation is to establish possible degrees of inequality said market in accordance to what is stipulated in the work economy literature. Logit type parameter models are estimated to contrast the results obtained with them for the labor market discrimination theory. The results reflect the presence of statistical labor market discrimination; those affected are those who stated they were single and not the head of the household in 2006. Additionally, the estimates reflect sexual discriminatory behavior against women as to the probability of having quality employment.

Fecha de recepción: 25 - 10 - 2007

Fecha de aceptación: 10 - 12 - 2007

Palabras clave

Empleo, Economía laboral, Discriminación
Clasificación JEL: E24, J00, J71

Keywords

Employment, work economy, discrimination

En el escenario económico se habla de discriminación laboral cuando, de dos trabajadores con la misma capacidad productiva pero que difieren en alguna característica personal no relacionada con ésta, uno recibe un trato inferior en cuanto a posibilidades de obtener empleo, condiciones de trabajo o educación.

Introducción

Las luchas que han tenido que enfrentar los distintos grupos humanos discriminados, entre ellos las mujeres y los jóvenes, por la igualdad de oportunidades no son un fenómeno reciente, sino que tienen antecedentes históricos. Es casi imposible negar que la existencia de discriminación basada en sexo, raza, edad, clase social, religión o etnia se ha manifestado desde siempre, lo que la convierte en un fenómeno muy arraigado dentro de la sociedad, y es por este mismo motivo que, aunque se ha avanzado bastante en el campo de la equidad y la igualdad en los últimos años, aun falta mucho terreno por recorrer.

En el escenario económico se habla de discriminación laboral cuando, de dos trabajadores con la misma capacidad productiva pero que difieren en alguna característica personal no relacionada con ésta, uno recibe un trato inferior en cuanto a posibilidades de obtener empleo, condiciones de trabajo o educación. Es precisamente esta situación la que motiva el desarrollo de la presente investigación, toda vez que, los cambios socioeconómicos originados en Colombia durante la década de 1990 han sido el centro de numerosos estudios sobre pobreza, distribución del ingreso, pero por otro lado, el campo de la economía laboral (sobre todo a nivel regional) es aun muy incipiente.

En atención a lo anterior, y para aportar mayores antecedentes al tema de la discriminación laboral, en este trabajo se centrará la atención en una dimensión relacionada con el mercado laboral, a saber: la calidad del empleo. Para tales efectos se tomará como área geográfica de estudio la ciudad de Cali y su área metropolitana, Colombia, así como la base de datos aportados por la Encuesta Continua de Hogares (ECH) para el año 2006. En particular, en esta investigación se busca: 1) estimar la probabilidad de acceso a un empleo de calidad en función de determinantes como: años de escolaridad¹, sexo, edad, jefatura de hogar, estado civil; 2) determinar el grado de discriminación laboral a partir de la estimación en el cambio de la probabilidad encontrada sobre los determinantes mencionados, evaluando los resultados sobre distintos grupos de edad.

La estimación de las probabilidades se realizará a través de modelos paramétricos de elección binaria, siguiendo el marco propuesto por Gasparini (2002) y aplicado al mercado de trabajo por Datria, Hevia y Pantano (2000).

El esquema seguido en la presentación del trabajo de investigación, se estructura en cuatro capítulos que incluyen la introducción que aquí se registra y seguidamente, el siguiente orden: En el capítulo II se

presenta el estado del arte con respecto a las teorías de discriminación en el mercado laboral, así como se genera un nexo que justifica la investigación (basado en el “enfoque de capacidades” de Sen) y reseña la literatura que se ha acercado a estos problemas. En el capítulo III se presentan los modelos teóricos utilizados para estimar las probabilidades de acceso a un empleo de calidad; la forma de estimación y los resultados que entregan tales modelos para la ciudad de Cali en el año 2006. En el capítulo IV se presentan algunos comentarios finales de la investigación.

Revisión de literatura

TEORÍAS DE DISCRIMINACIÓN EN EL MERCADO LABORAL

Los economistas dedicados al estudio del mercado laboral han desarrollado teorías para tratar de explicar los tratos diferenciales entre trabajadores, que no están justificados por razones de eficiencia y productividad. A continuación se hace una breve, pero completa revisión del estado del arte.

La primera teoría que estudió el mercado laboral se fundamenta en un mercado de trabajo monopsonista, llamado también “*Modelo del poder de mercado*”. Uno de los trabajos pioneros realizados bajo esta corriente fue el de Joan Robinson (publicado inicialmente en 1933, y en 1965 se reimprime una segunda edición con algunas modificaciones y adiciones) denominado *The Economics of imperfect competition*. La premisa de este modelo es que

un solo comprador, un monopsonista, fijará salarios por debajo de la productividad marginal; mientras más inelástica la oferta laboral, más bajos los salarios relativos a la productividad. De esta forma, diferenciando salarios entre grupos con distintas elasticidades de oferta de trabajo, el monopsonista obtiene mayores beneficios².

Según Robinson, el sexo es uno de los campos en donde puede darse este tipo de discriminación. Así, aunque hombres y mujeres sean igualmente productivos, es decir, sean sustitutos perfectos, el empresario pagará salarios más bajos a las mujeres, basándose en el supuesto de que estas últimas poseen una curva de oferta laboral menos elástica que la de los hombres, razón por la que son ellas quienes reciben los salarios más bajos. De esta forma, mediante la discriminación salarial, el empresario maximiza sus beneficios.

La segunda de las teorías de discriminación en el mercado laboral fue expuesta por Gary Becker en “*The Economics of Discrimination*”, publicado en 1957, en el que plantea la discriminación como una preferencia o un gusto, y se le conoce como el “*Modelo del gusto por la discriminación*”. Según éste, los empleadores o los grupos de empleados relativamente influyentes tienen prejuicios que les hace difícil tolerar la presencia de otros trabajadores con características personales diferentes en el lugar de trabajo, esto hace que el empleador sacrifique productividad a cambio de ejercer su prejuicio. El trabajador discriminado sólo será contratado si está dispuesto a recibir un salario menor, ya que su contratación implica una especie de coste psíquico que se traduce en lo que él llama un coeficiente de discriminación³ (d), el cual puede cuantificarse, siendo la suma de su salario (w) y la de este coeficiente igual al salario del trabajador no discriminado ($w + d$). Cuanto mayor sea la discriminación, mayor será la brecha entre los salarios y se reflejará en el coeficiente de discriminación.

Becker desarrolló dos versiones de discriminación ejercida por parte de los empleadores. La primera de éstas, asumía que todos los empleadores tenían los mismos prejuicios, de manera que la baja demanda por el grupo de trabajadores discriminados situaba su salario en el nivel ($w - d$). Así los trabajadores no discriminados ocasionan unos costos laborales más altos. Dado que el modelo trabaja con un mercado de productos altamente competitivo (precios uniformes), el diferencial que se genera por los mayores costos laborales es compensado por el diferencial de los beneficios psíquicos, logrando de esta forma el equilibrio.

Una tercera teoría de discriminación es la “*Discriminación estadística*”. Con esta teoría están asociados Edmund Phelps (1973), Dennis Aigner y Glen Cain (1977), con sus trabajos *The Statistical Theory of Racism and Sexism* y *Statistical Theories of Discrimination in Labor Markets*, respectivamente. La idea general es que los empresarios toman como punto de referencia las características promedio de los distintos grupos y no las individuales, debido a la existencia de información imperfecta, por cuanto la información disponible de las habilidades de cada individuo es relativamente escasa, mientras que, la concerniente a un promedio de un grupo es (o se cree que es) relativamente completa, y dado que la obtención de una información más detallada implica costos adicionales, los empresarios prefieren asumir el riesgo de contratar según el promedio del grupo y según sus juicios de valor en los que considera sexo, raza, etc.

Aunque es posible que se equivoque algunas veces, está seguro que el promedio de las veces está tomando la decisión correcta. En este sentido se puede decir que paga un coeficiente de discriminación equivalente al del modelo de Becker, que se desprende de la productividad promedio de cada grupo. Pero en general, el empresario sale beneficiado ya que la recolección de información más específica le resultaría muy costosa, mientras que tomar en consideración la característica promedio observada del grupo es más barato e implica un riesgo menor en el momento de seleccionar un trabajador, lo que de todas formas implica para él cierto grado de incertidumbre.

La discriminación basada en información imperfecta debería probar ser un fenómeno temporal. Una vez contratados los individuos cuyos jefes esperan un bajo nivel de productividad, tienen la oportunidad de demostrar sus habilidades y al probar que son tan productivos como los mejor pagados, los empresarios deben eliminar la brecha salarial o se enfrentarán a las correspondientes sanciones que impone el mercado: la salida de éste⁴. El empresario debe combinar, por lo tanto, la información disponible con las señales que envían los trabajadores al mercado.

La última teoría, relacionada en cierta forma con la discriminación estadística, consiste en el “*Modelo de*

Los empleadores o los grupos de empleados relativamente influyentes tienen prejuicios que les hace difícil tolerar la presencia de otros trabajadores con características personales diferentes en el lugar de trabajo, esto hace que el empleador sacrifique productividad a cambio de ejercer su prejuicio (Gary Becker, 1957)

la concentración: La segregación ocupacional”. De acuerdo con ésta, existen obstáculos al ingreso de ciertos grupos de trabajadores a determinadas actividades en el mercado laboral, limitándolos a un reducido número de ocupaciones. Una explicación de esto es que los empresarios notan cierto desagrado o incompatibilidad entre los distintos grupos de trabajadores, lo que los induce a apartarlos o segregarlos en distintas actividades, en busca de una mayor productividad y mayores beneficios. Adicionalmente, algunos empresarios, con razón o sin ella, consideran que ciertos grupos tienen una productividad menor que la de otros.

La conclusión básica de esta teoría (aplicándola a la discriminación por género), es que los hombres reciben unos salarios mayores a costa de las mujeres, como consecuencia del limitado campo de acción del que estas últimas disponen, ya que esto hace que su oferta laboral exceda la demanda. Es importante notar que la mujer aquí no está siendo explotada porque su remuneración es igual al aporte que hace a la producción.

Si la discriminación desapareciera, las mujeres podrían desplazarse a otras ocupaciones y, suponiendo que este cambio no implicara costos, resultarían beneficiadas al poder acceder a actividades mejor remuneradas.

Aunque los hombres pueden ver reducidos sus salarios en alguna medida, la sociedad en su conjunto mejorará su situación al haber mayor equidad y la economía contará con un mercado laboral más eficiente. Para saber el porcentaje de fuerza laboral femenina que debe efectuar dicho desplazamiento con el fin de lograr ubicarse entre las ocupaciones en las mismas proporciones que los hombres, se desarrolló dentro de esta teoría un Índice de segregación⁵, que puede tomar valores entre 0 y 1, identificando que entre más alto su valor, mayor es el grado de segregación ocupacional.

Para finalizar este apartado del capítulo, se puede identificar cómo el estado del arte de los modelos de discriminación laboral (sustento teórico al avance en la modelación probabilística), motiva al desarrollo de investigaciones que encuentren explicaciones a tal discriminación y que las mismas no sólo se concentren en determinantes como el sexo, sino que además, se generen estudios particulares en función de las características de cada unidad de análisis espacial. Por lo anterior, esta investigación pretende capturar la discriminación laboral presentada en la ciudad de Cali y su área metropolitana para el año 2006, a partir de los determinantes mencionados en la introducción. A continuación, se presentan los principales aportes de estudios relacionados con la probabilidad de acceso y calidad del empleo.

EMPLEO Y PRECARIEDAD LABORAL: MOTIVACIÓN Y ENFOQUES ALTERNATIVOS

En este apartado se considera la justificación de este trabajo de investigación a partir del enfoque teórico de los modelos de tipo probabilístico, que estudian aspectos de acceso y calidad del empleo.

Capacidades, funcionales y problemas del mercado laboral

¿Por qué enfocar el acceso al empleo y a un empleo de calidad? La motivación para tales temas es diversa. Es claro que caen de lleno en el campo de la economía

laboral, pudiendo ser tratados en un marco de decisiones individuales de oferta y demanda. Se entiende, no obstante, que el enfoque de capacidades desarrollado por Sen (op.cit.) provee una justificación particularmente adecuada para el acercamiento a estos temas que resulta complementaria de otras posibles⁶.

El eje central del enfoque de capacidades radica en evaluar la habilidad del individuo de realizar actos, o alcanzar determinados estados considerados valiosos⁷. La forma que toma dicha evaluación es tener en cuenta los funcionales, diferentes cosas que la persona realiza o vive, que son juzgados adecuados para vivir en sociedad. Las capacidades resultan de las combinaciones alternativas de "funcionales" que la persona puede conseguir, y de las que puede elegir un conjunto; ellas dependen de toda una gama de factores, entre los que se incluyen características personales y arreglos sociales.

Algunos funcionales son muy básicos, como la alimentación adecuada, la salud, entre otros, que a su vez son valorados de manera privilegiada y generalizada; sin embargo, otros son más complejos, como la integración social, el respeto hacia uno mismo, entre otros, pero aun así pueden ser valorados ampliamente. Tales funcionales, en su conjunto, se toman como constituyentes de la calidad de vida. Puede entonces pensarse en analizar no la distribución del ingreso, sino la de las capacidades.

Este enfoque privilegia el concepto de libertad de la persona (y, particularmente, de la llamada "libertad positiva"), entendida como la libertad de llevar adelante distintos planes de vida, y se evidencia en el conjunto de capacidades del individuo, aunque, por supuesto, se reconoce que existen otros elementos, externos al ámbito individual, que contribuyen a delimitar su libertad. Puede pensarse que al principio de maximización de la utilidad (uno de los fundamentos de la visión "bienestarista") se opone el de ampliación del conjunto de capacidades, que conlleva una mayor libertad para que el individuo lleve adelante su plan de vida. Es así como frente al objetivo de igualación de los ingresos, un impulsor del enfoque que se está analizando, contrapondría la igualdad en la consecución de ciertas "capacidades básicas", es decir, bajo tal enfoque se puede plantear como objetivo la satisfacción de determinados funcionales que terminen

El eje central del enfoque de capacidades radica en evaluar la habilidad del individuo de realizar actos, o alcanzar determinados estados considerados valiosos (Sen, 1987).

por garantizar un “umbral” determinado (lo equivalente a la maximización de la utilidad del consumidor bajo el enfoque neoclásico).

Con lo anterior queda claro que concentrarse en determinados rasgos del mercado laboral reduce notoriamente el conjunto dentro del cual pueden definirse capacidades, toda vez que aspectos fundamentales como: clima, cultura, geografía, etnia, entre otros, permiten identificar diversos funcionales y capacidades de distintas unidades de análisis espacial. Ciertamente, el enfoque de capacidades requiere de un espectro mucho más amplio de características individuales a ser evaluadas, y que seguramente, serán siempre un motivo que justifica ampliar investigaciones como la presentada.

Para finalizar esta parte del capítulo, se debe considerar que el enfoque de capacidades y funcionales propuesto por Sen (op.cit.) es un aporte complementario al planteamiento de la problemática del mercado laboral con respecto a la discriminación laboral en función de diversos determinantes, como los ya explicados en el apartado anterior, que finalmente explican el acceso y calidad del empleo. Es así como a continuación se presentan los principales resultados de estudios que han centrado su análisis en el tema de inequidad laboral, a partir de algunos determinantes comunes a la presente investigación.

PROBABILIDAD DE ACCESIBILIDAD Y CALIDAD DEL EMPLEO

Aunque no dedicado directamente a capacidades, el trabajo de Gasparini (2002) presenta el tratamiento empírico básico que se está siguiendo en este documento.

Su objetivo es evaluar la inequidad de la distribución de oportunidades para conseguir determinado resultado, más que la distribución de tal resultado. La inequidad es considerada desigualdad “neta” de factores socialmente aceptables, es decir, sólo se considera inequitativa la desigualdad en la distribución atribuible a factores socialmente inaceptables. El autor enfoca específicamente la oportunidad de concurrir al colegio secundario, utilizando modelos binarios paramétricos y no paramétricos, en Buenos Aires-Argentina. Para el caso paramétrico, estima un modelo logit de asistencia al colegio secundario, cuyas variables explicativas son ingreso de los padres, máximo nivel de escolaridad alcanzado por el jefe de hogar, edad y sexo del individuo. Se muestran distintas estimaciones de probabilidad de asistencia al secundario, según se consideren todos los factores como inaceptables o sólo algunos de ellos (como máximo nivel de escolaridad alcanzado por los padres, o sexo). Para medir el grado de inequidad⁸, se utiliza el índice de Gini de las distribuciones de probabilidades condicionales, el cual se calcula sobre la distribución de un mismo aglomerado a lo largo del tiempo, o de diferentes aglomerados en un mismo momento.

Datria, Hevia y Pantano (2000) aplican el marco propuesto por Gasparini a la probabilidad de empleo en Buenos Aires-Argentina. Estiman un modelo logit, con la variable empleo explicada por sexo, edad, máximo nivel educativo alcanzado, y jefatura o no de hogar. Para las probabilidades estimadas en cada período, obtienen diferentes medidas de desigualdad. Además, para tres grupos con distintos niveles educativos (en caso que se interprete esa variable como aceptable) evalúan la probabilidad de empleo en función de la edad. Los autores encuentran un comportamiento creciente de la inequidad en la probabilidad de empleo, que va aparejada con una mayor tasa de desempleo.

Los problemas de baja calidad en el empleo son tratados en otros trabajos que abordan el tema de la exclusión social, como el de Panigo y Lorenzetti (1999). Ellos estudian la exclusión social en Buenos Aires relacionando cinco “pilares”: acceso al mercado de trabajo, al empleo, a un empleo de calidad, a la educación y las capacidades⁹. Para cada uno de ellos, toman un conjunto de indicadores, cuya evolución describen en el lapso 1991-98. Se trata de un estudio puramente descriptivo, pero aun así pueden tomarse algunos indicadores como punto de partida para esta investigación. Así, dentro del “pilar” denominado acceso a un empleo de calidad, los autores ubican a los asalariados sin descuento jubilatorio, la tasa de sobreocupación, la de subempleo visible, entre otras variables¹⁰.

Como se detallará más adelante, aquí se toman la presencia de beneficios en el empleo asalariado, la cotización a algún sistema previsional y el carácter temporario o permanente del empleo como elementos para construir una variable que indique el grado de precariedad.

En atención a lo anterior, en este documento de investigación se toma como base el marco para la medición de la inequidad propuesto por Gasparini, aplicándolo al problema de probabilidad de estar en un empleo de calidad en la ciudad de Cali y su área metropolitana, para el año 2006, creando una variable dependiente que indica el grado de calidad del empleo¹¹ a partir de la información que entrega el Módulo de Ocupados de la ECH, y, adicionalmente se estimará un modelo de acceso a un empleo de calidad para los distintos grupos de edad considerando la variación marginal de los años de educación. En el capítulo siguiente se presentan los modelos probabilísticos utilizados en la presente investigación.

Aspectos metodológicos

Al interior de este capítulo se presenta el funcionamiento y descripción de los modelos paramétricos de probabilidad que se utilizan para el estudio de problemas del mercado laboral, es decir, se identifica la herramienta econométrica

que permite modelar el planteamiento central de esta investigación: *Educación y acceso a empleos de calidad en Cali: una revisión a la discriminación laboral por sexo*. A continuación, se describirá brevemente el comportamiento de los modelos binarios de elección discreta y para ello se toma como referencia el soporte teórico entregado por De Hoyos (2005).

MODELOS BINARIOS

Inicialmente se ilustra la manera cómo funcionan estos modelos cuya variable dependiente toma valores discretos. En el documento elaborado por De Hoyos (op.cit.), sobre Modelos con Variables Discretas, se encuentra un claro soporte para la comprensión de lo que en el próximo capítulo se presentará como aplicación y estimación para la ciudad de Cali y su área metropolitana, Colombia. Por lo anterior, esta parte metodológica centra su atención en los aportes de tal documento, aclarando que el lenguaje formal que se presenta en el mismo justifica el funcionamiento de tales modelos, así como define la aplicación de los mismos en el software econométrico Stata versión 9.1.

Concentrarse en determinados rasgos del mercado laboral reduce notoriamente el conjunto dentro del cual pueden definirse capacidades, toda vez que aspectos fundamentales como: clima, cultura, geografía, etnia, entre otros, permiten identificar diversos funcionales y capacidades de distintas unidades de análisis espacial

Para De Hoyos (op.cit.), los modelos de elección discreta¹² vienen siendo muy utilizados en economía laboral, en donde de manera particular se aplican para encontrar los determinantes de la participación y ocupación laboral. Los dos tipos de modelos con variables discretas son los binomiales, que consideran la variable dependiente tomando dos alternativas, y, los multinomiales que consideran modelos de respuesta múltiple en donde la variable dependiente puede tomar más de dos alternativas.

Las técnicas utilizadas para estimar este tipo de modelos difieren del convencional Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)¹³, ya que la discontinuidad de la variable dependiente implica una relación no lineal¹⁴. El planteamiento que a continuación se hace de estos modelos pone énfasis en la teoría que hay detrás de la estimación, así como la mecánica de la misma.

ESPECIFICACIÓN DE LOS MODELOS DE ELECCIÓN DISCRETA (LOGIT, PROBIT)

Considerando que casi la totalidad de estudios citados al interior del marco teórico de la investigación en curso, siguen un modelamiento a partir del uso de una función de distribución, que garantiza que el resultado de la estimación esté acotado entre 0 y 1, es decir, que no se genere el problema de heterocedasticidad ni de subestimación del coeficiente de determinación y, considerando los aportes de De Hoyos (op.cit.) sobre el funcionamiento de los modelos Logit; a continuación, se explica el lenguaje formal de dichos modelos toda vez que para la presente investigación, son éstos los que se aplican al caso en estudio.

El supuesto comúnmente utilizado para estimar la variable dicotómica, y_i^* , es asumir que $F(\bullet) = \exp(-e^{-v_i})$, siendo ésta la función de distribución logística FDA. Según la literatura y el autor en mención, esta distribución no difiere mucho de la normal y su estimación es más sencilla que la utilizado en los modelos tipo Probit ya que su FDA tiene una forma "cerrada" (es decir, en su solución no intervienen integrales, mientras que en el

modelo tipo probit, sí). En este caso la probabilidad está dada por la siguiente expresión:

$$\text{Prob}(y_i=1) = F(X_i \beta) = \frac{\exp(X_i \beta)}{1 + \exp(X_i \beta)} \quad (1)$$

Es así como se concluye que la forma de estimar el modelo Logit es la misma que para el modelo Probit, es decir, utilizando máxima verosimilitud, introduciendo las probabilidades definidas por la ecuación (1). Por otro lado, el autor afirma que los parámetros estimados por Logit van a diferir poco de los encontrados por el modelo Probit, toda vez que las distribuciones aunque son similares, no son idénticas. Es así como el impacto marginal de cada variable va a depender del punto en la distribución en el que se esté evaluando, es decir:

$$\frac{\partial L(X_i \beta)}{\partial x_{ik}} = \frac{\exp(X_i \beta)}{[1 + \exp(X_i \beta)]^2} \beta_k \quad (2)$$

Según De Hoyos (op.cit.), los parámetros encontrados por los modelos Probit y Logit se ajustan de tal manera, que la proporción de una variable observada es igual a la probabilidad predicha por el modelo binomial que incluye la variable dicotómica, es decir, se verifica que:

$$\frac{\sum_{i=1}^n y_i}{n} = \sum_{i=1}^n \hat{p}_i \quad (3)$$

La anterior propiedad sirve de referencia para revisar la bondad de ajuste del modelo, aunque el mismo autor aclara que pese a lo anterior, el estadístico más utilizado para evaluar el ajuste del modelo es el *p-seudo* R^2 , que es el equivalente al R^2 en una regresión del tipo MCO. Tal estadístico se define como sigue:

$$\text{pseudo} - R^2 = \frac{L_{\Omega}^{2/n} - L_{\omega}^{2/n}}{1 - L_{\omega}^{2/n}} \quad (4)$$

En la expresión anterior se tiene que L_{Ω} y L_{ω} , son los valores de la función de máxima verosimilitud con el modelo completo y con un valor de una sola constante, respectivamente. Es así como se evidencia

que el estadístico *Pseudo - R²* , reporta el incremento en la verosimilitud que está explicado por las variables incluidas en el modelo, siendo esta situación la que se aplique en la presente investigación para la ciudad de Cali y su área metropolitana, a partir de los determinantes mencionados en el capítulo 2. Finalmente, el autor reitera que las estimaciones que arrojan los modelos Probit y Logit apuntan a la variable dicotómica y por ello para comparar los resultados obtenidos con los observados, se tiene que pasar de los resultados de una variable continua a una discreta, es decir, tal situación se logra a partir de la probabilidad que ha sido estimada previamente.

Definición e interpretación de los odds ratio¹⁵

Después de entregar el funcionamiento teórico de los modelos que soportan la aplicación y desarrollo de esta investigación, se debe definir e interpretar el principal instrumento de análisis para los resultados a obtener. Por lo anterior, siguiendo a Medina (op.cit.) se tiene que una interpretación más sencilla del parámetro estimado es la que se obtiene a través de la linealización del modelo. Para ello, se debe partir de entender la ecuación general del Modelo Logit (5) que a continuación se presenta,

$$Y_i = \frac{1}{1 + e^{-\alpha - \beta_k X_{ki}}} + \varepsilon_i \frac{e^{\alpha + \beta_k X_{ki}}}{1 + e^{\alpha + \beta_k X_{ki}}} = + \varepsilon_i \quad (5)$$

La ecuación presentada se puede interpretar en términos probabilísticos, es decir, sirve para medir la probabilidad de que ocurra el acontecimiento objeto de estudio (Y_i=1). En cuanto a la interpretación de los parámetros estimados en un modelo Logit, el signo de los mismos indica la dirección en que se mueve la probabilidad cuando aumenta la variable explicativa correspondiente, vale decir que para esta investigación lo que interesa son los cambios en los determinantes de tipo continuo, años de escolaridad, edad, al movimiento de la probabilidad de tener un empleo de calidad, sin embargo, hay que resaltar que la cuantía del parámetro no coincide con la magnitud de la variación en la probabilidad. Por lo anterior, según

Medina (op.cit.) en el caso de los modelos Logit, que son los que interesan a esta investigación se supondrá una relación no lineal entre las variables explicativas y la probabilidad de ocurrencia del acontecimiento, es decir, cuando aumenta en una unidad la variable explicativa (años de educación) los incrementos en la probabilidad no son siempre iguales ya que dependen del nivel original de la misma. En sentido formal, lo que se espera interpretar es,

$$E(Y_i) = \Pr ob(Y_i = 1) = M_i = \frac{e^{\alpha + \beta_k X_{ki}}}{1 + e^{\alpha + \beta_k X_{ki}}} \quad (6)$$

Aclarando que M_i se define como la probabilidad del estado o la alternativa 1. A partir de tal situación, lo que interesa es evaluar la linealización del modelo de forma, que al transformar (6) se tendrá,

$$\begin{aligned} M_i + M_i e^{\alpha + \beta_k X_{ki}} &= e^{\alpha + \beta_k X_{ki}} \\ M_i &= (1 - M_i) e^{\alpha + \beta_k X_{ki}} \\ \frac{M_i}{(1 - M_i)} &= e^{\alpha + \beta_k X_{ki}} \end{aligned} \quad (7)$$

A partir de la expresión anterior, se evidencia por parte de la teoría estadística cómo el odd ratio, entrega un significado a modo de cociente entre la probabilidad de que ocurra un fenómeno, lo que se define con la elección de la opción 1, frente a la probabilidad de que no suceda tal fenómeno, lo que se define con la elección de la opción 0. Siguiendo a Medina (op.cit.), su interpretación es la “ventaja” o preferencia de la opción 1 frente a la 0, es decir, el número de veces que es más probable que ocurra el fenómeno frente a que no ocurra.

En el sentido estricto de esta investigación lo que se espera interpretar a partir de los resultados de las estimaciones para cada modelo formulado, será la preferencia de tener un empleo de calidad frente a no tenerlo en función de los mismos determinantes. Lo anterior equivale a evaluar el número de veces que es más probable que ocurran los fenómenos descritos anteriormente, frente a que

no ocurran para los individuos que pertenecen a la población económicamente activa, de la ciudad de Cali en el año 2006.

Para finalizar la interpretación del valor registrado por el cociente entre probabilidades (ratio odds), se debe entender el aporte de la teoría en función de los rangos en donde se registren los posibles resultados. Por lo anterior, según Medina (op.cit.) tal y como está construido el cociente entre probabilidades, siempre será mayor o igual que 0. El campo de variación del cociente va desde 0 hasta $+\infty$, y su interpretación se realiza en función de que el valor sea igual, menor o superior a la unidad: si toma el valor 1 significa que la probabilidad de que ocurra la alternativa 1 es la misma que la de que no ocurra; si el ratio es menor que 1 indica que la ocurrencia de la alternativa 1 tiene menor probabilidad que la ocurrencia de la alternativa 0; mientras que, si es mayor que la unidad la opción 1 es más probable que la 0.

Por último, se aclara que este cociente entre probabilidades será el resultado de interpretación al interior de las estimaciones a realizar en los modelos formulados en esta investigación, toda vez que la evidencia en los estudios registrados previamente, lo recomienda de esa forma.

Estimación y resultados

INTRODUCCIÓN

En esta sección se estima el Modelo Logit de la probabilidad de estar en un empleo de calidad, para la ciudad de Cali y su área metropolitana, para el año 2006:

$$P(Y=1) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + X_{i1}\beta_1 + X_{i2}\beta_2 + \dots + X_{ik}\beta_k)}} \quad (4.1)$$

Donde P (Y=1) se define como la probabilidad de que ocurra la alternativa 1, es decir, tener un empleo de calidad frente a no tenerlo. Por otro lado, en la ecuación

(4.1), los β_j con $j=0, \dots, k$ son los coeficientes a estimar y X_j con $j=1, \dots, k$ son las variables explicativas.

Se estima un modelo completo para medir el cambio en la probabilidad de tener un empleo de calidad común a todas las observaciones, con la intención de poder establecer comparaciones entre ellas para cada nivel de educación, es decir, se espera interpretar el resultado de la estimación marginal de años adicionales de escolaridad para distintos grupos de edad, sobre el cambio en la probabilidad de acceder a un empleo de calidad.

Descripción y justificación de los determinantes a estimar.

Antes de entregar la interpretación de los resultados que arrojan las regresiones, a continuación se registra el criterio teórico y metodológico con que se establecen las divisiones de las categorías en el determinante años de escolaridad y edad.

Años de Escolaridad: variable continua que abarca un rango de 26 años (de 0 a 26 años). Para eliminar los datos atípicos se considero el rango de variación de la variable, encontrando que al ser muy alto se genera la presencia de datos extremos y por ende se puede enmascarar la verdadera relación que pueda existir en los datos en presencia de otras variables. A partir de tal justificación se hace necesario eliminar la presencia de estos puntos atípicos y siguiendo lo sugerido por Tukey que las observaciones con más de 3 desviaciones estándar por sobre o bajo la media, que corresponden a valores estandarizados de ± 3 , distorsionan los resultados de los análisis, se pasa a establecer una categorización, que oscila con valores entre 0 y 23 años. Para la estimación del modelo la variable se categoriza en tres grupos: **Educación básica**, **Educación secundaria** y **Educación superior**. Conformadas por las siguientes categorías:

La Educación básica abarca hasta 7 Años de Escolaridad, Educación secundaria hasta 13 Años de Escolaridad y la Educación Superior hasta 23 Años de Escolaridad.

La decisión de utilizar los Años de Escolaridad como variable independiente se basó en el hecho de que un gran número de estudios enfocados a este tema la consideran como una de las variables con mayor impacto sobre el acceso a un empleo de calidad. Dentro de estos estudios se pueden destacar los realizados por Grossman (1973), Case (2005), Subramanian et. al., (2003) entre otros.

Edad: variable continua, con edades comprendidas entre 12 y 107 años, con presencia de puntos atípicos que fueron eliminados siguiendo la metodología antes empleada. Esta variable se categorizó en grupos de edades con comportamientos psicológicos similares para el acceso a empleos de calidad, según Levinson et. al., (1978), a saber:

Adolescencia Temprana	: 16 a 25 años
Adultez Temprana	: 26 a 32 años
2ª Fase Adultez Temprana:	33 a 39 años
Adultez Intermedia	: 40 a 46 años

Entre los estudios que consideran esta variable se pueden mencionar los realizados por Subramanian et. al., (2003), Sander (1995) y Kenkel (1991) entre otros. Seguidamente se registran los resultados de las estimaciones y las interpretaciones de los mismos.

MODELO COMPLETO: PROBABILIDAD DE ESTAR EN UN EMPLEO DE CALIDAD PARA INDIVIDUOS CON EDUCACIÓN SECUNDARIA COMPLETA.

Antes de presentar la interpretación de los resultados entregados por las estimaciones, es bueno recordar el criterio seleccionado en esta investigación para definir la situación de estar en un empleo de calidad. Los aspectos tenidos en cuenta a partir de la información registrada en la ECH y a su vez apoyados en la teoría de economía laboral son: existencia de contrato de trabajo y carácter indefinido del mismo, cotización y pago al sistema de seguridad social (si le descuentan de la nómina o el salario

la afiliación de salud, si le descuentan de la nómina o el salario la afiliación de pensiones). En resumen, para que el individuo esté en un empleo de calidad en relación con el nivel de educación alcanzado (en este caso al menos secundaria completa) debe de existir un contrato de trabajo a término indefinido y de estar cotizando en algún sistema previsional; en caso de que no se cumpla alguna de estas condiciones, se está en presencia de un empleo de baja calidad. A continuación se presentan las interpretaciones del modelo completo.

La salida del modelo Logit se presenta en la Tabla 1. En la primera columna aparecen las variables del modelo; en la segunda se reportan los coeficientes estimados y en la tercera el valor del Odds Ratio, para cada una de las variables. La presencia de uno, dos o tres asteriscos en la tabla, muestra si el coeficiente es o no significativamente distinto de cero, es decir, si la variable correspondiente tiene realmente un efecto significativo sobre el cambio en la probabilidad de que un individuo de la ciudad de Cali y su área metropolitana, esté en un empleo de calidad en el año 2001 frente a no estarlo al considerar individuos con educación secundaria completa sobre aquellos que no la tienen y por distintos grupos de edad. Según el estadístico χ^2 , que se muestra en la parte inferior de la tabla, las variables incluidas en este modelo son conjuntamente significativas para explicar la probabilidad de estar en un empleo de calidad para la ciudad de Cali, durante el año 2006.

En relación con los efectos estimados de las variables, todos van en la dirección esperada. Es decir, los determinantes seleccionados influyen en forma positiva sobre la probabilidad de que los individuos tengan empleos de calidad en función de los distintos grupos de edad y educación secundaria completa.

Dentro de la significancia de las variables es interesante revisar el valor entregado por los años de escolaridad, en este caso se compara individuos con educación secundaria completa sobre los que no tienen tal estatus, así como, los determinantes, estado civil, sexo y jefe de hogar. Si se analiza el signo del coeficiente de estas variables, se puede observar que son estadísticamente significantes ($p < 0.01$), exceptuando la variable sexo, sin embargo, se aclara que la misma se puede interpretar en

Modelo Completo		
Variable	Coficiente	Odds Ratio
Intercepto	-2.326152 ***	
Secundaria Comp.	1.15334 ***	3.16876
Edad (entre 33 y 39) ^a	0.0418461	1.042734
Edad (entre 32 y 26) ^a	-0.0371087	0.9635714
Edad (entre 25 y 16) ^a	-0.0122703	0.9878047
Estado civil	0.3128254 **	1.367283
Sexo	0.1565249	1.16944
Jefe de Hogar	0.3932015 ***	1.481717
	Observaciones:	2229
	Wald Chi2:	32.27
	Prob. > Chi2:	0.0000
	Pseudo R2:	0.0184
	% Concordancia	82.1
a : Categoría base: Edad (entre 46 y 40) * : Significativa a un nivel de 10% ** : Significativa a un nivel de 5% *** : Significativa a un nivel de 1%		

▲ Tabla 1. Coeficientes y Odds Ratio del Modelo Completo: Cambios de la probabilidad de tener un empleo de calidad frente a no tenerlo en 2006, para individuos con educación secundaria completa.
Fuente: Elaboración propia, a partir de estimaciones Logit, Stata V.E. 9.0.

forma conjunta como ya se explicó anteriormente. Es decir, resulta evidente que tener educación secundaria completa tiene un efecto positivo sobre la probabilidad de estar en un empleo de calidad para los individuos encuestados en Cali en el año 2006, así como, aquellos individuos que manifestaron ser hombres, jefes de hogar y estar casados, tienen de igual forma una mayor probabilidad de estar en empleos de calidad que los individuos que no cumplen la anterior descripción.

Observando el Odds Ratio de la variable Secundaria Completa se puede decir que por cada año de Escolaridad adicional que posea un individuo, la probabilidad de que éste se encuentre en un empleo de calidad aumenta 3.168 veces frente a no tener dicho empleo, para el año 2006. Adicionando a este resultado la interpretación del determinante jefe de hogar, se tiene que un individuo que manifestó en tal año ser jefe de hogar, aumentó su probabilidad

de estar en empleos de calidad en 1.481 veces frente a no estar en tales empleos y con respecto a los individuos que manifestaron no ser jefes de hogar. Por otra parte, el estar casado refleja 1.367 veces más de probabilidad de estar en empleos de calidad frente a no estar en tales empleos, con respecto a individuos que manifestaron no estar casados, mientras que por otro lado, los hombres que reúnan la descripción anterior tienen 1.169 veces más de probabilidad de estar en empleos de calidad que no estarlo. De acuerdo con las interpretaciones ya expuestas, queda claro que diferencias interpersonales en los Años de Escolaridad, Jefatura del hogar y el estado civil de las personas, provocan diferencias significativas sobre la probabilidad de estar en empleos de calidad para un individuo de la ciudad de Cali, para el año 2006, así como la evidencia de una leve discriminación por sexo a favor de los hombres que satisfacen el perfil ya descrito.

Analizando el resto de las variables se observa lo siguiente:

Referente a la edad, se puede decir, en términos generales, que a medida que ésta se incrementa hasta llegar al límite del primer grupo (entre 16 y 25 años), se disminuye la probabilidad de estar en empleos de calidad frente a no tenerlos en 0.987, que equivale a garantizar que no hay diferencia dentro de tal grupo de edad en función de la probabilidad de estar en un empleo de calidad, si se tiene o no se tiene secundaria completa, siendo esta situación un primer alerta para una siguiente fase de investigación, ¿se está generando una mayor deserción educativa para los jóvenes caleños en función de la señal que entrega el mercado, por bajo acceso a empleos de calidad?

Al revisar el grupo de edad entre 26 y 32 años se tiene que para un individuo con igual perfil al enunciado anteriormente, el odds ratio es de 0.963, que equivale a garantizar que para el año 2006 tales individuos tenían un panorama de discriminación laboral de tipo estadístico, es decir, tenían 0.963 veces menos probabilidad de acceder a un empleo de calidad que no acceder a estos, en función de la finalización en la educación secundaria completa, lo que equivale a pensar, ¿el incremento en el ciclo de la informalidad en este grupo de edad es una justificación a la señal del mercado laboral, en lo referente al acceso a empleos de calidad una vez se termina el proceso de educación secundaria?

Por último, se debe revisar el grupo de edad comprendido entre 33 y 39 años, en donde se evidencia que la situación descrita anteriormente se revierte, es decir, para individuos en tal rango de edad que hayan finalizado la educación secundaria, tienen 1.042 veces más de probabilidad de acceder a empleos de calidad que no acceder a ellos. Vale decir que esta situación no es del todo alentadora y una vez más surgen interrogantes, a saber, ¿se puede romper el ciclo de la informalidad intergeneracional?, ¿Qué garantiza que estar en un empleo de calidad en función de la finalización de la secundaria para tal grupo de edad, sea una

señal de una alta calidad de vida?, ¿cuál es el nivel de ingresos que percibe este grupo analizado en función al comportamiento ya descrito?

Después de revisar los resultados para los individuos que en el año 2006 habían manifestado tener años de escolaridad equivalentes a definir educación secundaria completa, detectando presencia leve de discriminación laboral por sexo, así como discriminación de tipo estadístico y formulando interrogantes para una próxima fase de investigación. A continuación, se evalúan los resultados para aquellos individuos que tienen en el año en mención algún nivel de educación superior, vale decir, secundaria completa y más.

MODELO COMPLETO: PROBABILIDAD DE ESTAR EN UN EMPLEO DE CALIDAD PARA INDIVIDUOS CON EDUCACIÓN SECUNDARIA COMPLETA Y MÁS, PARA EL AÑO 2006

La salida del modelo Logit se presenta en la Tabla 2 siguiendo la misma estructura de la Tabla 1, es decir, las variables y significancia de tales variables se registran bajo el mismo formato. Según el estadístico χ^2 , que se muestra en la parte inferior de la tabla, las variables incluidas en este modelo son conjuntamente significativas para explicar la probabilidad de estar en un empleo de calidad en Cali-Área Metropolitana, durante el año 2006 para aquellos individuos con educación secundaria completa y más, es decir, con años adicionales de educación superior.

En relación con los efectos estimados de las variables, todos van en la dirección esperada. Es decir, los determinantes seleccionados influyen en forma positiva sobre la probabilidad de que los individuos tengan empleos de calidad.

Dentro de la significancia de las variables es interesante revisar el valor entregado por los años de escolaridad, recordando que para este caso se compara individuos con educación secundaria completa y más, sobre los que no

Modelo Completo		
Variable	Coefficiente	Odds Ratio
Intercepto	-2.140303 ***	
Secundaria Comp. +	1.243612 ***	3.468117
Edad (entre 33 y 39) ^a	0.0048803	1.004892
Edad (entre 32 y 26) ^a	-0.1308611	0.8773396
Edad (entre 25 y 16) ^a	-0.3047279 *	0.737324
Estado civil	0.2958316 ***	1.344244
Sexo	0.0763391	1.079329
Jefe de Hogar	0.3353458 ***	1.398424
	Observaciones:	2919
	Wald Chi2:	180.13
	Prob. > Chi2:	0.0000
	Pseudo R2:	0.0653
	% Concordancia	*****
a : Categoría base: Edad (entre 46 y 40) * : Significativa a un nivel de 10% ** : Significativa a un nivel de 5% *** : Significativa a un nivel de 1%		

▲ Tabla 2. Coeficientes y Odds Ratio del Modelo Completo: Cambios de la probabilidad de tener un empleo de calidad frente a no tenerlo en 2006, para individuos con educación secundaria completa y más.

Fuente: Elaboración propia, a partir de estimaciones Logit Stata V.E. 9.0.

tienen tal estatus, así como, los determinantes, estado civil, sexo y jefe de hogar. Si se analiza el signo del coeficiente de estas variables, se puede observar que al igual que para el caso de educación secundaria completa son estadísticamente significantes ($p < 0.01$), exceptuando la variable sexo, sin embargo, se aclara que la misma se puede interpretar en forma conjunta como ya se explicó anteriormente. Es decir, resulta evidente que tener algún año de educación superior completa tiene un efecto positivo sobre la probabilidad de estar en un empleo de calidad para los individuos encuestados en Cali en el año 2006, así como, aquellos individuos que manifestaron ser hombres, jefes de hogar y estar casados, tienen de igual forma una mayor probabilidad de estar en empleos de calidad que los individuos que no cumplen la anterior descripción, sin embargo, es importante resaltar que la discriminación por sexo

encontrada en el nivel de educación secundaria completa se ha desvanecido un poco.

Observando el Odds Ratio de la variable Secundaria Completa y más, se puede decir que por cada año de Escolaridad adicional que posea un individuo, la probabilidad de que éste se encuentre en un empleo de calidad aumenta 3.468 veces frente a no tener dicho empleo, para el año 2006. Adicionando a este resultado la interpretación del determinante jefe de hogar, se tiene que un individuo que manifestó en tal año ser jefe de hogar, aumentó su probabilidad de estar en empleos de calidad en 1.3981 veces frente a no estar en tales empleos y con respecto a los individuos que manifestaron no ser jefes de hogar, al comparar este resultado con el nivel anteriormente descrito se evidencia una leve disminución en dicha probabilidad. Por otra parte, el estar casado refleja

1.344 (situación idéntica al nivel anterior) veces más de probabilidad de estar en empleos de calidad frente a no estar en tales empleos, con respecto a individuos que manifestaron no estar casados, **mientras que por otro lado, los hombres que reúnan la descripción anterior tienen 1.079 veces más de probabilidad de estar en empleos de calidad que no estarlo.**

De acuerdo con las interpretaciones ya expuestas, queda claro que diferencias interpersonales en los Años de Escolaridad en función de secundaria completa y más, Jefatura del hogar y el estado civil de las personas, provocan diferencias significativas sobre la probabilidad de estar en empleos de calidad para un individuo de la ciudad de Cali, para el año 2006.

Finalmente, es importante destacar que la evidencia de una leve discriminación por sexo a favor de los hombres registrada en el nivel de educación secundaria completa, se ha casi eliminado en este nivel de categorización por años de escolaridad (secundaria completa y más).

Analizando el resto de las variables se observa lo siguiente:

Referente a la edad, se puede decir, en términos generales, que a medida que ésta se incrementa hasta llegar al límite del primer grupo (entre 16 y 25 años), se disminuye la probabilidad de estar en empleos de calidad frente a no tenerlos en 0.737, que equivale a garantizar que la situación registrada en el nivel anterior es ahora más preocupante, es decir, independientemente del nivel de escolaridad superior de los jóvenes caleños, están siendo excluidos del acceso a empleos de calidad y ello hace que tomen más relevancia los interrogantes formulados anteriormente.

Al revisar el grupo de edad entre 26 y 32 años se tiene que para un individuo con igual perfil

al enunciado anteriormente, el odds ratio es de 0.877, que equivale a garantizar que para el año 2006 tales individuos tenían un panorama de discriminación laboral de tipo estadístico, es decir, tenían 0.877 veces menos probabilidad de acceder a un empleo de calidad que no acceder a estos, en función del esfuerzo por acumular años adicionales de educación superior de cualquier nivel, lo que equivale a pensar, que la situación del nivel anterior es ahora más grave para este tipo de individuos, siendo esta situación una invitación a responder preguntas tipo, ¿el efecto fuga de cerebros que se genera en la ciudad es explicado por el bajo acceso a empleos de calidad?, ¿cuál es el incentivo que tiene un individuo entre 26 y 32 años para seguir en el proceso de años adicionales de escolaridad superior ante el freno en el acceso a un empleo de calidad, para la ciudad de Cali?

Por último, se debe revisar el grupo de edad comprendido entre 33 y 39 años, en donde se evidencia que la situación descrita anteriormente se revierte, es decir, para individuos en tal rango de edad que hayan finalizado la educación secundaria, tienen 1.004 veces más de probabilidad de acceder a empleos de calidad que no acceder a ellos. Vale decir que esta situación no es del todo alentadora y menos cuando se compara con el escenario descrito para el nivel de secundaria completa, en donde lo que se evidencia ahora es un descenso en tal probabilidad. Lo anterior hace que los interrogantes ya formulados se conviertan en un soporte para una nueva fase de investigación.

Después de revisar los resultados para los individuos que en el año 2006 habían manifestado tener años de escolaridad equivalentes a definir educación secundaria completa y secundaria completa y más, detectando inicialmente una presencia leve de discriminación laboral por sexo, que es revertida cuando se obtienen años adicionales de escolaridad, y, por otro lado, detectar discriminación de tipo estadístico en ambos niveles. A continuación, se registran los comentarios finales del artículo.

Comentarios Finales

Esta investigación planteaba:

1) estimar la probabilidad de acceso a un empleo de calidad en función de determinantes como: escolaridad (específicamente secundaria completa y secundaria completa y más), sexo, edad, jefatura de hogar, estado civil;

2) determinar el grado de discriminación laboral a partir de la estimación en el cambio de la probabilidad encontrada sobre los determinantes mencionados, sobre distintos grupos de edad siguiendo la propuesta de Levinson (op.cit.). Para la estimación de las probabilidades se seleccionó la técnica de modelos paramétricos de elección binaria, siguiendo el marco propuesto por Gasparini (op.cit.) y aplicado al mercado de trabajo argentino por Datria, Hevia y Pantano (op.cit.).

Las principales conclusiones que se obtienen para tales estimaciones y que responden a dichos objetivos de la investigación, se presentan a continuación:

- Resulta evidente que tener educación secundaria completa tiene un efecto positivo sobre la probabilidad de estar en un empleo de calidad para los individuos encuestados en Cali en el año 2006, así como aquellos individuos que manifestaron ser hombres, jefes de hogar y estar casados, tienen de igual forma una mayor probabilidad de estar en empleos de calidad que los individuos que no cumplen la anterior descripción.

Observando el Odds Ratio de la variable Secundaria Completa se puede decir que por cada año de Escolaridad adicional que posea un individuo, la probabilidad de que éste se encuentre en un empleo de calidad aumenta 3.168 veces frente a no tener dicho empleo, para el año 2006. Adicionando a este

resultado la interpretación del determinante jefe de hogar, se tiene que un individuo que manifestó en tal año ser jefe de hogar, aumentó su probabilidad de estar en empleos de calidad en 1.481 veces frente a no estar en tales empleos y con respecto a los individuos que manifestaron no ser jefes de hogar. Por otra parte, el estar casado refleja 1.367 veces más de probabilidad de estar en empleos de calidad frente a no estar en tales empleos, con respecto a individuos que manifestaron no estar casados, mientras que por otro lado, los hombres que reúnan la descripción anterior tienen 1.169 veces más de probabilidad de estar en empleos de calidad que no estarlo.

- Referente a la edad, se puede decir, en términos generales, que a medida que ésta se incrementa hasta llegar al límite del primer grupo (entre 16 y 25 años), se disminuye la probabilidad de estar en empleos de calidad frente a no tenerlos en 0.987, que equivale a garantizar que no hay diferencia dentro de tal grupo de edad en función de la probabilidad de estar en un empleo de calidad, si se tiene o no se tiene secundaria completa, siendo esta situación un primer alerta para una siguiente fase de investigación, ¿se está generando una mayor deserción educativa para los jóvenes caleños en función de la señal que entrega el mercado, por bajo acceso a empleos de calidad?

Al revisar el grupo de edad entre 26 y 32 años se tiene que para un individuo con igual perfil al enunciado anteriormente, el odds ratio es de 0.963, que equivale a garantizar que para el año 2006 tales individuos tenían un panorama de discriminación laboral de tipo estadístico, es decir, tenían 0.963 veces menos probabilidad de acceder a un empleo

de calidad que no acceder a estos, en función de la finalización en la educación secundaria completa, lo que equivale a pensar, ¿el incremento en el ciclo de la informalidad en este grupo de edad es una justificación a la señal del mercado laboral, en lo referente al acceso a empleos de calidad una vez se termina el proceso de educación secundaria?

- Por último, se debe revisar el grupo de edad comprendido entre 33 y 39 años, en donde se evidencia que la situación descrita anteriormente se revierte, es decir, para individuos en tal rango de edad que hayan finalizado la educación secundaria, tienen 1.042 veces más de probabilidad de acceder a empleos de calidad que no acceder a ellos. Vale decir que esta situación no es del todo alentadora y una vez más surgen interrogantes, a saber, ¿se puede romper el ciclo de la informalidad intergeneracional?, ¿Qué garantiza que estar en un empleo de calidad en función de la finalización de la secundaria para tal grupo de edad, sea una señal de una alta calidad de vida?, ¿cuál es el nivel de ingresos que percibe este grupo analizado en función del comportamiento ya descrito?

En lo referente a los individuos que manifestaron tener el ciclo de educación secundaria completa y algunos años más de educación superior, se puede concluir en función de la comparación de los comentarios anteriores que:

- La evidencia de una leve discriminación por sexo a favor de los hombres registrada en el nivel de educación secundaria completa, se ha casi eliminado en el nivel de categorización por años de escolaridad (secundaria completa y más).

- Referente a la edad, se puede decir, en términos generales, que a medida que ésta se incrementa hasta llegar al límite del primer grupo (entre 16 y 25 años), se disminuye la probabilidad de estar en empleos de calidad frente a no tenerlos en 0.737, que equivale a garantizar que la situación registrada en el nivel de educación secundaria completa es ahora más preocupante, es decir, independientemente del nivel de escolaridad superior de los jóvenes caleños, están siendo excluidos del acceso a empleos de calidad y ello hace que tomen más relevancia los interrogantes formulados anteriormente.

Al revisar el grupo de edad entre 26 y 32 años, el odds ratio es de 0.877, que equivale a garantizar que para el año 2006 tales individuos tenían un panorama de discriminación laboral de tipo estadístico, es decir, tenían 0.877 veces menos probabilidad de acceder a un empleo de calidad que no acceder a estos, en función del esfuerzo por acumular años adicionales de educación superior de cualquier nivel, lo que equivale a pensar, que la situación registrada en el nivel de educación secundaria completa es ahora más grave para este tipo de individuos, siendo esta situación una invitación a responder preguntas tipo, ¿el efecto fuga de cerebros que se genera en la ciudad es explicado por el bajo acceso a empleos de calidad?, ¿cuál es el incentivo que tiene un individuo entre 26 y 32 años para seguir en el proceso de años adicionales de escolaridad superior ante el freno en el acceso a un empleo de calidad, para la ciudad de

ANEXO 1

En la literatura se han propuesto distintos índices para estudiar la existencia de segregación ocupacional. Considerando que no es el objetivo de esta investigación la estimación del índice de segregación, a continuación se explica brevemente la metodología del Índice de Duncan que es el más utilizado para verificar la existencia de la segregación ocupacional.

$$D = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left| \frac{M_i}{M} - \frac{H_i}{H} \right|$$

Donde n es el número total de ocupaciones, M_i y H_i indican el número de mujeres y el número de hombres en la ocupación i , respectivamente. Mientras que M y H representan, respectivamente, el total de mujeres y

de hombres ocupados. Una ventaja que posee el índice es su sencillez a la hora de interpretar los resultados. Si se toma como referencia la distribución de la fuerza laboral masculina por ocupaciones, este índice indica la proporción de mujeres ocupadas que sería necesario mover de ocupación para conseguir la perfecta integración (para el caso de los hombres se estudia de la misma forma).

Esta última situación se obtiene cuando las proporciones de hombres y mujeres ocupados son las mismas en cada ocupación, $H_i/H = M_i/M$, pero debe tenerse en cuenta que la distribución del empleo total por ocupaciones no tiene por qué ser la misma que en la situación original. El índice de Duncan toma valores entre 0 y 1. El mínimo se alcanza con la completa integración; el máximo tiene lugar si todas las ocupaciones son o bien totalmente masculinas o bien totalmente femeninas.

CITAS

- 1 Se hace una categorización especial en función a los años adicionales de escolaridad con la intención de revisar los resultados de una estimación marginal, es decir, la variación en la probabilidad de acceder a un empleo de calidad a partir de la diferencia entre secundaria completa y mas años de educación.
- 2 Para mayor detalle se sugiere revisar Barth, E., y H. Dale-Olsen. (1999) Pág. 3
- 3 Lo que intenta demostrar el Coeficiente de Discriminación es analizar el componente de subpago al grupo que se estudia como discriminado, y por otro lado, estudiar el componente de sobrepago al grupo no discriminado.
- 4 Bajo el enfoque neoclásico y tal como lo plantea Larrañaga, M. (2000): "si las características medias de los trabajadores masculinos y femeninos tienden a converger con el tiempo, la aplicación de la discriminación estadística puede resultar cada vez más costosa para los empresarios ya que cometerán cada vez más errores en la contratación". Lo anterior, se convierte en una sanción que el mercado por sí sólo asigna.
- 5 A partir del enfoque neoclásico, el índice de segregación ocupacional mide el porcentaje de mujeres o de hombres que tendrían que cambiar de ocupación para que la distribución ocupacional de las mujeres fuera idéntica a la de los hombres. Para entender la estructura de estimación de este índice se recomienda revisar el anexo 1.
- 6 Al respecto se hace referencia al documento elaborado por Stanislaw, M. (2003), en donde lo que se concluye es que la estrategia de desarrollo debería concentrarse en la libertad que tienen las personas para llevar el tipo de vida que consideran valiosa, es decir, el autor plantea que la solución a empleos de calidad no es una cuestión exclusiva de la economía y funcionamiento del mercado, sino que es un manejo combinado de política pública.
- 7 Este apartado es una muy sucinta exposición de este enfoque y se basa principalmente en Sen et al. (1987).
- 8 Este enfoque está sujeto al problema de "preferencias adaptativas", es decir, el carácter socialmente aceptable o no de cierto factor, puede ser el resultado de un "acostumbramiento" a situaciones injustas, viciando así el criterio de inequidad utilizado. Para una discusión de este tipo de problemas, véase Elster (1982).
- 9 La interpretación que los autores citados hacen de las capacidades luce especialmente discutible, pues la asocian a indicadores de la pobreza por ingresos, cuando el punto crucial de este concepto es, precisamente, el uso de indicadores más allá de los relacionados con ingresos; además, todos los "pilares" mencionados pueden considerarse como funcionales dentro del enfoque de capacidades.

- 10 También incluyen a los ocupados por rama de actividad y los ocupados por calificación del puesto de trabajo. Sin embargo, éstos no son indicadores de precariedad propiamente dichos, a menos que se identifique una correspondencia entre determinadas ramas de actividad y/o calificaciones, con precariedad.
- 11 Se resalta que la construcción de tal variable se hace a partir de la consideración a preguntas del tipo: cotización en el sistema de seguridad social (salud y pensión), relación contractual, entre otras que entrega el modulo referenciado.
- 12 Según Medina (2003), la utilidad de los modelos de elección discreta frente a la econometría tradicional radica en que los primeros permiten la modelización de variables cualitativas, a través del uso de técnicas propias

de las variables discretas, que a su vez las define la misma autora, como aquellas variables que están formadas por un número finito de alternativas que miden cualidades.

- 13 Método de estimación de los parámetros en un modelo de regresión, el cual tiene algunas propiedades estadísticas muy atractivas. Se le atribuye a Carl Friedrich Gauss.
- 14 No lineal en los parámetros, es decir no tiene la forma: $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1$ aquí los parámetros β_0 y β_1 están elevados a 1 y aparecen de forma lineal.
- 15 Se refiere al cociente entre la probabilidad de que ocurra un hecho, o de que se elija la opción 1, frente a la probabilidad de que no suceda el fenómeno, o de que se elija la opción 0.

BIBLIOGRAFÍA

- Acker, Joan (1991). *Thinking About Wages: The Gendered Wage Gap in Swedish Banls*. *Gender and Society* 5(3).
- Aigner, Dennis, y Glen G. Cain. (1977). *Statistical Theories of Discrimination in the Labor Market*. *Industrial and Labor Relations Review* 30, (Jan): 175-187.
- Altimir, O. y Beccaria, L. (2000). El mercado de trabajo bajo el nuevo régimen económico en Argentina, en Heymann y Kosacoff (eds.): *La Argentina de los Noventa. Desempeño económico en un contexto de reformas*, tomo I, CEPAL y Eudeba, Buenos Aires.
- Anand, S. y Ravallion, M. (1993). *Human Development in Poor Countries: On the Role of Public Incomes and Public Services*, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 7, issue 1.
- Arrow, Kenneth. (1972). *Models of job discrimination*, en A. H. Pascal. (Ed.), *Racial discrimination in economic life*. Lexington, Mass.: Lexington Books.
- Barth, Erling, y Dale-Olsen, Harald. (1999). *Monopsonistic Discrimination and The Gender Wage Gap*. *National Bureau of Economic Research. Working Paper* 7197.
- Becker, Gary S. (1957). *The Economics of Discrimination*. Chicago: University of Chicago Press.
- Becker, Gary S. (1974). *A Theory of Social Interactions*. NBER, Working Paper Series, N° 42.
- Booton, L., y Lane, J. (1985). *Hospital Market Structure and the return to nursing education*. *The Journal of Human Resources*, N° XIII. Disponible en: <http://www.jstor.org/view/0022166x/ap010078/01a00020/0>.
- Cain, Glen G. (1986). *The Economic Analysis of Labor Market Discrimination*. *Handbook of Labor Economics*, Volumen I, Editado por O. Ashenfelter y R. Layard.
- Case, Anne, (2001). "Does Money Protect Health Status? Evidence from South African Pensions".
- Datria, P., Hevia, C. y Pantano, J. (2000). *Inequidad en la probabilidad de empleo*, mimeo, Primera Reunión de Distribución y Pobreza, UTDT.
- De Hoyos, R.E. (2005). *Introducción a Stata, Clase 3: Modelos con Variables Discretas*, University of Cambridge.
- Elster, J. (1982). *Sour grapes: utilitarianism and the genesis of wants*, en Sen y Williams (eds.): *Utilitarianism and Beyond*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Ferber, M., Loeb, J. y Lowry, H. (1978). *The economic status of women faculty: A reappraisal*. *The Journal of Human Resources*, N° XIII. Disponible en: <http://www.jstor.org/view/0022166x/>.
- Gasparini, L., Marchionni, M. y Sosa Escudero, W. (2001): *La distribución del ingreso en la Argentina*, Premio Fulvio Salvador Pagani, Fundación Arcor.
- Gasparini, L. (2002). *On the measurement of unfairness, Social Choice and Welfare*, de próxima publicación.
- Grossman, Michael, (1973). "The Correlation Between Health and Schooling".
- Kendel, D. (1991). "Health Behavior, Health Knowledge, and Schooling".
- Killinsworth, Mark. (1983). *Labor Supply*. Cambridge, England: Cambridge University Press.
- Larrañaga, M. (2000). *Análisis Teóricos de la Desigualdad*. Disponible en: <http://www.ucm.es/info/ec/jec7/pdf/com3-6.pdf>.
- Lundberg, Shelly, y Richard Startz. (1983). *Private discrimination and social intervention in competitive labor markets*. *American Economic Review*. Vol. 73.
- Madden, Janice F. (1973). *The Economics of Sex Discrimination*. Lexington, Mass.:D.C. Heath and Co.
- Marshall, F. Ray. (1974). *The economics of racial discrimination: a survey*. *Journal of Economic Literature*. Vol. 12.

Medina, E. (2003). Modelos de Elección Discreta, disponible en http://www.uam.es/personal_pdi/economicas/eva/pdf/logit.pdf.

Otero, M. y Gradín, C. (2003). Segregación Ocupacional en España: Una Perspectiva Territorial. Disponible en: <http://decon.edu.uy/networks/pdfs/gradin>.

Panigo, D. y Lorenzetti, A. (1999). Exclusión social en el conUrbano bonaerense. Una nueva aproximación metodológica. Disponible en http://www.aaep.org.ar/espa/analespdf_99/panigo

Phelps, E.S. (1973). The Statistical Theory of Racism and Sexism. *American Economic Review* 4 (Sept.): 659-61.

Robinson, Joan. (1965). *The Economics of Imperfect Competition*. New York: St. Martin-s Press.

Rothschild, M. y Stiglitz, J. (1982). A model of employment outcomes illustrating the effect of the structure of information on the level and the distribution of income. *Economics Letters*. Vol. 10.

Sander, W, (1995). "Schooling and Quitting Smoking

Sen, A. (2000). *Social Justice and the Distribution of Income*, cap. 1 de Atkinson y Bourguignon (eds.), *Handbook of Income Distribution*, vol. 1, Elsevier, Amsterdam.

Sen, A. y Nussbaum, M. (1993). *The Quality of Life*, Clarendon Press, Oxford.

Sen, A. et al. (1987). *The Standard of Living*, Cambridge University Press, Cambridge.

Spence, A. Michael. (1973). Job Market signaling. *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 87.

Stanislao, M. (2003). Desarrollo es Equidad: Hacia un Enfoque de Justicia Distributiva para el Desarrollo. Disponible en: http://www.actualidadeconomicaperu.com/antiores/ae_2004/mayo

Subramanian, Venkata, Delgado, Iris, Jadue, Liliana, Kawachi, Ichiro y Vega, Jeanette, (2003). "Inequidad de Ingreso y Autopercepción de Salud: Un Análisis Desde la Perspectiva Contextual en las Comunas Chilenas".

Thurow, Lester C. (1975). *Generating inequality*. New York: Basic Books.



Santiago Arroyo Mina

Maestría en Economía, Universidad del Rosario, UR, Colombia. Maestría en Economía y Gestión Regional, Univ Austral de Chile, UACH, Chile, becado de: Banco Interamericano de Desarrollo. Profesor del programa de Economía Universidad Libre - Cali.