



**PONTIFICIA UNIVERSIDAD JAVERIANA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y ADMINISTRATIVAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA**

**DISCRIMINACIÓN SALARIAL POR SEXO EN COLOMBIA: UN ANÁLISIS
DESDE LA DISCRIMINACIÓN ESTADÍSTICA**

Luz Karime Abadía Alvarado

Bogotá, mayo de 2005

© [2005, Luz Karime Abadía Alvarado]

Todos los derechos reservados.

DISCRIMINACIÓN SALARIAL POR SEXO EN COLOMBIA: UN ANÁLISIS DESDE LA DISCRIMINACIÓN ESTADÍSTICA*

RESUMEN EJECUTIVO

En esta investigación se utiliza la metodología de Altonji y Pierret (2001) para estudiar la existencia de discriminación estadística por sexo en el mercado laboral colombiano para tres grupos de individuos hijos del jefe de hogar con características diferentes: de 30 años o menos, de 20 años o más y casados o en unión libre e individuos de 20 años o más y solteros. La existencia de discriminación estadística y aprendizaje por parte de las firmas tiene lugar si con el paso del tiempo el salario del individuo está menos determinado por variables fáciles de observar como la educación y el sexo. A su vez más determinado por aquellas difíciles de observar por parte de las firmas que están positivamente relacionadas con la productividad del individuo, tales como la educación y el salario del jefe de hogar. Los resultados muestran que no hay evidencia de discriminación en el sector público, pero que existe alguna en el privado, especialmente en el caso de aquellos individuos casados o en unión libre.

ABSTRACT

This research project uses Altonji and Pierret's (2001) methodology to test the joint hypothesis of statistical discrimination between sexes and learning –about workers productivity– by employers in the Colombian labour market. It uses three different age groups of individuals that have in common the characteristic of living at home with their parents. The three groups are: individuals thirty years of age or less, individuals 20 years of age or more that are married or common law and individuals over 20 years of age or

* Especiales agradecimientos para el profesor Jaime Tenjo, por su apoyo y dedicación. Sin su decidida colaboración no hubiera sido posible la realización de esta investigación.

more that are single. The test consists on investigating whether with the pass of time the wage received by individuals becomes less dependent on easy to observe productivity variables such as education and sex, and more associated with more difficult to observe variables that are positively associated with individuals' productivity such as the household education and earnings. The results indicate there is no evidence of discrimination in the public sector, but there is some evidence in the case of the private sector, specially in the case of married or common law workers.

TABLA DE CONTENIDO

INTRODUCCIÓN	7
1. MARCO TEÓRICO	8
1.1 Discriminación basada en gustos o preferencias	9
1.1.1 Discriminación por parte del empleador	10
1.1.2 Discriminación por parte de los empleados	12
1.1.3 Discriminación por parte de los consumidores	12
1.2 Discriminación estadística	13
2. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA E HIPÓTESIS	17
3. DATOS Y VARIABLES	19
4. MODELO DE DISCRIMINACIÓN ESTADÍSTICA POR SEXO Y APRENDIZAJE POR PARTE DE LAS FIRMAS	22
5. RESULTADOS EMPÍRICOS	27
5.1 Individuos menores de 30 años, empleados en los sectores privado o público	28
5.2 Individuos mayores de 20 años, casados o en unión libre empleados en los sectores público o privado	31
5.3 Individuos mayores de 20 años, solteros empleados en los sectores publico o privado	36
CONCLUSIONES	38
BIBLIOGRAFÍA	41

ANEXOS

Anexo 1. Estadísticas para individuos, hijos del jefe de hogar, empleados en el sector privado

Anexo 2. Estadísticas para individuos, hijos del jefe de hogar, empleados en el sector público

Anexo 3. Estadísticas para individuos, hijos del jefe de hogar, de 30 años o menos, empleados en el sector privado

Anexo 4. Estadísticas para individuos, hijos del jefe de hogar, de 30 años o menos, empleados en el sector público

Anexo 5. Estadísticas para individuos, hijos del jefe de hogar, de 20 años o más, casado o en unión libre, empleados en el sector privado

Anexo 6. Estadísticas para individuos, hijos del jefe de hogar, de 20 años o más, casado o en unión libre, empleados en el sector público

Anexo 7. Estadísticas para individuos, hijos del jefe de hogar, de 20 años o más, solteros, empleados en el sector privado

Anexo 8. Estadísticas para individuos, hijos del jefe de hogar, de 20 años o más, solteros, empleados en el sector público

Anexo 9. Regresión de la ecuación de salario para individuos, hijos del jefe de hogar, de 30 años o menos, empleados en el sector privado

Anexo 10. Regresión de la ecuación de salario para individuos, hijos del jefe de hogar, de 30 años o menos, empleados en el sector público

Anexo 11. Regresión de la ecuación de salario para individuos hijos del jefe de hogar, de 20 años o más, casados o en unión libre y empleados en el sector privado

Anexo 12. Regresión de la ecuación de salario para individuos hijos del jefe de hogar, de 20 años o más, casados o en unión libre y empleados en el sector público

Anexo 13. Regresión de la ecuación de salario para individuos hijos del jefe de hogar, de 20 años o más, solteros empleados en el sector privado

Anexo 14. Regresión de la ecuación de salario para individuos hijos del jefe de hogar, de 20 años o más, solteros empleados en el sector público

Anexo 15. Contraste de medias con varianzas conocidas.

INTRODUCCIÓN

Las diferencias salariales pueden ser resultado de diferencias en: educación, experiencia, calidad de educación y doble jornada por responsabilidades familiares. Las diferencias en calidad de educación, se originan antes de que el individuo ingrese al mercado laboral, por tanto, puede originar discriminación premercado¹. Por otra parte, la doble jornada por responsabilidades familiares genera diferencias en productividad, las cuáles pueden llegar a convertirse en discriminación estadística².

La discriminación salarial es un tema latente en muchas sociedades, e implica problemas de asignación de recursos y de equidad, además de problemas éticos.

Muchos gobiernos e investigadores del tema estudian las causas de la discriminación salarial y buscan políticas eficaces para combatirla. Sin embargo, es fundamental conocer el tipo de discriminación salarial que se presenta, es decir, si dicha discriminación se debe a prejuicios por parte de las firmas a la hora de contratar sus empleados (discriminación tipo Becker) o si se debe a la falta de información que las firmas tienen acerca de las características de los aspirantes (discriminación estadística).

En Colombia hay varios autores que estudian las diferencias salariales por sexo existentes en el mercado laboral, pero no hay un estudio concreto que determine el tipo de discriminación existente.

Esta investigación pretende determinar el tipo de discriminación salarial por sexo que se presenta en el mercado laboral colombiano, en especial, si en Colombia la discriminación es de tipo estadístico.

¹ En Colombia las diferencias en calidad de educación están muy marcadas entre un individuo proveniente de una institución pública y uno que egresa de un colegio privado (Gaviria, A., 2002).

² La doble jornada por responsabilidades familiares hace referencia a que en promedio las mujeres, en especial, las casadas, tienen que dividir su tiempo en actividades laborales y aquellas relacionadas con el trabajo en el hogar.

La organización del documento es la siguiente: en el Capítulo 1, se analizan las principales teorías que subyacen el tema de investigación. En el Capítulo 2, se plantea la hipótesis a probar, en el Capítulo 3 se describen los datos utilizados y su respectiva fuente, en el Capítulo 4, se expone el modelo “Discriminación estadística por sexo, con aprendizaje de las firmas”, basado en el modelo de Altonji y Pierret (2001). Por último, en el Capítulo 5 se presentan los resultados empíricos y al final se presentan las conclusiones.

1. MARCO TEÓRICO

En este capítulo se presentan las teorías económicas que sustentan el tema de investigación, así como la definición de discriminación salarial adoptada en este trabajo.

Los modelos económicos de discriminación se dividen en dos clases principales:

Modelos competitivos en los cuales los agentes actúan de manera individual y modelos colectivos en los cuales un grupo actúa de manera colectiva contra otro. Los primeros modelos enfatizan dos amplios tipos de discriminación: la teoría de discriminación basada en “gustos” o preferencia desarrollada por Gary Becker (1971) y la teoría de discriminación estadística de Kenneth Arrow (1973) y Edmund Phelps (1972).

Los autores Altonji y Blank (1999), afirman que la mayoría de los trabajos teóricos de los economistas han estado enmarcados dentro de los modelos competitivos. Por el contrario los modelos colectivos son más conocidos fuera de la corriente de la economía laboral, más informales y hacen énfasis en las consecuencias de la acción colectiva de un grupo contra otro. Éstos son utilizados en el sistema legal y tienen un tratamiento de violencia como mecanismo explicativo.

La discriminación económica existe cuando los trabajadores del grupo minoritario (mujeres) reciben un trato inferior en la contratación, el acceso a una ocupación, los

ascensos, el salario o las condiciones de trabajo; aunque tengan la misma capacidad, nivel de estudios, formación y experiencia que los del grupo mayoritario (hombres).

La discriminación económica puede ser de dos grandes clases:

La discriminación posmercado, es decir, la que ocurre después que el individuo ha entrado en el mercado de trabajo. En este tipo de discriminación se enmarcan la salarial, la del empleo y la ocupacional.

El segundo tipo es la discriminación premercado, es decir, aquella que tiene lugar antes de que el individuo decida participar en el mercado laboral, tal es el caso de la discriminación en la adquisición del capital humano.

Según Joseph Stiglitz en 1973, citado por Tenjo, Rivero y Bernat (2002) “Hay discriminación salarial cuando individuos con las mismas características económicas reciben diferentes salarios y estas diferencias están sistemáticamente correlacionadas con ciertas características no económicas de dichas personas (raza, religión, sexo)”. En la literatura sobre el tema hay un grupo que es discriminado, el cual es llamado grupo minoría o minoritario y uno mayoría o mayoritario el cual constituye el resto de la población. En esta investigación el minoritario son las mujeres y el mayoritario los hombres.

Esta investigación se centra en los modelos competitivos, debido a que el objetivo del presente trabajo se enmarca en la teoría de discriminación basada en “gustos” o preferencia y la teoría de discriminación estadística. Bajo dichas teorías se tratará la discriminación salarial.

1.1 Discriminación basada en gustos o preferencias

Esta teoría fue desarrollada por Becker (1971), y se basa en la idea de que hay personas a quienes les desagrada trabajar, contratar o compartir el lugar de trabajo con personas

del grupo minoritario y están dispuestas a pagar por no hacerlo. A diferencia de la discriminación estadística, la discriminación al estilo Becker se puede originar en una de tres fuentes principales: los empleadores, los trabajadores o empleados y los consumidores.

1.1.1 La discriminación por parte del *empleador* se presenta cuando hay empleadores que tienen prejuicios contra miembros del grupo minoritario. De esta forma, dichos empleadores están dispuestos a pagar mayores salarios al grupo mayoritario que a los miembros del grupo minoritario, aunque sus productividades sean iguales. Lo anterior implica que, los empleadores que discriminan obtienen menores beneficios que los que no discriminan, ya que los que no discriminan pagarán menos por su fuerza laboral debido a que contratan trabajadores del grupo minoritario. Así mismo, los hombres ganan con la discriminación (están protegidos frente a las mujeres por parte de los empresarios discriminadores) porque sus salarios serán más altos, por el contrario, las mujeres salen perdiendo ya que sus salarios serán más bajos.

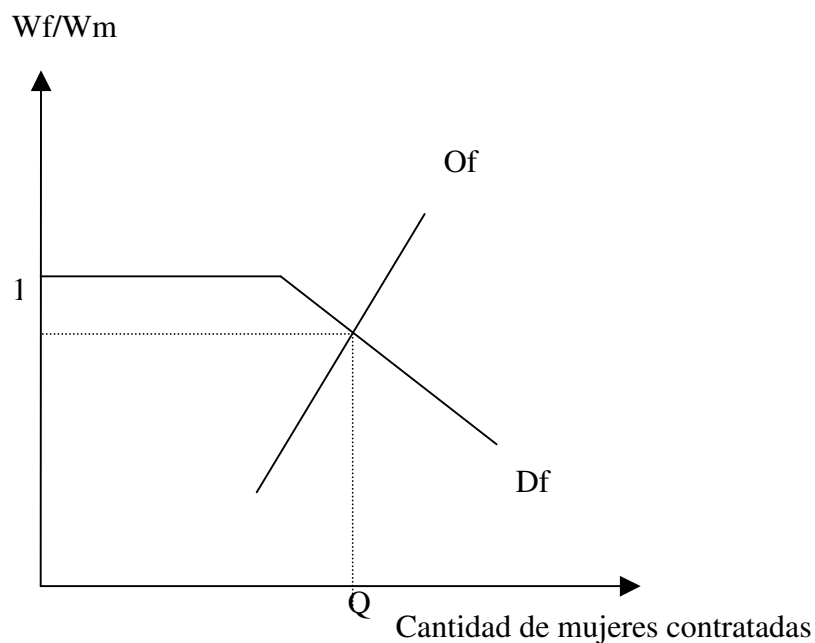
Si la estructura del mercado laboral es competitiva la brecha salarial producida por este tipo de discriminación tiende a desaparecer con el tiempo, debido a que la competencia termina sacando del mercado a los empleadores que discriminan, produciendo así una equidad en los salarios.

Cuando los mercados no son competitivos sino, por ejemplo, monopólicos existe la posibilidad de discriminación más duradera, debido a dos características principales: primero, una definitiva uniformidad en gustos, ya que hay un solo empleador y, segundo, porque sus ganancias están por encima de las competitivas, lo cual les permite sacrificar parte de las mismas a cambio de emplear miembros del grupo mayoritario que son más costosos, aunque igualmente productivos que los del grupo minoritario. Sin embargo, cuando el periodo de tiempo es suficientemente largo, el valor de mercado de estas empresas tendería a caer, lo cual las haría atractivas para que aquellos empresarios que no posean el gusto por la discriminación las puedan comprar, minimizando de esta forma los costos de contratación y eliminando las diferencias salariales.

Si los hombres y las mujeres son igualmente productivos, un empresario no discriminador los considerará sustitutos perfectos y los contratará de manera aleatoria si sus salarios son idénticos. Según Becker, la intensidad del prejuicio del empleador contra las mujeres se mide por el coeficiente de discriminación d . De esta forma, para un empresario con prejuicios, el costo de enganchar un hombre es simplemente su salario W_m ; por el contrario, el costo de contratar a una mujer es el salario W_f más el valor monetario del costo psíquico, es decir, el coeficiente de discriminación d (el cual mide la intensidad del prejuicio) de contratar a un trabajador del sexo femenino. Los empresarios con prejuicios serán indiferentes entre contratar hombres y mujeres cuando: $W_m = W_f + d$. Así por ejemplo, el empleador discriminador sólo enganchará mujeres si su salario es inferior al de los hombres.

Gráfico 1

Oferta y demanda laboral femenina en presencia de discriminación a la Becker



Fuente: Gary Becker, 1971.

Respecto al Gráfico 1 la demanda de mujeres se forma ordenando a los empresarios de menor a mayor coeficiente de discriminación. De esta forma, el segmento horizontal de

la curva de demanda (Df) está compuesta por los empresarios no discriminadores. El tramo decreciente está formado por los empresarios discriminadores de menos a más. La intersección de la curva de oferta (Of) y la demanda de trabajo femenino determina la diferencia salarial y el número de mujeres contratadas.

Así por ejemplo, un cambio en las actitudes sociales o de la legislación antidiscriminación alarga el tramo horizontal de la curva de demanda hacia la derecha y reduce la pendiente del segmento de pendiente negativo restante, lo cual aumentará el coeficiente W_f/W_m de equilibrio, es decir, se reduce la diferencia salarial discriminatoria y aumenta el empleo de equilibrio de mujeres. Por otra parte, si la oferta de trabajo es tan pequeña que corta al segmento horizontal de la curva de demanda, entonces no habría una diferencia salarial discriminatoria.

1.1.2 La discriminación por parte de los *empleados* se basa en la premisa que existen algunos miembros del grupo mayoritario que tienen prejuicios contra los del grupo minoritario y no les gusta trabajar con éstos. Este tipo de discriminación termina en la segregación³ de la fuerza de trabajo y no en diferencias salariales.

1.1.3 La discriminación por parte de los *consumidores* modela una situación en la cual, los consumidores del grupo mayoritario obtendrán menos utilidad si compran al grupo minoritario que al mayoritario. En consecuencia, ellos comprarán al grupo minoría si el precio que éstos piden es reducido. Los pagos en el mercado laboral son menores para los miembros del grupo minoría que tienen contacto con los clientes. El efecto de tal discriminación sobre los salarios es disminuido hasta tal punto que los miembros del grupo minoritario solo pueden servir a los clientes del minoritario y a los del grupo mayoría que no tienen prejuicios, o hasta el punto en que puedan trabajar en ocupaciones que no tengan contacto con los clientes. El efecto será de nuevo la

³ Segregación de la fuerza laboral implica en el caso extremo, que todas las mujeres se concentren en algunas actividades y los hombre en otras. En un caso menos extremo implicaría que la mayoría de las mujeres se concentren en unas actividades diferentes a las de los hombres. Sin embargo, segregación no necesariamente implica diferencias salariales.

segregación del mercado laboral y no brechas salariales fruto de este tipo de discriminación.

1.2 Discriminación estadística

Desarrollado por Phelps (1972) y Arrow (1973). Este modelo se basa en la premisa que las firmas tienen limitada información acerca de las habilidades y productividad de los aspirantes, en particular, de los más jóvenes con poca historia laboral. En esta situación, las firmas tienen un incentivo para usar las características fáciles de observar tales como raza o género para discriminar estadísticamente entre trabajadores si esas características están correlacionadas con el desempeño laboral. Las firmas enfrentan mucha incertidumbre acerca de la productividad de sus trabajadores.

Dicho de otra forma, cuando hay información imperfecta acerca de las características de los trabajadores, el mercado laboral opera de manera imperfecta y los empleadores se basan en características visibles de los trabajadores, tales como raza y sexo para tomar decisiones en cuanto al salario para ofrecer, además de predicciones imperfectas de la productividad como edad, nivel de estudios, experiencia, etcétera. Lo anterior debido a que en muchas ocasiones obtener información adicional sobre la productividad, confiabilidad, entre otras, de los individuos es muy costoso.

Otra forma de definir la existencia de discriminación estadística es cuando se juzga a una persona en función de las características medias del grupo al que pertenece y no en función de sus propias características personales. En este caso, los juicios son correctos, reales u objetivos en el sentido que el grupo tiene, de hecho, las características atribuidas, pero son incorrectos con respecto a muchos individuos pertenecientes al mismo. Así por ejemplo, el sexo puede proporcionar información sobre el grado de compromiso con el puesto de trabajo, debido a que las mujeres en promedio tienen mayores tasas de abandono voluntario de las empresas.

Otra de las formas de interpretar la discriminación estadística, según Tenjo, Rivero y Bernat (2002), consiste en explicar las diferencias en cuanto al tratamiento que reciben hombres y mujeres en el mercado laboral, debido a factores socioeconómicos relacionados con la posición de la mujer en la sociedad en general y los roles que ésta le asigna. Es decir, las mujeres en promedio deben dividir su tiempo entre actividades del hogar y del mercado laboral, lo cual para los empleadores introduce un factor de riesgo e incertidumbre en las decisiones relacionadas con la contratación, quienes terminan penalizándolas con menores salarios.

Los empresarios no resultan perjudicados cuando practican la discriminación estadística, obtienen beneficios dado que minimizan los costos de contratación. La actitud de los empleadores perjudica a muchos trabajadores cuyas características se alejan de la media del grupo.

Este tipo de discriminación predice que con el tiempo las firmas pueden comprobar la verdadera productividad de los trabajadores, en la medida en que esto sea posible las diferencias salariales fruto de la discriminación estadística deben desaparecer. Es decir, con la adquisición de experiencia los salarios estarán determinados más por variables de productividad que por el sexo.

Hay dos ramas principales de la literatura sobre discriminación estadística. La primera, investiga como las creencias originales o a priori acerca de la productividad de los miembros de un grupo pueden influenciar las decisiones de empleo y pago.

La segunda rama, se preocupa por las consecuencias de las diferencias que se pueden generar en los diferentes grupos en cuanto a la calidad de señales emitidas por los trabajadores y recibidas por parte de las firmas, tales diferencias en la información afectan *ex post* los resultados como también el impacto del pago equitativo. Es decir, el supuesto clave de este tipo de modelos, consiste en que la exactitud de la información que las firmas tienen acerca de la productividad de los individuos difiere a través de los grupos.

El Cuadro 1 resume las características teóricas y diferencias más importantes de los dos principales tipos de discriminación:

Cuadro 1
Características y diferencias de las teorías de discriminación

Discriminación estadística	Discriminación basada en gustos
Se basa en la premisa que las firmas tienen limitada información acerca de las habilidades y productividad de los aspirantes y, por tanto, tienen un incentivo para usar las características de fácil observación tales como raza o sexo, para tomar decisiones en cuanto al salario para ofrecer.	Se basa en la idea que hay personas a quienes les desagrada trabajar, contratar o compartir espacios de trabajo con personas del grupo minoritario y están dispuestas a pagar por no hacerlo.
Desarrollado por Phelps (1972) y Arrow (1973).	Desarrollado por Becker (1971).
Se origina por parte de empleadores únicamente.	Se puede originar de empleadores, empleados o clientes.
Pertenece a los modelos competitivos, según clasificación de Altonji y Blank (1999).	Pertenece a los modelos competitivos, según clasificación de Altonji y Blank (1999).
Constituyen modelos neoclásicos estocásticos (la cual es una teoría del lado de la demanda, el lado de la oferta del mercado laboral es neutralizada por el supuesto que los trabajadores de los grupos mayoritario y minoritarios son igualmente productivos o tienen iguales capacidades productivas), según clasificación de Caín (1986).	Constituyen modelos neoclásicos determinísticos (la cual es una teoría del lado de la demanda, el lado de la oferta del mercado laboral es neutralizada por el supuesto que los trabajadores de los grupos mayoritario y minoritarios son igualmente productivos o tienen iguales capacidades productivas), según clasificación de Caín (1986).
Supone información imperfecta e incertidumbre sobre la productividad del trabajador.	No supone información imperfecta sobre la productividad del trabajador.
Se pueden desarrollar bajo estructuras competitivas o monopolísticas.	Se pueden desarrollar bajo estructuras competitivas o monopolísticas.
	Bajo una estructura monopolística, la discriminación es más duradera y severa que bajo estructuras competitivas.
Los trabajadores se clasifican en dos grandes grupos: uno minoritario (el discriminado) y otro mayoritario (el que discrimina).	La población objetivo se clasifica en dos grandes grupos: uno minoritario (el discriminado) y otro mayoritario (el que discrimina).

Se discrimina porque el empleador ignora la productividad del empleado, cuando pase el tiempo y se pueda comprobar su verdadera productividad deben desaparecer las diferencias salariales producto de la discriminación.	Se discrimina por prejuicios y éstos no desaparecen cuando se conoce sobre el grupo minoritario. Se suponen innatos.
La información que las firmas tienen acerca de la productividad de los individuos difiere a través de los grupos, debido a que depende de la calidad de las señales recibidas por cada firma.	El tamaño de los coeficientes de discriminación (los cuales miden la magnitud de la discriminación, es decir, las diferencias en gustos y además son el puente entre los costos monetarios y los netos) dependen de cada individuo y de sus gustos.
Sus dos ramas principales son: discriminación por creencias originales o <i>a priori</i> acerca de la productividad del individuo o discriminación por diferencias en cuanto a la información que afectan los resultados <i>ex post</i> de la firma; en ambas se afectan las decisiones sobre empleo y pago.	No cuenta con ramas.
El resultado final de la discriminación individual es un pago desigual para trabajadores con igual productividad. Además de estructuras o mecanismos diferentes en la determinación de salarios.	El resultado final de la discriminación por parte del empleador bajo una estructura no competitiva es un pago desigual para trabajadores con igual productividad. Sin embargo, si la estructura del mercado laboral es competitiva las diferencias salariales tenderán a desaparecer. Los resultados de la discriminación por parte de consumidores y empleados es la segregación del mercado laboral, pero no se generan diferencias salariales.
Los empresarios no resultan perjudicados cuando practican la discriminación estadística.	Los empresarios discriminadores pueden perjudicarse a sí mismos, dado que tendrán que pagar unos costos (salarios) mayores de lo necesario, en comparación con situaciones en las que no exista discriminación.

Fuente: Cálculos del autor 2004, con base en autores citados.

2. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA E HIPÓTESIS

En el mercado laboral colombiano existen diferencias salariales por sexo que no pueden ser explicadas por las diferencias en educación o en experiencia. Estas diferencias podrían ser el resultado de discriminación salarial.

Sin embargo, la naturaleza de donde proviene dicha discriminación salarial puede ser la discriminación basada en gustos o preferencias de Gary Becker (1971) o la discriminación estadística desarrollada por Kenneth Arrow (1973) y Edmund Phelps (1972).

En la literatura económica sobre discriminación salarial, son escasas las investigaciones que examinan desde un punto de vista empírico si la fuente de la discriminación por parte del empleador es del tipo Becker o estadística. Es decir, no hay una metodología concreta que permita determinar el origen teórico de la discriminación salarial por sexo.

Sin embargo, autores como Altonji y Pierret (2001) en “Employer Learning and Statistical Discrimination” proponen un método econométrico por medio del cual encuentran una fuerte evidencia de discriminación estadística sobre la base de la educación y poca evidencia de discriminación estadística sobre la base de la raza, para Estados Unidos, entre los años 1957 y 1964, para hombre no hispanos entre 27 y 35 años.

En Colombia, autores como Jaime Tenjo, Rocío Rivero, Luisa Fernanda Bernat (2002) en “Evolución de las diferencias salariales por sexo en seis países de América Latina” hacen una primera aproximación. Estos autores por medio de la estimación de las ecuaciones de Mincer para hombres y mujeres, con y sin corrección de selectividad, para asalariados y no asalariados, para cada uno de los seis países en estudio y utilizando la descomposición de Oaxaca de las diferencias salariales y las pruebas de Chow, llegan a la conclusión que la determinación de los ingresos de hombres y mujeres se hace a través de mecanismos diferentes. Lo anterior, debido a que el residuo (de la

descomposición de Oaxaca) es estadísticamente significativo y de signo positivo ya que la diferencia de interceptos entre hombres y mujeres es positiva, lo cual implica que los hombres tienen ventaja. Sin embargo, debido a que los rendimientos a la educación y los niveles educativos de las mujeres son mayores que los de los hombres, los autores concluyen que dichos resultados encajan con los lineamientos generales de la teoría de discriminación estadística.

Clara Velásquez Garzón (2000) en “Análisis empírico de las diferencias salariales entre hombres y mujeres en Colombia”, por medio de la descomposición salarial desarrollada por Oaxaca⁴, concluye que los principales factores que contribuyen a aumentar las diferencias salariales entre hombres y mujeres son las que se generan en sus retornos al trabajar en el sector privado y aquellas en la selección muestral. Por el contrario, las diferencias tanto en características como en retornos de las variables de capital humano, en ocupaciones y en la constante son los factores que contribuyen a disminuirla. El autor determina que el valor estimado del coeficiente de discriminación salarial en Colombia para el periodo de estudio es de 0.029, lo cual significa que 2,9% de las diferencias salariales entre hombres y mujeres se deben a diferencias en los rendimientos, aún teniendo similares características de los individuos. Es decir, que el cociente del salario medio observado entre hombre y mujeres es 2,9% mayor que el que prevalecería en un mercado no discriminatorio.

En materia teórica y conceptual sobre discriminación, autores como Altonji y Blanck (1999) y Cain (1986) realizan una importante investigación sobre las diferencias salariales y de ingresos existentes en los mercados laborales por raza, sexo, etnia y otras características, además de exponer los diferentes modelos de determinación de salarios.

⁴ La descomposición salarial desarrollada por Oaxaca busca determinar qué parte de las diferencias salariales corresponden a diferencias en las características de los individuos que afectan su salario y que parte a diferencias en los pagos de esas características (retornos); en cuyo caso se refiere a discriminación salarial. Dicha descomposición basada en la ecuación de Mincer tiene la forma:

$\ln(W_h) - \ln(W_m) = (X_h - X_m) \beta_m + X_h (\beta_h - \beta_m)$, donde h y m corresponde respectivamente a hombres y mujeres. El primer término a la derecha del igual corresponde a diferencias en las características productivas de los trabajadores y el segundo términos a diferencias en sus coeficientes.

La discriminación salarial por sexo constituye un problema ético y económico, por tanto, determinar el tipo de discriminación existente en Colombia, contribuiría a la formulación de políticas que permitirán atacar de manera eficiente dicha discriminación, debido a que se conocerán sus principales causas.

Esta investigación pretende responder la siguiente pregunta:

¿Son las diferencias salariales por sexo en Colombia, el resultado de la discriminación estadística?

Para probar la hipótesis planteada se estimará un conjunto de ecuaciones adaptadas del modelo y la metodología propuesta por Altonji y Pierret (2001), el cual permitirá aceptar o rechazar la hipótesis de si las diferencias salariales por sexo se deben a la existencia de discriminación estadística o no. El desarrollo del modelo se presentará en el Capítulo 4.

3. DATOS Y VARIABLES

Los datos utilizados en este trabajo provienen de la encuesta continua de hogares (ECH) del segundo trimestre de 2003. Se trata de una encuesta realizada trimestralmente por parte del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (Dane), cuyo objetivo es medir el tamaño y la estructura de trabajo de la población colombiana (empleo, desempleo e inactividad). Además, permite obtener datos de variables como sexo, edad, educación, salarios, parentesco, entre otras, las cuales proporcionan información sobre las características sociodemográficas de la población; razón por la cual es la fuente de información más pertinente y completa para el estudio del tema de interés en este trabajo.

La ECH recoge información de 111.082 individuos que viven en las zonas urbanas de trece ciudades principales con sus áreas metropolitanas, de las cuales 86.591 pertenecen

a la población en edad de trabajar (PET) y 54.634 a la población económicamente activa (PEA). La muestra se restringió a individuos cuyo parentesco con el jefe de hogar es de hijos o hijastros asalariados, obreros u empleados de empresas particulares⁵ u obreros y empleados del gobierno⁶. Es decir, se excluyen los individuos que son empleados domésticos, trabajadores por cuenta propia, patrón o empleador o trabajador familiar sin remuneración. La muestra final está conformada por 20.971 individuos de los cuales 41,28% son mujeres y el 58,71% hombres.

Los salarios por hora se obtuvieron al dividir los salarios mensuales por el número de semanas al mes (4.28) y por el número de horas trabajadas a la semana. Esta variable incluye únicamente el pago monetario mas no pagos en especie.

Al no tener datos de la experiencia real se utiliza la antigüedad como aproximación de ésta, la cual contiene el tiempo de trabajo que el empleado lleva en la empresa⁷.

En el Anexo 1 se muestran las principales estadísticas para individuos hijos del jefe de hogar y empleados particulares. Se observa que las mujeres tienen mayores salarios mensuales en promedio que los hombres, además de un mayor salario por hora, así como más años de educación, y antigüedad. Por el contrario, trabajan menos horas en promedio a la semana que los hombres. En el Anexo 2 se describen las estadísticas para individuos hijos del jefe de hogar y empleados en el sector público. Se muestra también que los hombres tienen mayor salario por hora que las mujeres, sin embargo, la

⁵ Se considera obrero o empleado particular a la persona que trabaja para un empleador privado en condición de asalariado. Se incluyen los que trabajan como asalariados en organizaciones de servicio social, sindical, iglesias y otras organizaciones sin fines de lucro.

⁶ Se considera obrero o empleado del gobierno a quien trabaja para una entidad oficial en condición de asalariado.

⁷ Otra aproximación de la experiencia real, es la experiencia potencial, la cual se calcula como el número de años del individuo menos los años de educación menos 6. Sin embargo, como la experiencia potencial no tiene en cuenta las interrupciones que un individuo pueda tener en su historia laboral, ni el lapso de tiempo de búsqueda del primer trabajo del individuo, situación que puede ser más severa en las mujeres debido a las interrupciones por el cuidado y la crianza de los hijos, en esta investigación no se utiliza dicha aproximación de la experiencia. Por el contrario la antigüedad tiene en cuenta la experiencia real más reciente del individuo al momento de aplicar la ECH.

diferencia es mínima. Al igual que en el sector privado, las mujeres presentan en promedio más años de educación y de antigüedad, pero trabajan menos horas.

Debido a que la discriminación estadística, según la teoría de Altonji y Pierret (2001) se da principalmente en individuos jóvenes, en los anexos 3 y 4 se presentan las principales estadísticas descriptivas para individuos hijos del jefe de hogar, de 30 años o menos, ubicados en el sector privado o público, respectivamente.

En el Anexo 3 se observa que para el sector privado, las mujeres tienen en promedio mayor salario por hora, así como mayores años de educación que los hombres. Sin embargo, trabajan en promedio menos horas a la semana. En el Anexo 4, se exponen resultados similares para el sector público, es decir, las mujeres presentan mayores salarios por hora en promedio que los hombres, al igual que mayores años de educación y antigüedad. Además, tienen menores horas de trabajo semanales que los hombres.

Según el planteamiento de Tenjo, Rivero y Bernat, las mujeres casadas o con compromisos familiares (tales como, la crianza de los hijos y las tareas del hogar) son más propensas a ser discriminadas desde un punto de vista estadístico en el mercado laboral, por lo anterior, los anexos 5 y 6 contienen estadísticas para individuos hijos del jefe de hogar, de 20 años o más, casados o en unión libre ubicadas en el sector privado o público, respectivamente.

En el Anexo 5 se observa que los hombres presentan mayores salarios mensuales en promedio que las mujeres, es decir, el cociente del salario mensual entre mujeres y hombres es de 0.88, lo cual implica que en promedio los hombres ganan mensualmente 12% más que las mujeres. Sin embargo, ellas tienen niveles de salarios por hora mayores que los de ellos, aunque la diferencia es muy pequeña. Así mismo, las mujeres presentan mayores años de educación que los hombres.

En el Anexo 6, se muestra que para el sector público los hombres tienen tanto mayores salarios mensuales, como por hora, además trabajan más horas a la semana y tienen mayores años de antigüedad en promedio que las mujeres.

Por último, los anexos 7 y 8, contienen las principales estadísticas, para individuos hijos del jefe del hogar, de 20 años o más, solteros, empleados privados o públicos, respectivamente.

En el Anexo 7, se puede apreciar que los hombres tienen menor salario mensual que las mujeres y trabajan más horas a la semana. Por otra parte, las mujeres presentan mayor salario por hora que los hombres, tienen mayores años de antigüedad y de educación en promedio. En el Anexo 8, es decir, para individuos ubicados en el sector público, los resultados son similares a los anteriores, a diferencia del salario mensual, debido a que ellos en promedio presentan mayores salarios mensuales.

La especificación básica econométrica son regresiones por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), cuya variable dependiente es el logaritmo del salario por hora y las variables explicativas son: una *dummy* si el individuo es mujer, los años de educación, la educación y el salario del jefe del hogar del individuo y, el tiempo de antigüedad. De igual modo, se incluyen interrelaciones de las anteriores variables explicativas con el tiempo de antigüedad, normalizadas. Estas últimas con el objetivo de aplicar el test de Altonji y Pierret (2001), al mismo tiempo que probar la hipótesis planteada en esta investigación.

4. MODELO DE DISCRIMINACIÓN ESTADÍSTICA POR SEXO, CON APRENDIZAJE POR PARTE DE LAS FIRMAS

Altonji y Pierret (2001) en su ensayo “Employer Learning and Statistical Discrimination”, proponen una metodología que permite probar la existencia de discriminación estadística sobre la base de la educación y la raza. En esta investigación

se utilizará dicha metodología y una abstracción del modelo con el objetivo de probar la existencia de discriminación estadística por sexo en el mercado laboral colombiano.

Los supuestos básicos del modelo son: i) Pertener al grupo minoritario (mujeres) está relacionado con la productividad de manera negativa; ii) La relación entre el coeficiente del sexo y la productividad varían con la experiencia, si la interacción entre las variables difíciles de observar (z) y la experiencia son incluidas del modelo; y iii) La firmas aprenden a través del tiempo.

Los autores muestran que si las firmas discriminan estadísticamente entre trabajadores jóvenes sobre la base de características fáciles de observar tales como educación, raza, sexo, etc., entonces cuando las firmas aprendan acerca de la productividad de los trabajadores, los coeficientes de las variables fáciles de observar deberán caer y los coeficientes de las variables difíciles de observar que están correlacionadas con la productividad deberán aumentar. Es decir, el salario estará determinado más por características relacionadas con la productividad que con las fáciles de observar, como el sexo. Por otra parte, si las firmas no discriminan estadísticamente, entonces la brecha salarial no caerá con la experiencia.

Sea y_{it} el logaritmo de la productividad del trabajador i con t años de experiencia

$$y_{it} = rs_i + \alpha_1 q_i + \Omega z_i + \eta_i + H(t_i) \quad (1)$$

Donde s_i representa las variables que son observadas por el empleador y el econométrista, tales como el sexo y los años de educación; q_i incluye variables observables por el empleador pero no observadas o no usadas por el econométrista; z_i son variables relacionadas con la productividad que no son observadas de manera directa por el empleador pero están disponibles para ser usadas por el econométrista, tales como el salario del hermano mayor, la educación de los padres o el salario de los padres; y η_i es un índice de otros determinantes de productividad que no es observado

de manera directa por el empleador y tampoco es observado (o es usado) por el econometrista. $H(t_i)$ es el perfil de productividad en función de la experiencia.

En ausencia de información sobre las variables z_i y η_i , las firmas hacen las esperanzas condicionales de $E(z_i/s_i, q_i)$ y $E(\eta_i/s_i, q_i)$, las cuales se asume son lineales en q_i y s_i .

Por tanto,

$$z = E(z/s, q) + v = \gamma_1 q + \gamma_2 s + v \quad (2)^8$$

$$\eta = E(\eta/s, q) + e = \alpha_2 s + e$$

Remplazando (2) en (1) se obtiene:

$$y_{it} = (r + \Omega\gamma_2 + \alpha_2)s_1 + (\alpha_1 + \Omega\gamma_1)q_1 + H(t_i) + \Omega v + e \quad (3)$$

Donde el vector v y el escalar e tienen media cero y no están correlacionados con q y s por definición de un valor esperado.

De la ecuación (3), el término $\Omega v + e$ es el error en las creencias que el empleador tiene acerca del logaritmo de la productividad del trabajador cuando éste entra al mercado laboral. La suma $\Omega v + e$ no está correlacionado con s y q . Es necesario suponer además que $\Omega v + e$ es independiente de q y s .

Las firmas no observan y_t (la verdadera productividad del individuo), sin embargo, en cada periodo que un trabajador está en el mercado laboral las firmas observan una señal de ruido de la productividad del trabajador, $\xi_t = y + \epsilon_t$, donde $y = y_t - H(t)$.

$$y = (r + \Omega\gamma_2 + \alpha_2)s + (\Omega\gamma_1 + \alpha_1)q_i + \Omega v + e \quad (4)$$

Por tanto,

⁸ Al igual que los autores Altonji y Pierret (2001), se excluye q de la media condicional de η , debido a que en la ecuación (1), la media de η no depende de q .

$$\xi_t = (r + \Omega\gamma_2 + \alpha_2)s + (\alpha_1 + \Omega\gamma_1)q_i + \Omega v + e + \epsilon_t \quad (5)$$

Donde ϵ_t refleja la variación transitoria en el desempeño del trabajador i y sus efectos que son difíciles de observar por parte de la firma para ser controlados mediante una evaluación aplicada al trabajador.

Como el empleador conoce q y s , observar ξ_t es equivalente a analizar

$$d_t = \xi_t - E(y / s, q), \text{ es decir, (6)}$$

$$d_t = (r + \Omega\gamma_2 + \alpha_2)s + (\Omega\gamma_1 + \alpha_1)q_i + \Omega v + e + \epsilon_t - (r + \Omega\gamma_2 + \alpha_2)s - (\Omega\gamma_1 + \alpha_1)q_i \quad (7)$$

De acuerdo con la ecuación (6) se observa que la diferencia de la ecuación (7) corresponde a la suma de los ruidos ϵ_t y el error $\Omega v + e$ en las creencias del empleador acerca del logaritmo de la productividad inicial. Sea el vector $D_t = \{d_1, d_2, \dots, d_t\}$, el cual resume la historia del desempeño del trabajador. Sea μ_t la diferencia entre $\Omega v + e$ y $E(\Omega v + e / D_t)$. Por definición μ_t no está correlacionada con D_t , q , y s , se asume además que es independiente de D_t , q , y s y que dichas variables son conocidas por el empleador.

Como un resultado de la competencia entre firmas, el trabajador recibe un salario $W_t = E(Y_t / s, q, D_t) \exp^{k_t}$, donde Y_t es el nivel de productividad \exp^{y_t} , $E(Y_t / s, q, D_t)$ es la esperanza de la productividad condicionada a s, q, D_t , y \exp^{k_t} refleja medidas de error y factores especificados por la firma que están fuera del modelo y no está correlacionada con s, z y q . Al sustituir y tomar logaritmos, se llega al logaritmo del salario:

$$\ln w_t = (r + \Omega\gamma_2 + \alpha_2)s + (\alpha_1 + \Omega\gamma_1)q + H(t_i) + \ln\{E[\exp(\Omega v + e)]\} + k_t \quad (8)$$

Al sumar y restar $\ln[E\{\exp(\Omega v + e / D_t)\}]$ a ambos lados de la ecuación (8) se tiene

$$\begin{aligned} \ln w_t &= (r + \Omega\gamma_2 + \alpha_2)s + (\alpha_1 + \Omega\gamma_1)q + H(t_i) + \ln\{E[\exp(\Omega v + e)]\} + k_t \\ &+ \ln[E\{\exp(\Omega v + e / D_t)\}] - \ln[E\{\exp(\Omega v + e / D_t)\}] \end{aligned} \quad (9)$$

Al utilizar la definición de μ_t y definir $H^*(t) = H(t) + \ln(E(\exp^{\mu}))$, se llega a la ecuación de salario

$$\ln w_t = (r + \Omega\gamma_2 + \alpha_2)s + (\alpha_1 + \Omega\gamma_1)q + H^*(t_i) + \{E[\Omega v + e / D_t]\} + k_t \quad (10)$$

La presencia de $E(\Omega v + e / D_t)$ en la ecuación (10) muestra que el salario cambia a través del tiempo no sólo porque la productividad cambia con la experiencia, sino también porque las firmas aprenden acerca de los errores en su valoración inicial de la productividad del trabajador.

Al examinar el cambio en los coeficientes sobre s y z con la experiencia, donde s es información acerca de z y el empleador aprende, se puede estudiar la discriminación estadística, es decir, observando los parámetros de la esperanza condicional de W_t dados s, z, t , y el perfil de experiencia $H^*(t)$.

Sea la función de esperanza condicional donde $t = 0, \dots, T$, la cual

$$E(W_t / s, z, t) = b_{st}s + b_{zt}z + H^*(t) \quad (11)$$

Para simplificar, se reinterpreta s, z y q como los componentes de s, z y q que son ortogonales a $H^*(t)$.

Dado lo anterior, probar la existencia de discriminación estadística, implica verificar la siguiente proposición:

PROPOSICIÓN: Bajo los supuestos del modelo descritos con anterioridad: i) El coeficiente de la regresión b_{zt} es no decreciente en t ; ii) El coeficiente de la regresión b_{st} es no creciente en t .

La caída de b_{st} (coeficiente importante de discriminación estadística) se debe a que a medida que el empleador aprende de la productividad de los trabajadores, s tomará menos importancia debido a una asociación con la productividad que surge porque s está correlacionado con z , dado que z está incluido en la ecuación de salario con un coeficiente dependiente del tiempo y por tanto tomará mayor importancia.

5. RESULTADOS EMPÍRICOS

Se estiman ecuaciones de salarios para tres grupos de individuos hijos del jefe de hogar. El primero está compuesto por individuos de 30 años o menos empleados públicos o privados. El segundo para mayores de 20 años, casados o en unión libre, empleados públicos o privados y el tercero para mayores de 20 años, solteros empleados públicos o privados; con el objetivo de aplicar el test de discriminación estadística.

Las anteriores estimaciones de salarios se realizan para dos tipos de variables z , la educación y el salario del jefe del hogar, las cuales son variables difíciles de observar o comprobar por parte de las firmas. Las variables fáciles de observar por parte de las firmas incluidas en el modelo son la educación y el sexo del individuo. Asimismo se utiliza la antigüedad como aproximación de la experiencia real del individuo.

Como se mostró en el Capítulo 4, el test de la discriminación estadística y aprendizaje por parte de las firmas, consiste en observar la interacción de la variable s (mujer) con la experiencia a medida que se incluyen al modelo variables z interactuando con la

experiencia. Es decir, a medida que el individuo adquiere experiencia en la firma y da a conocer que tan productivo puede ser la variable fácil de observar, como lo es en este caso el sexo, deja de ser importante y las variables z toman importancia en la determinación del salario. En especial, se debe observar que $b_{st} = b_{s0} + b_{s1} * t$ sea menor cuando se incluye al modelo la variable z interactuando con la experiencia y que $b_{zt} = b_{z0} + b_{z1} * t$ sea mayor que $b_{zt} = b_{z0}$.

5.1 Individuos menores de 30 años, empleados en los sectores privado o público

En el Cuadro 2 se describe la estimación MCO de la ecuación (11) usando la antigüedad como una medida de experiencia t^9 . Se presentan ecuaciones que incluye una *dummy* de si el individuo es mujer, la educación, la antigüedad, la educación del jefe del hogar, mujer por $t/10$ y educación del jefe de hogar por $t/10^{10}$. Lo anterior corresponde a la ecuación (11) donde s es mujer y las ecuaciones b_{st} y b_{zt} están dadas por $b_{st} = b_{s0} + b_{s1} * t$ y $b_{zt} = b_{z0}$.

⁹ El Anexo 9 además incluye el salario del jefe de hogar, como variable z .

¹⁰ Al igual que los autores Altonji y Pierret (2001), se normalizan las interacciones entre s y las variables z con la experiencia para representar el cambio en la pendiente del salario entre $t=0$ y $t=10$.

Cuadro 2
Efectos de la educación del jefe de hogar
Medida de experiencia: antigüedad
Variable dependiente Ln salario por hora; estimación por MCO (errores estándar)
Individuos de treinta años o menos. Sectores privado y público**

Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)
Mujer	-0.00348 (0.02532)	-0.00206 (0.02533)	0.70692* (0.18128)	0.70611* (0.18176)
Educación	0.09404* (0.00321)	0.09392* (0.00322)	0.13094* (0.02297)	0.13212* (0.02312)
Antigüedad	0.03583* (0.00587)	0.02627* (0.00886)	0.11012* (0.02751)	0.08960* (0.04472)
Educación del jefe	0.02280* (0.00249)	0.02015* (0.0019)	0.00970 (0.01286)	0.00182 (0.01869)
Mujer x experiencia/10	0.10903 (0.09392)	0.10567 (0.09394)	-1.50812* (0.44167)	-1.47814* (0.44581)
Educación del Jefe x Experiencia/10		0.01714 (0.01188)		0.02848 (0.04888)
Número de observaciones	3644	3644	132	132
R2 ajustado	0.3104	0.3106	0.4073	0.4041

*Variables significativas al 5%.

** Es importante tener en cuenta el restringido número de observaciones en la estimación de la ecuación de salarios para los individuos empleados en el sector público.

Fuente: Cálculos del autor, 2004.

La *dummy* mujer es de -0.00348 (0.02532) y el coeficiente del sexo por $t/10$ es 0.10903 (0.09392), lo cual sugiere que el efecto del sexo sobre el salario cae muy lentamente con la experiencia.

En la columna 2 se muestra de nuevo la ecuación (11) con la restricción $b_{st} = b_{s0} + b_{s1} * t$ y $b_{zt} = b_{z0} + b_{z1} * t$, es decir, agregándole al modelo la interacción de la educación del jefe del hogar con la experiencia. El coeficiente de la educación del jefe del hogar es 0.02280 (0.00249) y el coeficiente de la educación del jefe por $t/10$ es 0.01714 (0.01188), lo cual implica que el efecto de un año adicional de la educación del jefe aumenta de 0.02280 a 0.03994 durante los primeros diez años en el mercado

laboral, es decir, b_{zt} crece en t, debido a que b_{zt} es mayor en la segunda columna cuando se incluye la interacción.

El coeficiente de mujer por t/10 cae de 0.1090 a 0.1056 cuando la interacción de la educación del jefe con la experiencia es incluida en la columna 2, lo que implica que el efecto de ser mujer sobre la ecuación de salario cae de 0.1055 a 0.1036 durante los primeros diez años en el mercado laboral, es decir, b_{st} decrece en t.

Para verificar si tanto la caída de b_{st} como el aumento de b_{zt} con la experiencia resultan significativos, se aplicó el test de contraste de medias con varianzas conocidas, el cual se describe en el Anexo 15. Dicho test sugiere que la caída de b_{st} no resulta significativa, es decir, no se rechaza la hipótesis nula, por el contrario, se muestra que el aumento de b_{zt} resulta significativo.

Lo anterior implica que la proposición no se cumple completamente, es decir, que no hay fuerte evidencia de discriminación estadística por sexo en el mercado laboral colombiano, para individuos menores de 30 años que se emplean en el sector privado. Dicho resultado además es apoyado por la no significancia estadística de coeficientes como: la *dummy* mujer, la interacción de ésta con la experiencia y la interacción de la educación del jefe del hogar con la experiencia.

Cuando se utiliza el salario del jefe del hogar como variable difícil de observar, (columnas 3 y 4, Anexo 9) se obtienen resultado y conclusiones similares, es decir, b_{st} decrece significativamente en t y b_{zt} crece significativamente en t, sin embargo, tanto el coeficiente de la *dummy* mujer, así como su interacción con la experiencia y la variable z incluida en el modelo, no son significativas.

En las columnas 3 y 4 del Cuadro 2, se muestra la misma estimación de las columnas 1 y 2 pero para individuos empleados en el sector público¹¹. En este caso se observa que el coeficiente de la *dummy* mujer es positivo, tanto para el caso de la utilización de la educación del jefe de hogar como variable z como para el caso del salario del jefe de hogar. Lo anterior implica que no hay evidencia de discriminación salarial en el mercado laboral contra las mujeres menores de 30 años, ubicadas en el sector público, ya que la ecuación de salario ha sido controlada por la educación, por una aproximación de la experiencia real, y por otras variables relacionadas con la productividad del individuo. Debido a que no se cumplen los supuestos del modelo, no tiene sentido interpretar el test de discriminación estadística.

5.2 Individuos mayores de 20 años, casados o en unión libre empleados en los sectores público o privado

El test de discriminación estadística planteado por Altonji y Pierret (2001), se basa en el supuesto de que dicha discriminación es más propensa en individuos jóvenes debido a que su escasa historia laboral incorpora incertidumbre a la decisión de pago por parte de los empleadores, los cuales deben basarse en características visibles de los trabajadores.

Sin embargo, otra forma de ver la discriminación estadística, es la planteada por Tenjo, Rivero y Bernat (2002). En este caso se afirma que las mujeres, en especial, las casadas tienen desventaja en el mercado laboral debido al rol que desempeñan en la sociedad, es decir, que por lo general tienen que dividir su tiempo dedicado al mercado laboral con las actividades del hogar, lo cual genera incertidumbre a los empleadores, castigándolas con un menor pago que a los hombres en el momento de la contratación.

Sin embargo, con la adquisición de experiencia por parte de los individuos en la firma, los empleadores pueden reconocer la verdadera productividad del grupo minoritario y

¹¹ En el Anexo 10, se encuentran las regresiones de la ecuación de salario, con el salario del jefe de hogar como variable z.

de esta forma el salario estará más determinado por características productivas que por aquellas visibles, tales como el sexo.

Con esta interpretación, la discriminación estadística no necesariamente ocurre con individuos muy jóvenes, motivo por el cual las siguientes estimaciones se realizan para individuos casados o en unión libre mayores de 20 años.

En el Cuadro 3 se describe la estimación de MCO de la ecuación (11) al usar la antigüedad como una medida de experiencia t . En la columna 1 se presenta una ecuación que incluye una *dummy* de si el individuo es mujer, la educación, la antigüedad, la educación del jefe del hogar y mujer por $t/10$. Lo anterior corresponde a la ecuación (11) donde s es mujer y donde $b_{st} = b_{s0} + b_{s1} * t$ y $b_{zt} = b_{z0}$.

Cuadro 3
Efectos de la educación del jefe de hogar
Medida de experiencia: antigüedad
Variable dependiente Ln salario por hora; estimación por MCO (errores estándar)
Individuos hijos del jefe de hogar, de veinte años o más, casados o unión libre
Sectores privado y público

Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)
Mujer	-0.16113* (0.01571)	-0.15827* (0.01575)	-0.17129* (0.01887)	-0.17115* (0.01887)
Educación	0.07387* (0.00227)	0.07344* (0.00227)	0.08277* (0.00261)	0.08291* (0.00262)
Antigüedad	0.02332* (0.00108)	0.01928* (0.00200)	0.02787* (0.00119)	0.02976* (0.00232)
Educación del jefe	0.03275* (0.00213)	0.03067* (0.00200)	0.02667* (0.00247)	0.02776* (0.00272)
Mujer x experiencia/10	0.05840* (0.02005)	0.05190* (0.0202)	0.06420* (0.01829)	0.06356* (0.0183)
Educación del jefe x experiencia/10		0.00439* (0.00183)		-0.00166 (0.00175)
Número de observaciones	8561	8561	5408	5408
R2 ajustado	0.4568	0.4571	0.5973	0.5973

*Variables significativas al 5%.

Fuente: Cálculos del autor, 2004.

En el Cuadro 3, columna 1 se observa que la *dummy* mujer es -0.16113 (0.1571). En la columna 2, se observa que el coeficiente de la educación del jefe del hogar toma el valor de 0.03067 (0.00200) y la educación del jefe por t/10 es de 0.00439 (0.00183), esto implica que el efecto de un año adicional de la educación del jefe del hogar durante los primeros diez años en el mercado laboral aumenta de 0.03275 a 0.03507. En este caso b_{st} crece con la experiencia acumulada¹². Dicho aumento resulta significativo, debido a que se rechaza la hipótesis nula, de la prueba de contraste de medias.

El coeficiente de la interacción del sexo con la experiencia cae de 0.05840 (0.2005) a 0.05190 (0.0202), cuando la interacción de la educación del jefe del hogar con la experiencia es incluida en el modelo, es decir, b_{st} es menor en la regresión de la columna 2 que en la columna 1, por tanto, b_{st} decrece significativamente en t¹³.

Los coeficientes de la regresión indican que las mujeres ganan 15% menos que los hombre por el solo hecho de ser mujeres, sin embargo, dicha diferencia se va disminuyendo con la adquisición de experiencia y el aprendizaje por parte de las firmas, en 5% cada diez años, es decir, en aproximadamente 30 años desaparecerían las diferencias salariales entre hombre y mujeres fruto de la discriminación estadística.

Los anteriores resultados implican que la proposición se cumple, es decir, que las firmas hacen uso del sexo como variable fácil de observar, a la hora de tomar decisiones respecto al salario a pagar a sus aspirantes, debido a que tienen limitada información e incertidumbre respecto a la verdadera productividad de las mujeres casadas o a las que en general tienen que dividir su tiempo entre las actividades laborales y del hogar. Por tanto, los empleadores juzgan a cada una como se comporta el promedio de ellas. Además, se observa que existe aprendizaje por parte de las firmas, es decir, que a medida que conocen más sobre el comportamiento de sus empleadas y sobre su verdadera productividad, el sexo va perdiendo importancia en la determinación del

¹² En el Anexo 11, se encuentra además el salario del jefe de hogar, como variable z, en la estimación de la ecuación de salario.

¹³ Véanse los resultados de la prueba de contraste de medias en el Anexo 15.

salario, lo cual se ve reflejado en el comportamiento decreciente de b_{st} con la experiencia, y las variables relacionadas con la productividad van tomando con el tiempo más importancia, b_{zt} aumenta con la adquisición de experiencia.

Debido a que el aumento de b_{zt} y la disminución de b_{st} no se dan siempre en grandes magnitudes, se puede afirmar que el aprendizaje se da de manera lenta, posiblemente por el tipo de variables z utilizadas para aplicar el test o por las dificultades que puedan tener las firmas a la hora de comprobar la productividad del empleado y ajustar el salario.

En las columnas 3 y 4 del Anexo 11, se muestran los resultados cuando en lugar de la educación del jefe se utiliza el salario del jefe. En la columna 3, se puede observar que el coeficiente del salario del jefe es $3.83e-07$ y el coeficiente del salario del jefe por $t/10$ en la columna 4 es de $-6.08e-08$, lo cual implica que b_{zt} no crece con la experiencia. Por otra parte, el coeficiente del sexo por $t/10$ cae de 0.11220 (0.01837) a 0.0996 (0.01839) cuando la interacción de la variable z por $t/10$ es incluida en la ecuación de salario, es decir, b_{st} decrece significativamente en t . La proposición se cumple de manera parcial cuando se utiliza el salario del jefe como variable relacionada con la productividad del individuo.

Los resultados apoyan con énfasis la hipótesis de que los empleadores discriminan estadísticamente por sexo, contra las mujeres casadas o en unión libre en el mercado laboral colombiano cuando se utiliza la educación del jefe como medida de productividad del individuo. Cuando se utiliza el salario del jefe de hogar, hay evidencia de discriminación, debido a que el resultado clave a la hora de analizar la discriminación estadística se cumple, es decir, b_{st} decrece en t .

En el Cuadro 3, se presentan las regresiones de las ecuaciones de salario para individuos empleados en el sector público¹⁴.

En la columna 3, se observa que la *dummy* mujer toma el valor de -0.17129 (0.01887) y el coeficiente de mujer por t/10 es de 0.06420 (0.01829). En la columna 4, el coeficiente de la educación del jefe de hogar es 0.02776 (0.00272) y la interacción de éste con la experiencia es de -0.00166 (0.00175), sin embargo, no es significativo. Estos resultados concuerdan con parte de la proposición 1, ya que b_{zt} decrece con la experiencia. Por otra parte, cuando la variable educación del jefe por t/10 es incluido al modelo, los coeficientes relacionados con el sexo caen a 0.10759, es decir, b_{st} decrece en t, sin embargo, esta caída no resulta significativa.

Cuando se utiliza el salario del jefe de hogar como medida de variable difícil de observar por la firma y variable positivamente relacionada con la productividad del individuo (columnas 3 y 4, Anexo 12), se observa que b_{st} decrece significativamente en t y b_{zt} crece significativamente con la experiencia. En este caso, aunque la proposición se cumple, dicho resultado debe interpretarse con cautela, debido al signo negativo del coeficiente del salario del jefe de hogar por t/10, ya que dicha variable es una *proxi* de la productividad del individuo.

Los resultados anteriores muestran que no hay fuerte evidencia de discriminación estadística para las mujeres casadas o en unión libre mayores de 20 años ubicadas en el sector público. Lo cual puede deberse, a que la estructura organizacional del Estado colombiano tiene perfiles definidos para cada uno de sus cargos, sin importar si éstos son ocupados por hombres o por mujeres.

¹⁴ En el Anexo 12, se encuentra la desviación estándar y el salario del jefe de hogar, como variable z.

5.3 Individuos mayores de 20 años, solteros empleados en los sectores publico o privado

En el Cuadro 4 se describe la estimación de MCO de la ecuación (11) usando la antigüedad como una medida de experiencia t . En la columna 1 se presenta una ecuación que incluye una *dummy* de si el individuo es mujer, la educación, la antigüedad, la educación del jefe del hogar y mujer por $t/10$. Lo anterior corresponde de nuevo a la ecuación (11) donde s es mujer y donde $b_{st} = b_{s0} + b_{s1} * t$ y $b_{zt} = b_{z0}$.

Cuadro 4
Efectos de la educación del jefe de hogar
Medida de experiencia: antigüedad
Variable dependiente Ln salario por hora; estimación por MCO (errores estándar)
Individuos hijos del jefe de hogar, de veinte años o más, solteros. Sectores privado y público

Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)
Mujer	-0.03212 (0.01926)	-0.03272 (0.01926)	0.19868* (0.07865)	0.17387* (0.07814)
Educación	0.08755* (0.00244)	0.08774* (0.00244)	0.09635* (0.00910)	0.09879* (0.00903)
Antigüedad	0.01364* (0.00266)	0.01790* (0.00386)	0.01797* (0.00533)	0.03773* (0.00802)
Educación del jefe	0.02269* (0.00193)	0.02428* (0.00219)	0.02295* (0.00565)	0.03927* (0.00749)
Mujer x experiencia/10	0.17935* (0.03674)	0.17760* (0.03675)	-0.10999 (0.06451)	-0.09973 (0.06387)
Educación del jefe x experiencia/10		-0.00552 (0.00361)		-0.01726 (0.00528)
Número de observaciones	4798	4798	430	430
R2 ajustado	0.3580	0.3580	0.4106	0.4238

*Variables significativas al 5%

Fuente: Cálculos del autor, 2004.

En el Cuadro 4 se muestra el test para individuos solteros y empleados en el sector privado¹⁵. En la columna 1 se observa que el coeficiente de la *dummy* mujer es de -0.03212 (0.01926).

En la columna 2 se presenta la ecuación (11) agregando la interacción de la educación del jefe del hogar al modelo, es decir, estimando $b_{st} = b_{s0} + b_{s1} * t$ y $b_{zt} = b_{z0} + b_{z1} * t$.

El coeficiente de la educación del jefe es 0.02428 (0.00219) y el coeficiente de la educación del jefe por t/10 es de -0.00552 (0.00361), es decir, b_{zt} no crece con la adquisición de experiencia por parte del individuo, ya que b_{zt} es menor en la columna 2 cuando la interacción de la educación del jefe por t/10 es incluida al modelo. Cuando esta interacción es incluida en la ecuación del salario, el coeficiente del sexo por t/10 cae de 0.17935 a 0.17768, es decir, b_{st} decrece significativamente en t. Lo anterior implica que la proposición se cumple parcialmente, además las variables mujer y mujer por t/10 no resultan significativas.

Por otra parte, los resultados obtenidos incluyendo el salario del jefe como variable z , muestran que la proposición se cumple de manera parcial (columnas 3 y 4, Anexo 13), ya que b_{st} no decrece en t cuando la interacción de la educación del jefe con la experiencia es incluida en la ecuación de salario y b_{zt} crece significativamente en t. Sin embargo, variables como el coeficiente de la *dummy* mujer y el salario del jefe de hogar interactuando con la experiencia no resultan significativas.

Dados los resultados anteriores, no parece haber una fuerte evidencia de discriminación estadística contra las mujeres solteras ubicadas en el sector privado, puesto que ciertas variables importantes a la hora de aplicar el test no resultan ser importantes en la determinación del salario por hora.

¹⁵ En el Anexo 13, se incluye además la información sobre el salario del jefe de hogar, como variable z .

Así mismo, las estimaciones para individuos ubicados en el sector público, muestran al igual que para los menores de 30 años, que las mujeres solteras no son discriminadas en términos salariales en el sector público, lo cual se puede apreciar en el Cuadro 4 (columnas 3 y 4), al observar el signo positivo del coeficiente de la *dummy* mujer¹⁶.

Los resultados del test de discriminación estadística aplicados a los diferentes grupos muestran en general, que posiblemente la educación del jefe de hogar es una variable más apropiada como medida de la productividad del individuo que el salario del jefe de hogar, debido a que esta última está influenciada por el ciclo económico y por un efecto de cohortes. De esta forma, se obtendrían mejores resultados si se contara con aproximaciones más precisas de la verdadera productividad de los individuos, como por ejemplo, el salario del hermano mayor, o algún test de habilidades¹⁷, no obstante, las variables *z* utilizadas son la mejor información con la que se cuenta.

CONCLUSIONES

El test de discriminación estadística de Altonji y Pierret (2001) es una metodología apropiada para probar la existencia de discriminación estadística por sexo en el mercado laboral colombiano para los diferentes grupos de análisis; aún contando con las restricciones de información acerca de variables relacionadas con la verdadera productividad de los individuos analizados.

Los resultados obtenidos para los diferentes grupos, es decir, tanto para individuos menores de 30 años, mayores de 20 años casados o en unión libre, como para solteros ubicados en el sector privado o público arrojan importantes avances en el tema de investigación en el contexto del mercado laboral colombiano.

En general, para los tres grupos analizados, los resultados muestran, que las mujeres empleadas en el sector público no son discriminadas estadísticamente. Incluso tanto para

¹⁶ En el Anexo 14, se encuentra también la información sobre el salario del jefe de hogar, como variable *z*.

¹⁷ Los autores Altonji y Pierret, utilizan como una de las variables *z* el test de habilidades AFQT (Armed Forces Qualification Test)

los individuos menores de 30 años como para los mayores de 20 solteros ubicados en el sector público, no hay evidencia de discriminación salarial, ya que la *dummy* mujer es positiva en las estimaciones de las ecuaciones de salario.

En cuanto al sector privado, se puede concluir que no hay evidencia de discriminación estadística contra las mujeres menores de 30 años, debido a que aunque el test se cumple, es decir, se prueba completamente la proposición, los coeficientes de algunas variables relevantes para la aplicación del test no resultan ser significativas.

Por tanto, se puede afirmar que en el mercado laboral colombiano, la hipótesis de Altonji y Pierret (2001), en cuanto a que las mujeres jóvenes con poca historia laboral son más propensas a ser discriminadas estadísticamente, no parece tener mucha importancia.

Para el caso de los individuos casados o que conviven bajo la figura de unión libre, ubicados en el sector privado, se concluye que existe fuerte evidencia de discriminación estadística por sexo en el mercado laboral colombiano. Ello cuando se utiliza la educación del jefe de hogar como variable z , en apoyo a la hipótesis planteada por parte de los autores Tenjo, Rivero y Bernat (2002). Estos autores afirman que la discriminación estadística es más propensa en mujeres casadas, ya que el empleador tiene dudas acerca de su verdadera productividad, debido a que se sabe que éstas por lo general son las encargadas de las labores del hogar, lo cual les impide posiblemente responder al máximo en las actividades del mercado laboral. En los casos en que se analiza el test utilizando el salario del jefe de hogar como variable difícil de observar por parte de las firmas, los resultados muestran que hay cierta evidencia de discriminación estadística, puesto que se prueba la existencia de aprendizaje por parte de las firmas. Sin embargo, el signo del salario del jefe de hogar interactuando con la experiencia es desconcertante, no obstante, como ya se mencionó puede deberse a que dicha variable no es una buena aproximación de la productividad del individuo.

Por último, para los individuos solteros ubicados en el sector privado, no parece haber evidencia de discriminación estadística, debido a que el test se cumple de manera parcial cuando se utiliza la educación y el salario del jefe de hogar como variables fuertemente relacionadas con la productividad del individuo; sin embargo, las variables relevantes para la interpretación del test no son significativas.

Dado lo anterior, las políticas para reducir las diferencias salariales fruto de la discriminación estadística por sexo en Colombia deben estar dirigidas a las mujeres casadas o en unión libre empleadas en el sector privado.

Referente a la discriminación estadística por sexo en Colombia, quedan muchos desafíos, en cuanto a aspectos a investigar. En especial, la creación o consecución de mejores *proxis* de la verdadera productividad del individuo y experiencia del mismo, en la aplicación del test. Además, la corrección de la estimación de ecuaciones de salario por sesgo de selectividad y otro tipo de sesgos, con el fin de examinar la existencia o no de discriminación sobre mejores estimaciones de la ecuación de salarios.

BIBLIOGRAFÍA

- Altonji, Joseph; Blank, Rebecca. 1999. “Race and Gender In The Labor Market”. *En: Handbook of Labor Economics*. Volumen 3. Edited by Ashenfelter and Card, Elsevier Science.
- Altonji, Joseph; Pierret, Charles R. 2001. “Employer Learning and Statistical Discrimination”. *En: Journal of Economics*.
- Becker, Gary S. 1976 “An Economic Analysis of Fertility”. *En: National Bureau of Economic Research*. Columbia University.
- Becker, Gary S. 1971. “The Economics of Discrimination”. *En: The university of Chicago*. Segunda edición.
- Cain, Glen G. 1986. “The Economic Análisis of Labor Market Discrimination: a Survey”. *En: Handbook of Labor Economics*, Volumen 1. Edited by Ashenfelter and Card, North Holland, Amsterdam.
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (Dane). 2003. *Encuesta continua de hogares*. Segundo trimestre.
- Gaviria, Alejandro. 2002. “Los que suben y los que bajan”. Editorial Alfaomega. 51.
- Kennet, Arrow. 1973. “Models of Job Discrimination”. *En: Racial Discrimination in Economic Life, Lexington, Mass.* Edited by A.H Pascal.

- Phelps, Edmund. 1972. “The Statistical Theory of Racism and Sexism”. *American Economic Review*. 62: 4. Septiembre.

- Tenjo, Jaime; Rivero Medina, Rocío; Bernat Díaz, Luisa Fernanda. 2002. “Evolución de las diferencias salariales por sexo en seis países de América Latina”. *Documentos de Economía*. Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas. Pontificia Universidad Javeriana. Bogotá.

- Velásquez Garzón, Clara. 2000. “Análisis empírico de las diferencias salariales entre hombres y mujeres en Colombia”. *En*: Universidad del País Vasco.

ANEXOS

Anexo 1
Medias por sexo
(Desviaciones estándar)
Individuos, hijos del jefe de hogar, empleados en el sector privado

Variable	Hombres	Mujeres
Salario mensual		
Promedio	346559 (334393.4)	387228.5 (264198.6)
Observaciones	2606	2232
(Min – Max)	(0 – 8000000)	(0 - 2500000)
Horas de trabajo semanales		
Promedio	47.61165 (16.30233)	45.80464 (14.22072)
Observaciones	3278	2713
(Min – Max)	(1 – 114)	(2 – 120)
Salario por hora		
Promedio	1805.028 (1833.516)	2093.5 (1618.877)
Observaciones	2606	2231
(Min – Max)	(0 - 31152.65)	(0 - 28037.38)
Antigüedad		
Promedio	2.370985 (3.819434)	2.798516 (3.942505)
Observaciones	3269	2707
(Min – Max)	(0 – 43)	(0 – 32)
Años de educación		
Promedio	9.861026 (3.715673)	11.66519 (3.331993)
Observaciones	3274	2712
(Min – Max)	(0 – 26)	(0 – 21)

Fuente: Cálculos del autor, 2004.

Anexo 2
Medias por sexo
(Desviaciones estándar)
Individuos, hijos del jefe de hogar, empleados en el sector público

Variable	Hombres	Mujeres
Salario mensual		
Promedio	1014568 (2485248)	916056.4 (567619.1)
Observaciones	145	163
(Min – Max)	(47000 - 3.00e+07)	(150000 - 6000000)
Horas de trabajo semanales		
Promedio	52.84264 (17.12233)	43.33878 (8.773302)
Observaciones	197	245
(Min – Max)	(24 – 112)	(24 – 96)
Salario por hora		
Promedio	5165.027 (14541.69)	5161.696 (3081.392)
Observaciones	145	163
(Min – Max)	(178.0151 – 175233.6)	(876.1682- 29205.61)
Antigüedad		
Promedio	5.929983 (5.710847)	9.421409 (7.985828)
Observaciones	194	246
(Min – Max)	(0 – 30)	(.0833333 – 34)
Años de educación		
Promedio	13.31472 (3.231294)	14.85366 (2.930997)
Observaciones	197	246
(Min – Max)	(2 – 22)	(5 – 23)

Fuente: Cálculos del autor, 2004.

Anexo 3
Medias por sexo
(Desviaciones estándar)
Individuos, hijos del jefe de hogar, de treinta años o menos, empleados en el sector privado

Variable	Hombres	Mujeres
Salario mensual		
Promedio	318123.4 (285522.8)	369767.6 (255341)
Observaciones	2084	1591
(Min – Max)	(0 – 8000000)	(0 - 1591)
Horas de trabajo semanales		
Promedio	46.94298 (16.79165)	45.23349 (14.92651)
Observaciones	2543	1893
(Min – Max)	(1 – 114)	(1 – 120)
Salario por hora		
Promedio	1681.144 (1599.911)	2032.005 (1631.079)
Observaciones	2084	1590
(Min – Max)	(0 - 31152.65)	(0 - 28037.38)
Antigüedad		
Promedio	1.623293 (2.167726)	1.730257 (2.013622)
Observaciones	2538	1891
(Min – Max)	(0 – 17.5)	(0 – 15)
Años de educación		
Promedio	9.858773 (3.518227)	11.83404 (3.051115)
Observaciones	2542	1892
(Min – Max)	(0 – 22)	(0 – 21)

Fuente: Cálculos del autor, 2004.

Anexo 4
Medias por sexo
(Desviaciones estándar)
Individuos, hijos del jefe de hogar, de treinta años o menos, empleados en el sector público

Variable	Hombres	Mujeres
Salario mensual		
Promedio	678182.8 (501931.1)	798930 (367713.1)
Observaciones	83	50
(Min – Max)	(47000 - 2500000)	(340000 - 1900000)
Horas de trabajo semanales		
Promedio	58.15534 (17.93767)	45.47143 (10.89172)
Observaciones	103	70
(Min – Max)	(30 – 150)	(24 – 96)
Salario por hora		
Promedio	3057.795 (2589.029)	4260.825 (2081.215)
Observaciones	83	50
(Min – Max)	(178.0151 - 15576.32)	(1518.692 - 9345.794)
Antigüedad		
Promedio	2.767799 (2.566534)	3.069249 (2.693024)
Observaciones	103	71
(Min – Max)	(0 – 11)	(0.0833333 – 12)
Años de educación		
Promedio	12.3301 (12.3301)	14.6338 (2.243972)
Observaciones	103	71
(Min – Max)	(2 – 20)	(8 – 18)

Fuente: Cálculos del autor, 2004.

Anexo 5
Medias por sexo
(Desviaciones estándar)
Individuos, hijos del jefe de hogar, de veinte años o más, casado o unión libre,
empleados en el sector privado

Variable	Hombre	Mujeres
Salario mensual		
Promedio	627742.6 (714182.1)	551984.1 (575667.9)
Observaciones	6012	3227
(Min – Max)	(0 - 1.30e+07)	(0 - 9000000)
Horas de trabajo semanales		
Promedio	53.58191 (16.9143)	41.59517 (18.69721)
Observaciones	11531	6457
(Min – Max)	(1 – 120)	(1 – 120)
Salario por hora		
Promedio	3006.007 (3805.365)	3093.787 (3483.461)
Observaciones	6004	3227
(Min – Max)	(0 - 6747.66)	(0 - 77881.62)
Antigüedad		
Promedio	8.787026 (9.993932)	6.67587 (8.041298)
Observaciones	11501	6447
(Min – Max)	(0 – 62)	(0 – 66)
Años de educación		
Promedio	9.343325 (4.718584)	10.20186 (4.498133)
Observaciones	11476	6440
(Min – Max)	(0 – 26)	(0 – 26)

Fuente: Cálculos del autor, 2004.7

Anexo 6
Medias por sexo
(Desviaciones estándar)
Individuos, hijos del jefe de hogar, de veinte años o más, casado o unión libre,
empleados en el sector público

Variable	Hombres	Mujeres
Salario mensual		
Promedio	794966.1 (848107.3)	652732.3 (646855.4)
Observaciones	3810	2321
(Min – Max)	(0 - 1.30e+07)	(0 - 9000000)
Horas de trabajo semanales		
Promedio	52.88454 (17.43652)	40.32578 (18.96166)
Observaciones	8973	7450
(Min – Max)	(1 – 120)	(1 – 120)
Salario por hora		
Promedio	3906.971 (4647.741)	3734.694 (3941.266)
Observaciones	3804	3321
(Min – Max)	(0 - 81542.05)	(0 - 77881.62)
<u>Antigüedad</u>		
Promedio	10.46094 (10.54073)	7.527722 (8.48188)
Observaciones	8948	5459
(Min – Max)	(0 – 62)	(0 – 66)
Años de educación		
Promedio	9.874427 (4.899071)	10.4631 (4.651319)
Observaciones	8943	5461
(Min – Max)	(0 – 26)	(0 – 26)

Fuente: Cálculos del autor, 2004.

Anexo 7
Medias por sexo
(Desviaciones estándar)
Individuos, hijos del jefe de hogar, de veinte años o más, solteros, empleados en el sector privado

Variable	Hombres	Mujeres
Salario mensual		
Promedio	392089.3 (381084.9)	443927.4 (414418.7)
Observaciones	2587	2263
(Min – Max)	(0 - 8000000)	(0 – 1.00e07)
Horas de trabajo semanales		
Promedio	48.98022 (15.56523)	46.5639 (14.1412)
Observaciones	3286	2752
(Min – Max)	(2 – 120)	(1– 120)
Salario por hora		
Promedio	1991.6 (2006.688)	2348.753 (2227.026)
Observaciones	2587	2262
(Min – Max)	(0 – 31152.65)	(0 – 48676.01)
Antigüedad		
Promedio	2.685643 (4.38835)	3.137979 (4.54815)
Observaciones	3276	2748
(Min – Max)	(0 – 49)	(0 – 56)
Años de educación		
Promedio	10.24335 (3.976625)	11.81275 (3.48935)
Observaciones	3271	2745
(Min – Max)	(0 – 26)	(0 – 26)

Fuente: Cálculos del autor, 2004.

Anexo 8
Medias por sexo
(Desviaciones estándar)
Individuos, hijos del jefe de hogar, de veinte años o más, solteros, empleados en el sector público

Variable	Hombres	Mujeres
Salario mensual		
Promedio	1087935 (2174698)	1028301 (857678.5)
Observaciones	197	236
(Min – Max)	(150000 – 3.00e07)	(250000 – 1.05e07)
Horas de trabajo semanales		
Promedio	53.87059 (18.50268)	43.09236 (8.404761)
Observaciones	255	314
(Min – Max)	(12 – 112)	(12 - 96)
Salario por hora		
Promedio	5406.34 (12687.47)	5928.536 (6813.018)
Observaciones	197	236
(Min – Max)	(458.9453 – 175233.6)	(1216.9 – 97850.47)
Antigüedad		
Promedio	6.287667 (7.066073)	11.91826 (9.573329)
Observaciones	250	313
(Min – Max)	(0 – 34)	(0– 37)
Años de educación		
Promedio	13.51373 (3.460521)	14.92063 (3.193852)
Observaciones	255	315
(Min – Max)	(0 – 26)	(3 – 23)

Fuente: Cálculos del autor, 2004.

Anexo 9
Efectos de la educación y el salario del jefe de hogar
Medida de experiencia: antigüedad
Variable dependiente Ln salario por hora; estimación por MCO
(Errores estándar)
Individuos de treinta años o menos, empleados en el sector privado

Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)
Mujer	-0.00348 (0.02532)	-0.00206 (0.02533)	-0.00892 (0.02536)	-0.00506 (0.02529)
Educación	0.09404 (0.00321)	0.09392 (0.00322)	0.10399 (0.00295)	0.10590 (0.00296)
Antigüedad	0.03583 (0.00587)	0.02627 (0.00886)	0.03268 (0.00584)	0.03150 (0.00583)
Educación del jefe	0.02280 (0.00249)	0.02015 (0.0019)		
Salario del jefe			1.47e-07 (2.19e-08)	-3.60e-08 (4.38e-08)
Mujer x experiencia/10	0.10903 (0.09392)	0.10567 (0.09394)	0.08957 (0.09330)	0.07541 (0.09306)
Educación del jefe x experiencia/10		0.01714 (0.01188)		
Salario del jefe x experiencia/10				3.68e-07 (7.62e-08)
Número de observaciones	3644	3644	3661	3661
R2 ajustado	0.3104	0.3106	0.3023	0.3065

Fuente: Cálculos del autor, 2004.

Anexo 10
Efectos de la educación y el salario del jefe de hogar
Medida de experiencia: antigüedad
Variable dependiente Ln salario por hora; estimación por MCO
(Errores estándar)
Individuos de treinta años o menos, empleados en el sector público

Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)
Mujer	0.70692 (0.18128)	0.70611 (0.18176)	0.68649 (0.18063)	0.69631 (0.18184)
Educación	0.13094 (0.02297)	0.13212 (0.02312)	0.13333 (0.02097)	0.13332 (0.02102)
Antigüedad	0.11012 (0.02751)	0.08960 (0.04472)	0.10556 (0.02735)	0.10335 (0.02767)
Educación del jefe	0.00970 (0.01286)	0.00182 (0.01869)		
Salario del jefe			1.32e-07 (1.23e-07)	-1.22e-08 (2.73e-07)
Mujer x experiencia/10	-1.50812 (0.44167)	-1.47814 (0.44581)	-1.47997 (0.43714)	-1.49818 (0.43933)
Educación del jefe x experiencia/10		0.02848 (0.04888)		
Salario del jefe x experiencia/10				3.30e-07 (5.56e-07)
Número de observaciones	132	132	133	133
R2 ajustado	0.4073	0.4041	0.4040	0.4010

Fuente: Cálculos del autor, 2004.

Anexo 11
Efectos de la educación y el salario del jefe de hogar
Medida de experiencia: antigüedad
Variable Dependiente Ln salario por hora; Estimación por MCO
(Errores estándar)
Individuos hijos del jefe de hogar, de veinte años o más, casados o unión libre
empleados en el sector privado

Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)
Mujer	-0.16113 (0.01571)	-0.15827 (0.01575)	-0.09668 (0.01444)	-0.08814 (0.01444)
Educación	0.07387 (0.00227)	0.07344 (0.00227)	0.07933 (0.00135)	0.07876 (0.00134)
Antigüedad	0.02332 (0.00108)	0.01928 (0.00200)	0.01732 (0.00100)	0.02148 (0.00114)
Educación del jefe	0.03275 (0.00213)	0.03067 (0.00200)		
Salario del jefe			3.83e-07 (8.70e-09)	4.38e-07 (1.14e-08)
Mujer x experiencia/10	0.05840 (0.02005)	0.05190 (0.0202)	0.11220 (0.01837)	0.09968 (0.01839)
Educación del jefe x experiencia/10		0.00439 (0.00183)		
Salario del jefe x experiencia/10				-6.08e-08 (8.13e-09)
Número de observaciones	8561	8561	8577	8577
R2 ajustado	0.4568	0.4571	0.5447	0.5476

Fuente: Cálculos del autor, 2004.

Anexo 12
Efectos de la educación y el salario del jefe de hogar
Medida de experiencia: antigüedad
Variable dependiente Ln salario por hora; estimación por MCO
(Errores estándar)
Individuos hijos del jefe de hogar, de veinte años o más, casados o unión libre
empleados en el sector público

Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)
Mujer	-0.17129 (0.01887)	-0.17115 (0.01887)	-0.11897 (0.01754)	-0.10047 (0.01763)
Educación	0.08277 (0.00261)	0.08291 (0.00262)	0.08399 (0.00165)	0.08329 (0.00164)
Antigüedad	0.02787 (0.00119)	0.02976 (0.00232)	0.02030 (0.00113)	0.02667 (0.00141)
Educación del jefe	0.02667 (0.00247)	0.02776 (0.00272)		
Salario del jefe			3.95e-07 (1.24e-08)	4.78e-07 (1.63e-08)
Mujer x experiencia/10	0.06420 (0.01829)	0.06356 (0.0183)	0.13538 (0.01713)	0.10553 (0.01751)
Educación del jefe x experiencia/10		-0.00166 (0.00175)		
Salario del jefe x experiencia/10				-7.70e-08 (1.04e-08)
Número de observaciones	5408	5408	5419	5419
R2 ajustado	0.5973	0.5973	0.6532	0.6566

Fuente: Cálculos del autor, 2004.

Anexo 13
Efectos de la educación y el salario del jefe de hogar
Medida de experiencia: antigüedad
Variable dependiente Ln salario por hora; estimación por MCO
(Errores estándar)

Individuos hijos del jefe de hogar, de veinte años o más, solteros y empleados en el sector privado

Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)
Mujer	-0.03212 (0.01926)	-0.03272 (0.01926)	-0.35129 (0.18892)	-0.34025 (0.01891)
Educación	0.08755 (0.00244)	0.08774 (0.00244)	0.09460 (0.00213)	0.09455 (0.00213)
Antigüedad	0.13640 (0.00266)	0.01790 (0.00386)	0.01288 (0.02598)	0.01222 (0.00265)
Educación del jefe	0.02269 (0.00193)	0.02428 (0.00219)		
Salario del jefe			2.74e-07 (1.56e-08)	2.60e-07 (1.94e-08)
Mujer x experiencia/10	0.17935 (0.03674)	0.17760 (0.03675)	0.15671 (0.03594)	0.15249 (0.03611)
Educación del jefe x experiencia/10		-0.00552 (0.00361)		
Salario del jefe x experiencia/10				3.55e-08 (3.00e-08)
Número de observaciones	4294	4294	4300	4300
R2 ajustado	0.4469	0.4473	0.5549	0.5574

Fuente: Cálculos del autor, 2004.

Anexo 14
Efectos de la educación y el salario del jefe de hogar
Medida de experiencia: antigüedad
Variable dependiente Ln salario por hora; estimación por MCO
(Errores estándar)

Individuos hijos del jefe de hogar, de veinte años o más, solteros y empleados en el sector público

Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)
Mujer	0.19868 (0.07865)	0.17387 (0.07814)	0.18449 (0.07496)	0.17411 (0.07419)
Educación	0.09635 (0.00910)	0.09879 (0.00903)	0.10182 (0.00782)	0.10430 (0.00777)
Antigüedad	0.01797 (0.00533)	0.03773 (0.00802)	0.01559 (0.00511)	0.02442 (0.00573)
Educación del jefe	0.02295 (0.00565)	0.03927 (0.00749)		
Salario del jefe			2.36e-07 (3.14e-08)	3.52e-07 (4.71e-08)
Mujer x experiencia/10	-0.10999 (0.06451)	-0.09973 (0.06387)	-0.09007 (0.06163)	-0.09698 (0.06098)
Educación del jefe x experiencia/10		-0.01726 (0.00528)		
Salario del jefe x experiencia/10				-1.29e-07 (3.94e-08)
Número de observaciones	1141	1141	1142	1142
R2 ajustado	0.4833	0.4865	0.5857	0.5860

Fuente: Cálculos del autor, 2004.

ANEXO 15

CONTRASTE DE MEDIAS CON VARIANZAS CONOCIDAS

El test de discriminación estadística planteado en este trabajo consiste en verificar si la proposición del Capítulo 4 (página 27) se cumple. Es decir, si el coeficiente de las variables relacionadas con el sexo decrece con la adquisición de experiencia (b_{st}) y el coeficiente de las variables relacionadas con la productividad crecen con la experiencia (b_{zt}), en la determinación del salario. Sin embargo, es importante determinar si tanto el aumento de b_{zt} como la caída de b_{st} son significativos, a la hora de determinar la existencia o no de discriminación estadística.

Para ello se realiza una prueba de contraste unilateral (de una cola) de medias con varianzas conocidas, con el objetivo de contrastar la hipótesis de que dos poblaciones difieren de una cantidad¹⁸.

- a. Contraste de medias para verificar la significancia estadística de la caída de b_{st} con la experiencia

El estadístico de contraste utilizado es¹⁹

$$\text{Ho cierta} \Rightarrow \begin{cases} \bar{X}_1 \sim N\left(\mu_1, \frac{\sigma_1^2}{n_1}\right) \\ \bar{X}_2 \sim N\left(\mu_2, \frac{\sigma_1^2}{n_2}\right) \end{cases}$$

$$\Rightarrow \bar{X}_2 - \bar{X}_1 \sim N\left(\Delta, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}\right)$$

¹⁸ El test de contraste de medias con varianzas conocidas es tomado de la versión electrónica del Manual de bioestadística: métodos y aplicaciones. Universidad de Málaga. 1999.

<http://ftp.medprev.uma.es/libro/node122.htm>

¹⁹ El estadístico a utilizar para este tipo de pruebas debe ser el t de *student*, sin embargo, dado que se tiene un número suficientemente grande de observaciones, dicho estadístico se aproxima a una distribución normal, Z.

$$\Leftrightarrow Z = \frac{(\bar{X}_2 - \bar{X}_1) - \Delta}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0,1)$$

Se define la hipótesis nula como

$$H_0 : \Delta \geq 0$$

$$H_1 : \Delta < 0$$

Donde $\bar{X}_1 = b_{st} = b_{s0} + b_{s1} * t$ corresponde a los coeficientes estimados de las variables relacionadas con el sexo de la primera regresión y $\bar{X}_2 = b_{st} = b_{s0} + b_{s1} * t$, los coeficientes estimados de las variables relacionadas con el sexo de la segunda regresión, cuando es incluida al modelo la variable z analizada interactuando con la experiencia; es decir, la educación del jefe del hogar por t/10 o el salario del jefe de hogar por t/10. Para que la proposición se cumpla \bar{X}_2 debe ser menor que \bar{X}_1 y dicha caída debe ser significativa.

Sea σ^2 , la varianza de \bar{X}_i , la cual se halla a partir de la siguiente ecuación

$$\sigma^2 = \text{varianza}(b_{s0}) + \text{varianza de}(b_{s1}) + 2\text{Cov}(b_{s0}, b_{s1})$$

Donde, b_{s0} = es el coeficiente de la *dummy* mujer y b_{s1} = coeficiente de mujer por t/10. Cuyos valores se obtuvieron a partir de la matriz de varianzas y covarianzas de las respectivas regresiones.

Así mismo, $\Delta = 0$, debido a que la hipótesis nula afirma los parámetros de la población $X_2 - X_1 \geq 0$, lo cual implica que dichas muestras corresponden a una misma población, luego no hay diferencias significativas en éstas.

Por último n es igual al número de observaciones de la muestra.

Se define

$$Z_{teo} = z_{\alpha} = z_{1-\alpha} \rightarrow \begin{cases} \text{si } Z_{exp} \geq Z_{teo} \Rightarrow \text{no se rechaza } H_0; \\ \text{si } Z_{exp} < Z_{teo} \Rightarrow \text{se rechaza } H_0 \text{ y se acepta } H_1. \end{cases}$$

En este caso, $-Z_{1-\alpha}$ donde $\alpha = 5\%$ es igual a -1.645 , valor tomado de la tabla de la distribución normal.

- b. Contraste de medias para verificar la significancia estadística del aumento de b_{zt} con la experiencia

Se define la hipótesis nula como

$$H_0 : \Delta \leq 0$$

$$H_1 : \Delta > 0$$

El estadístico de contraste utilizado es igual al anterior, donde

$$\text{Sea } \bar{X}_1 = b_{zt} = b_{z0} \text{ y } \bar{X}_2 = b_{zt} = b_{z0} + b_{z1} * t$$

Sea σ^2 , la varianza de \bar{X}_i , la cual se halla a partir de la siguiente ecuación

$$\sigma^2 = \text{varianza } (b_{z0}) + \text{varianza de } (b_{z1}) + 2\text{Cov}(b_{z0}, b_{z1})$$

Donde, b_{z0} es el coeficiente de los años de educación del jefe del hogar o salario del jefe del hogar. Estos datos también se obtuvieron de la matriz de varianzas y covarianzas de las respectivas regresiones.

$$Z_{teo} = z_{\alpha} = z_{1-\alpha} \rightarrow \begin{cases} \text{si } Z_{exp} \leq Z_{teo} \Rightarrow \text{no se rechaza } H_0; \\ \text{si } Z_{exp} > Z_{teo} \Rightarrow \text{se rechaza } H_0 \text{ y se acepta } H_1. \end{cases}$$

En este caso, $Z_{1-\alpha}$ donde $\alpha = 5\%$ es igual a 1.645

A continuación se presentan los resultados de la aplicación de la prueba

1. Individuos menores de 30 años, empleados en el sector privado

Variable Z = educación del jefe del hogar

	Coficiente mujer (b_{s0})	Coficiente mujer x t/10 (b_{s1})	b_{st}	Varianza b_{st}	n	Zexp	Zteo	Ho
X1	-0,00348	0,10903	0,10555	0,006559	3644	-1,022485365	-1,645	No se Rechaza
X2	-0,00206	0,10567	0,10361	0,006559				
Dif			-0,00194					

	Coficiente edujefe (b_{z0})	Edujefe x t/10 (b_{z1})	b_{zt}	Varianza b_{zt}	n	Zexp	Zteo	Ho
X1	0,0228		0,0228	6,20E-06	3644	82,35747437	1,645	Se Rechaza
X2	0,02015	0,01714	0,03729	0,000107				
Dif			0,01449					

Variable Z = salario del jefe del hogar

	Coficiente mujer (b_{s0})	Coficiente mujer x t/10 (b_{s1})	b_{st}	Varianza b_{st}	n	Zexp	Zteo	Ho
X1	-0,00892	0,08957	0,08065	0,006457	3644	-5,47901133	-1,645	Se Rechaza
X2	-0,00506	0,07541	0,07035	0,006421	3644			
Dif			-0,0103					

	Coficiente Wjefe (b_{z0})	Coficiente Wjefe x t/10 (b_{z1})	b_{zt}	Varianza b_{zt}	n	Zexp	Zteo	Ho
X1	1,47E-07		1,47E-07	4,80E-16	3661	228,9140421	1,645	Se Rechaza
X2	-3,60E-08	3,68E-07	3,32E-07	1,90E-15	3661			
Dif			1,85E-07					

Fuente: Cálculos del autor, 2004.

Individuos mayores de 20 años, casados o en unión libre empleados en le sector privado

Variable Z, educación del jefe del hogar

	Coeficiente mujer (b_{s0})	Coeficiente mujer x t/10 (b_{s1})	b_{st}	Varianza b_{st}	n	Zexp	Zteo	Ho
X1	-0,16113	0,0584	-0,10273	0,016217	8561	-1,868306144	-1,645	Se Rechaza
X2	-0,15827	0,0519	-0,10637	0,016279	8561			
Dif			-0,00364					

	Coeficiente edujefe (b_{z0})	Edujefe x t/10 (b_{z1})	b_{zt}	Varianza b_{zt}	n	Zexp	Zteo	Ho
X1	0,03275		0,03275	4,50E-06	8561	44,09619984	1,645	Se Rechaza
X2	0,03067	0,00439	0,03506	5,50E-06	8561			
Dif			0,00231					

Variable Z, salario del jefe del hogar

	Coeficiente mujer (b_{s0})	Coeficiente mujer x t/10 (b_{s1})	b_{st}	Varianza b_{st}	n	Zexp	Zteo	Ho
X1	-0,09668	0,1122	0,01552	0,00021	8577	-17,90061075	-1,645	Se Rechaza
X2	-0,08814	0,09968	0,01154	0,000214	8577			
Dif			-0,00398					

Fuente: Cálculos del autor, 2004.

2. Individuos mayores de 20 años, casados o en unión libre empleados en le sector público

Variable Z, educación del jefe del hogar

	Coeficiente mujer (b_{s0})	Coeficiente mujer x t/10 (b_{s1})	b_{st}	Varianza b_{st}	n	Zexp	Zteo	Ho
X1	-0,17129	0,0642	-0,10709	0,000259	5408	-1,615561392	-1,645	No se Rechaza
X2	-0,17115	0,06356	-0,10759	0,000259	5408			
Dif			-0,0005					

Variable Z, salario del jefe del hogar

	Coeficiente mujer (b_{s0})	Coeficiente mujer x t/10 (b_{s1})	b_{st}	Varianza b_{st}	n	Zexp	Zteo	Ho
X1	-0,11897	0,13538	0,01641	0,00024	5419	-38,13597185	-1,645	Se Rechaza
X2	-0,10047	0,10553	0,00506	0,00024	5419			
Dif			-0,01135					

	Coeficiente Wjefe (b_{z0})	Coeficiente Wjefe x t/10 (b_{z1})	b_{zt}	Varianza b_{zt}	n	Zexp	Zteo	Ho
X1	3,95E-07		3,95E-07	1,50E-16	5419	25,50058823	1,645	Se Rechaza
X2	4,78E-07	-7,70E-08	4,0E-07	1,50E-16	5419			
Dif			6,0E-09					

Fuente: Cálculos del autor, 2004.

3. Individuos mayores de 20 años, solteros empleados en el sector privado

Variable Z, educación del jefe del hogar

	Coeficiente mujer (b_{s0})	Coeficiente mujer x t/10 (b_{s1})	b_{st}	Varianza b_{st}	n	Zexp	Zteo	Ho
X1	-0,03212	0,17935	0,14723	0,000961	4294	-3,50980926	-1,645	Se Rechaza
X2	-0,03272	0,17760	0,14488	0,000964	4294			
Dif			-0,00235					

Variable Z, salario del jefe del hogar

	Coeficiente Wjefe (b_{z0})	Coeficiente Wjefe x t/10 (b_{z1})	b_{zt}	Varianza b_{zt}	n	Zexp	Zteo	Ho
X1	2,74E-07		2,74E-07	2,40E-16	4300	49,23407258	1,645	Se Rechaza
X2	2,60E-07	3,55E-08	2,96E-07	5,80E-16	4300			
Dif			2,15E-08					

Fuente: Cálculos del autor, 2004.