



Universidad de Alcalá

FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS Y EMPRESARIALES DEPARTAMENTO DE
FUNDAMENTOS DE ECONOMÍA E HISTORIA ECONÓMICA

Desigualdades en el Mercado de Trabajo: Discriminación,
Segregación Ocupacional y Polarización. Un análisis para Colombia
de 2000 a 2006

Autora: Doña Luisa Fernanda Bernat Díaz

Director: Dr. D. José Javier Núñez Velázquez

Alcalá de Henares, 2009

A mi querida madre, Cecilia, quien me lo dio todo
y a Dios, por encomendarle que guiara mi camino.

TABLA DE CONTENIDO

| | |
|--|-----|
| AGRADECIMIENTOS..... | 9 |
| INTRODUCTION..... | 13 |
| INTRODUCCIÓN | 18 |
| 1. DIFERENCIAS SALARIALES POR GÉNERO EN COLOMBIA: PROBLEMAS METODOLÓGICOS Y PREGUNTAS SIN RESOLVER..... | 23 |
| 2..... | 24 |
| 1.1 Introducción..... | 24 |
| 1.2 Teorías económicas sobre diferencias salariales y discriminación..... | 25 |
| 1.3 Evidencia Tradicional..... | 28 |
| 1.4 Relaciones entre segregación y diferencias salariales..... | 32 |
| 1.5 La Evidencia de la Segregación en el Mercado de trabajo..... | 33 |
| 1.6 Metodología..... | 39 |
| 1.7 La selección de los grupos ocupacionales..... | 42 |
| 1.8 Problemas Econométricos..... | 47 |
| 1.9 Resultados de las Estimaciones y de la Descomposición de Flückiger y Silber 48 | |
| 1.10 Conclusiones..... | 55 |
| 1.11 Anexos..... | 57 |
| 2 ENFOQUE DISTRIBUTIVO DE LAS DIFERENCIAS SALARIALES POR GÉNERO... 64 | |
| 2.1 Introducción..... | 65 |
| 2.2. Aproximaciones al enfoque distributivo de las diferencias salariales entre hombres y mujeres..... | 66 |
| 2.3. Consideraciones técnicas y problemas del análisis de curvas de discriminación..... | 74 |
| 2.4. Resultados para Colombia, Cálculos 13 ciudades..... | 80 |
| 2.5. Conclusiones..... | 108 |
| 2.6. Anexos..... | 109 |
| 3. UNA VISION DE LA SEGREGACION OCUPACIONAL POR GÉNERO A TRAVÉS DE INDICADORES SINTETICOS..... | 114 |
| 3.1 Introducción..... | 115 |
| 3.2. Definición y propiedades deseables de una medida de segregación..... | 117 |

| | | |
|--------|--|------------|
| 3.3. | Índices Propuestos..... | 124 |
| 3.4. | Construcción de un indicador sintético de segregación..... | 131 |
| 3.5. | Selección de los índices de segregación | 133 |
| 3.6. | Construcción de indicadores sintéticos mediante el Análisis de Componentes Principales..... | 137 |
| 3.7. | Conclusiones | 143 |
| 4. | POLARIZACIÓN DEL INGRESO PERSONAL Y POR GÉNERO..... | 145 |
| 4.1 | Introducción | 146 |
| 4.2. | De la “desaparición de la clase media” a las ideas para medir polarización de ingresos como un concepto separado de la desigualdad. | 147 |
| 4.3. | Definición del concepto de polarización y medidas propuestas | 149 |
| 4.3.1. | Medida de wolfson (1994) | 149 |
| 4.3.2. | Medida de Esteban y Ray (1994)..... | 153 |
| 4.3.3. | Medida de Esteban, Gradin y Ray (1999)..... | 165 |
| 4.3.4. | Comparación y algunos comentarios sobre las medidas propuestas para medir polarización..... | 167 |
| 4.3.5. | Medida de Duclos, Esteban y Ray (2003) | 168 |
| 4.4. | Evidencia internacional de la polarización..... | 170 |
| 4.5. | Evidencia de polarización del ingreso personal para las 13 áreas metropolitanas de colombia, 2000-2006..... | 171 |
| 4.6. | Conclusiones | 190 |
| 4.7. | Anexos..... | 191 |
| 5. | CONCLUSIONES GENERALES Y LINEAS ABIERTAS DE INVESTIGACION | 204 |
| 7. | GENERAL CONCLUSIONS AND OPEN LINES OF INVESTIGATION | 207 |
| 8. | BIBLIOGRAFIA | 210 |

ÍNDICE DE TABLAS

| | |
|--|-----|
| TABLA 1: DESCOMPOSICIÓN DE OAXACA, 2000-2006 | 30 |
| TABLA 2: CRITERIOS PARA LA CLASIFICACIÓN DE OCUPACIONES..... | 44 |
| TABLA 3 : DISTRIBUCIÓN DE PERSONAS POR TIPO DE OCUPACIÓN Y SEXO EN LA CLASIFICACIÓN <i>EXTREMA</i> | 45 |
| TABLA 4: DISTRIBUCIÓN DE PERSONAS POR TIPO DE OCUPACIÓN Y SEXO EN LA CLASIFICACIÓN <i>COMÚN</i> .. | 45 |
| TABLA 5: DISTRIBUCIÓN DE PERSONAS POR TIPO DE OCUPACIÓN Y SEXO EN LA CLASIFICACIÓN EXCLUYENTE | 46 |
| TABLA 6: DESCOMPOSICIÓN DE FLÜCKIGER Y SILBER, CALI, PRIMER TRIMESTRE DE 2006 | 52 |
| TABLA 7: OCUPACIONES RE CATEGORIZADAS AL CAMBIAR LA CLASIFICACIÓN <i>EXTREMA</i> POR LA CLASIFICACIÓN <i>COMÚN</i> | 54 |
| TABLA 8: PROMEDIOS DE EDUCACIÓN Y DE EXPERIENCIA DE LOS GRUPOS RE CATEGORIZADOS AL PASAR DE LA CLASIFICACIÓN <i>EXTREMA</i> A LA CLASIFICACIÓN <i>COMÚN</i> | 55 |
| TABLA 9: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN ABSOLUTA, TOTAL 13 CIUDADES..... | 82 |
| TABLA 10: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN RELATIVA, TOTAL 13 CIUDADES. | 85 |
| TABLA 11: ÍNDICE DE DESIGUALDAD DE GINI DE LAS DIFERENCIAS SALARIALES INDIVIDUALES, TOTAL 13 CIUDADES, 2000-2006..... | 86 |
| TABLA 12: DISCRIMINACIÓN PER CÁPITA HORA EN PESOS POR AÑO Y NIVEL EDUCATIVO..... | 89 |
| TABLA 13: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN ABSOLUTO, 13 CIUDADES, POR NIVEL EDUCATIVO AÑO 2000 | 90 |
| TABLA 14: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN ABSOLUTO, 13 CIUDADES, POR NIVEL EDUCATIVO AÑO 2003 | 90 |
| TABLA 15: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN ABSOLUTO, 13 CIUDADES, POR NIVEL EDUCATIVO AÑO 2006 | 90 |
| TABLA 16: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN RELATIVO, TOTAL 13 CIUDADES POR NIVEL EDUCATIVO, AÑO 2000 | 91 |
| TABLA 17: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN RELATIVO, TOTAL 13 CIUDADES POR NIVEL EDUCATIVO, AÑO 2003 | 91 |
| TABLA 18: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN RELATIVO, TOTAL 13 CIUDADES POR NIVEL EDUCATIVO, AÑO 2006 | 92 |
| TABLA 19: ÍNDICE DE GINI DEL VECTOR DE DIFERENCIAS SALARIALES, POR NIVEL EDUCATIVO, 13 PRINCIPALES CIUDADES. AÑO 2000..... | 92 |
| TABLA 20: ÍNDICE DE GINI DEL VECTOR DE DIFERENCIAS SALARIALES, POR NIVEL EDUCATIVO, 13 PRINCIPALES CIUDADES. AÑO 2003..... | 93 |
| TABLA 21: ÍNDICE DE GINI DEL VECTOR DE DIFERENCIAS SALARIALES, POR NIVEL EDUCATIVO, 13 PRINCIPALES CIUDADES. AÑO 2006..... | 93 |
| TABLA 22: DISCRIMINACIÓN ABSOLUTA PROMEDIO POR AÑO Y RANGOS DE EXPERIENCIA, A PESOS DE 2007. | 94 |
| TABLA 23: PROMEDIO DE DÉFICITS RELATIVOS DE LAS MUJERES POR AÑOS DE EXPERIENCIA, TOTAL 13 CIUDADES | 95 |
| TABLA 24: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN ABSOLUTO POR RANGOS DE EXPERIENCIA, TOTAL 13 CIUDADES..... | 98 |
| TABLA 25: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN RELATIVO POR RANGOS DE EXPERIENCIA, TOTAL 13 CIUDADES..... | 99 |
| TABLA 26: ÍNDICE DE GINI POR RANGOS DE EXPERIENCIA, TOTAL 13 CIUDADES | 100 |
| TABLA 27: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN ABSOLUTA POR RAMAS DE ACTIVIDAD | 102 |
| TABLA 28: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN RELATIVA POR RAMAS DE ACTIVIDAD | 103 |
| TABLA 29: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN ABSOLUTA POR CATEGORÍAS OCUPACIONALES | 104 |
| TABLA 30: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN RELATIVA POR CATEGORÍAS OCUPACIONALES | 105 |
| TABLA 31: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN ABSOLUTO POR CIUDADES. | 106 |

| | |
|---|-----|
| TABLA 32: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN RELATIVA POR CIUDADES..... | 107 |
| TABLA 33: PROMEDIO DE DÉFICITS RELATIVOS DE LAS MUJERES POR EXPERIENCIA Y NIVEL EDUCATIVO, AÑO 2000..... | 111 |
| TABLA 34: PROMEDIO DE DÉFICITS RELATIVOS DE LAS MUJERES POR EXPERIENCIA Y NIVEL EDUCATIVO, AÑO 2003..... | 112 |
| TABLA 35: PROMEDIO DE DÉFICITS RELATIVOS DE LAS MUJERES POR EXPERIENCIA Y NIVEL EDUCATIVO, AÑO 2006..... | 113 |
| TABLA 36: ÍNDICES DE SEGREGACIÓN FORMULACIÓN Y PROPIEDADES..... | 128 |
| TABLA 37: INDICADORES DE SEGREGACIÓN SELECCIONADOS, 13 ÁREAS METROPOLITANAS 2000-2006. | 135 |
| TABLA 38: VARIANZA EXPLICADA POR LA PRIMERA COMPONENTE CON SEIS INDICADORES DE SEGREGACIÓN, AÑOS 2000-2006..... | 137 |
| TABLA 39: PRIMERA Y SEGUNDA COMPONENTES, ANÁLISIS CON SEIS INDICADORES, AÑOS 2000-2006.. | 138 |
| TABLA 40: PONDERACIONES DE LOS ÍNDICES, AÑOS 2000-2006 | 138 |
| TABLA 41: VARIANZA EXPLICADA POR LA PRIMERA COMPONENTE CON CUATRO INDICADORES DE SEGREGACIÓN TRADICIONALES, AÑOS 2000-2006 | 139 |
| TABLA 42: PONDERACIONES DE LOS ÍNDICES CON LA BATERÍA DE INDICADORES REDUCIDA, AÑOS 2000-2006..... | 140 |
| TABLA 43: PRUEBA M DE BOX PARA ESTABILIDAD EN LAS MATRICES DE CORRELACIÓN DE SEIS INDICADORES PARA EL PERIODO 2000-2006..... | 140 |
| TABLA 44: PRUEBA M DE BOX PARA ESTABILIDAD EN LAS MATRICES DE CORRELACIÓN DE CUATRO INDICADORES PARA EL PERIODO 2000-2006..... | 140 |
| TABLA 45: INDICADOR SINTÉTICO CON BASE EN SEIS ÍNDICES, AÑOS 2000-2006 | 142 |
| TABLA 46: INDICADOR SINTÉTICO CON BASE EN CUATRO ÍNDICES, AÑOS 2000-2006..... | 142 |
| TABLA 47: TIPOS DE INGRESOS USADOS EN LOS CÁLCULOS DE LOS ÍNDICES DE POLARIZACIÓN | 172 |
| TABLA 48: ÍNDICE DE POLARIZACIÓN DE WOLFSON E ÍNDICE DE GINI, TOTAL TRABAJADORES 2000-2006 | 173 |
| TABLA 49: ÍNDICE DE POLARIZACIÓN DE WOLFSON E ÍNDICE DE GINI, HOMBRES 2000-2006 | 175 |
| TABLA 50: ÍNDICE DE POLARIZACIÓN DE WOLFSON E ÍNDICE DE GINI, MUJERES 2000-2006..... | 175 |
| TABLA 51: PROPORCIÓN DE PERSONAS DE GRUPOS PARA EL CÁLCULO DE LAS MEDIDAS DE ESTEBAN Y RAY (1994) Y ESTEBAN, GRADÍN Y RAY (1999), TOTAL TRABAJADORES 2000-2006..... | 177 |
| TABLA 52: PROPORCIÓN DE PERSONAS DE GRUPOS PARA EL CÁLCULO DE LAS MEDIDAS DE ESTEBAN Y RAY (1994) Y ESTEBAN, GRADÍN Y RAY (1999), TOTAL HOMBRES 2000-2006..... | 178 |
| TABLA 53: PROPORCIÓN DE PERSONAS DE GRUPOS PARA EL CÁLCULO DE LAS MEDIDAS DE ESTEBAN Y RAY (1994) Y ESTEBAN, GRADÍN Y RAY (1999), TOTAL MUJERES 2000-2006..... | 179 |
| TABLA 54: ÍNDICE DE POLARIZACIÓN DE ESTEBAN Y RAY (1994), TOTAL TRABAJADORES 2000-2006.. | 181 |
| TABLA 55: ÍNDICE DE POLARIZACIÓN DE ESTEBAN, GRADÍN Y RAY (1999), TOTAL TRABAJADORES 2000-2006..... | 182 |
| TABLA 56: CORRECCIÓN DE ERROR DE APROXIMACIÓN EN LA MEDIDA DE ESTEBAN, GRADÍN Y RAY (1999), TOTAL TRABAJADORES 2000-2006..... | 183 |
| TABLA 57: ÍNDICE DE POLARIZACIÓN DE ESTEBAN Y RAY (1994), TOTAL HOMBRES 2000-2006..... | 184 |
| TABLA 58: ÍNDICE DE POLARIZACIÓN DE ESTEBAN, GRADÍN Y RAY (1999), TOTAL HOMBRES 2000-2006. | 184 |
| TABLA 59: ÍNDICE DE POLARIZACIÓN DE ESTEBAN Y RAY (1994), TOTAL MUJERES 2000-2006 | 185 |
| TABLA 60: ÍNDICE DE POLARIZACIÓN DE ESTEBAN, GRADÍN Y RAY (1999), TOTAL MUJERES 2000-2006. | 185 |
| TABLA 61: CORRECCIÓN DE ERROR DE APROXIMACIÓN EN LA MEDIDA DE ESTEBAN, GRADÍN Y RAY (1999), TOTAL MUJERES 2000-2006..... | 186 |

| | |
|--|-----|
| TABLA 62: PARTICIONES OPTIMAS DE GRUPOS PARA EL CÁLCULO DE LAS MEDIDAS DE ESTEBAN Y RAY (1994) Y ESTEBAN, GRADÍN Y RAY (1999), TOTAL TRABAJADORES 2000-2006..... | 192 |
| TABLA 63: PARTICIONES OPTIMAS DE GRUPOS PARA EL CÁLCULO DE LAS MEDIDAS DE ESTEBAN Y RAY (1994) Y ESTEBAN, GRADÍN Y RAY (1999), TOTAL HOMBRES 2000-2006..... | 192 |
| TABLA 64: PARTICIONES OPTIMAS DE GRUPOS PARA EL CÁLCULO DE LAS MEDIDAS DE ESTEBAN Y RAY (1994) Y ESTEBAN, GRADÍN Y RAY (1999), TOTAL MUJERES 2000-2006..... | 193 |

ÍNDICE DE ILUSTRACIONES

| | |
|---|-----|
| ILUSTRACIÓN 1: DIFERENCIA DEL SALARIO-HORA PROMEDIO ENTRE HOMBRES Y MUJERES | 29 |
| ILUSTRACIÓN 2: REPRESENTACIÓN DE UNA CURVA DE DISCRIMINACIÓN | 69 |
| ILUSTRACIÓN 3: CURVAS DE DISCRIMINACIÓN ABSOLUTA, 13 PRINCIPALES CIUDADES, A PESOS COLOMBIANOS DE 2007 | 82 |
| ILUSTRACIÓN 4: TENDENCIA DEL ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN ABSOLUTO Y DE LA BRECHA PROMEDIO HORA, 13 PRINCIPALES CIUDADES. | 83 |
| ILUSTRACIÓN 5: CURVAS DE DISCRIMINACIÓN RELATIVA, 13 PRINCIPALES CIUDADES, A PESOS DE 2007 | 84 |
| ILUSTRACIÓN 6: CURVAS DE DISCRIMINACIÓN POR NIVELES DE EXPERIENCIA, AÑOS 2000, 2003 Y 2006 | 96 |
| ILUSTRACIÓN 7: UNA FUNCIÓN DE DISTRIBUCIÓN DE INGRESOS NORMALIZADOS EN LA MEDIANA | 150 |
| ILUSTRACIÓN 8: DESFILE DE LOS ENANOS DE PEN | 150 |
| ILUSTRACIÓN 9: DE LOS ENANOS DE PEN A LA PRIMERA CURVA DE POLARIZACIÓN | 151 |
| ILUSTRACIÓN 10: RELACIÓN ENTRE LA CURVA DE POLARIZACIÓN ACUMULADA DE FOSTER Y WOLFSON (1992) Y LA CURVA DE LORENZ | 152 |
| ILUSTRACIÓN 11: UN PRIMER EJEMPLO DE POLARIZACIÓN DE INGRESOS EN UNA SOCIEDAD | 154 |
| ILUSTRACIÓN 12: CURVAS DE LORENZ ASOCIADAS AL PRIMER EJEMPLO DE POLARIZACIÓN DE UNA DISTRIBUCIÓN DE INGRESOS | 155 |
| ILUSTRACIÓN 13: MÁS HETEROGENEIDAD ENTRE GRUPOS | 156 |
| ILUSTRACIÓN 14: IMPACTO DEL TAMAÑO DE LOS GRUPOS SOBRE LA POLARIZACIÓN | 157 |
| ILUSTRACIÓN 15: FALLO DEL PRINCIPIO DE TRANSFERENCIAS DE DALTON-PIGOU EN EL CONCEPTO DE POLARIZACIÓN | 158 |
| ILUSTRACIÓN 16: TRANSICIONES EN LAS QUE ES DIFÍCIL VALORAR EL GRADO DE POLARIZACIÓN | 159 |
| ILUSTRACIÓN 17: AXIOMA 1 PARA UNA MEDIDA DE POLARIZACIÓN | 161 |
| ILUSTRACIÓN 18: AXIOMA 2 PARA UNA MEDIDA DE POLARIZACIÓN | 162 |
| ILUSTRACIÓN 19: AXIOMA 3 PARA UNA MEDIDA DE POLARIZACIÓN | 163 |
| ILUSTRACIÓN 20: DENSIDAD DEL INGRESO HORA, TOTAL ASALARIADOS, AÑO 2000 | 188 |
| ILUSTRACIÓN 21: ESTIMACIONES DE DENSIDAD DE LOS INGRESOS POR TRABAJO DE ASALARIADOS, 2000-3003 | 194 |
| ILUSTRACIÓN 22: ESTIMACIONES DE DENSIDAD DE LOS INGRESOS POR TRABAJO DE NO ASALARIADOS, 2000-3003 | 195 |
| ILUSTRACIÓN 23: ESTIMACIONES DE DENSIDAD DE LOS INGRESOS POR TRABAJO DE TODOS LOS TRABAJADORES, 2000-3003 | 196 |
| ILUSTRACIÓN 24: ESTIMACIONES DE DENSIDAD DE LOS INGRESOS POR TRABAJO DE HOMBRES ASALARIADOS, 2000-3003 | 197 |
| ILUSTRACIÓN 25: ESTIMACIONES DE DENSIDAD DE LOS INGRESOS POR TRABAJO DE HOMBRES NO ASALARIADOS, 2000-3003 | 198 |

| | |
|---|-----|
| ILUSTRACIÓN 26: ESTIMACIONES DE DENSIDAD DE LOS INGRESOS POR TRABAJO DE HOMBRES ASALARIADOS, 2000-3003 | 199 |
| ILUSTRACIÓN 27: ESTIMACIONES DE DENSIDAD DE LOS INGRESOS POR TRABAJO DE MUJERES ASALARIADAS, 2000-3003 | 200 |
| ILUSTRACIÓN 28: ESTIMACIONES DE DENSIDAD DE LOS INGRESOS POR TRABAJO DE MUJERES NO ASALARIADAS, 2000-3003 | 201 |
| ILUSTRACIÓN 29: ESTIMACIONES DE DENSIDAD DE LOS INGRESOS POR TRABAJO DE TODAS LAS MUJERES TRABAJADORES, 2000-3003 | 202 |
| ILUSTRACIÓN 30: ESTIMACIONES DE DENSIDAD DE LOS INGRESOS POR TRABAJO DE LAS MUJERES ASALARIADAS EN AUSENCIA DE DISCRIMINACIÓN, 2000-3003 | 203 |

AGRADECIMIENTOS

Cuando me enfrenté a escribir las primeras letras de esta tesis, la hoja de papel parecía interminable. Ahora, que pienso en los agradecimientos, me parece un espacio demasiado pequeño, para incluir con las palabras adecuadas a todos los que, en este camino de nueve años, hicieron posible culminar esta meta, nuestra meta.

Todo tiene su comienzo, y es gracias a Jaime Tenjo G, quien vio cualidades académicas en mí, que yo no sabía que tenía, quien me convenció de ser material para docencia, para cursar un doctorado y para haberlo hecho en Alcalá. Sin sus consejos, no hubiera empezado este camino, sin sus enseñanzas para la investigación, no lo hubiera terminado; a Jhon James Mora por haber confiado en mis capacidades y por abrirme las puertas de una nueva ciudad, una nueva universidad, una nueva vida; a la Universidad Icesi y a sus directivas, porque gracias a su confianza, paciencia y apoyo, el camino final se hizo menos duro. A mi padre, quien ha podido volverse la persona más creyente para enviarme las energías necesarias para encontrar ideas. Si la tesis es el recorrido de un puente, ustedes son los cimientos para haberlo podido construir.

Ahora bien, la guía para los materiales, ubicación y destino del puente son indiscutiblemente de mi director de tesis, doctor don José Javier Núñez Velázquez, quien nunca dejó de cuestionar cada definición, cada propiedad, cada ventaja y desventaja de las herramientas de análisis de este trabajo y de tantos otros que han sido solamente ideas en todo este proceso; algunas de desarrollo futuro, otras solamente para entender que la tesis, no es solo el documento que se somete al cuestionamiento de un tribunal, sino un proceso de constante enriquecimiento y desarrollo intelectual. Gracias a sus preguntas, la tesis evoluciono y se transformó; y yo aprendí. Gracias a la sonrisa y las palabras de ánimo tras cada reunión, la tesis tuvo un cierre y es lo que hoy entrego. También quiero agradecer la invaluable colaboración de la doctora doña Juana Domínguez Domínguez, quien me hizo mucho más fácil el acercamiento a ciertas metodologías estadísticas base de este trabajo.

Y si bien nadie puede escribir la tesis por mí, detrás de cada letra y calculo, es decir, detrás de cada ladrillo que puse para hacer el puente, está mi grupo de apoyo, y en él, todas y cada una de las personas que en este tiempo han llegado a mi alma y hacen de mí quien soy hoy. Por supuesto están los amigos, pero también los que sin ser amigos, por presencia y por ausencia, por exceso y por defecto, hicieron que esta tesis fuera posible. Adriana, Chinese, Cayita, Sapito, Isra y John G: si no fueran parte de mi vida, no tendría la dicha de saber lo que es el apoyo incondicional; se que en todo momento, mis alegrías y mis tristezas las sienten ustedes tanto como yo. Sapito, tu insistencia y apoyo logístico en este último viaje fueron definitivos para llegar a este punto. Cayita, Chinese y John, las palabras de ánimo de todos los días, sobre todo de los últimos, fueron imprescindibles. Isra, sin los viajes de fin de semana, no hubiera podido cargar de nuevo las pilas. Adrianita, sin extenderme un párrafo entero, solo puedo decir que siempre estas.

Saúl, Isra, Karina, Margarita, Myriam, Paola y Avelino: Es por ustedes, que Alcalá ha estado a la vuelta de mi casa, que fue y sigue siendo un hogar para mí. Sin las conversaciones de todo y nada de los cafés de las mañanas, de alguna que otra caña por las tardes, sin las tardes de shopping, y las noches de intenso trabajo en los cursos de doctorado, no hubiera podido canalizar las energías. Mi mayor deseo mientras escribo, es que el momento de escribir la página de agradecimientos en sus tesis llegue más pronto de lo que ustedes esperan.

A Juan Pablo Herrera y Edgar Benítez. Gracias por tomarse en serio todos y cada uno de los cuestionamientos que hice para este trabajo. Espero tener el honor de escribir con ustedes pronto.

Stephanie, Juan Sebastian C, David Nortes, Margarita, Lorena y Chi. El trabajo sucio de edición de este trabajo, se hizo llevadero gracias a su colaboración y afecto. Paul

y Mauricio, gracias por el interés en ayudarme a resolver mis problemas operativos con la tesis cuando Stata y yo no congeniábamos.

Deyby, Angelita, Stephanie, Martha, Paola, Edgar, Jaime, Carlos. Son ustedes quienes han hecho que la vida en Cali tenga calor de hogar y que han hecho del trabajo y de mi día a día allí, una experiencia maravillosa.

Nortes, todos nos cruzamos por algo y contigo es claro que fue para hacerme reír cuando estaba en el lado oscuro. Monca, tenías razón: business are business.

De todos y cada uno de ustedes es mi cariño y mi eterno agradecimiento.

INTRODUCTION

The third objective of the UN Millennium Development Goals is “to promote gender equality and empower women” (Annan 2000). In order to make this possible, the UN established the elimination of gender inequalities in all education levels as its goal for the year 2015. The accomplishment of this goal should be reflected in equality in job opportunities, as well as in wage equality for the people that simultaneously complete each level of education and, probably, in the reduction of inequality and income polarization levels among the population.

From this perspective, an integral revision of the current situation of the different gender related inequalities in the labor market becomes a key element in the formulation of policies that seek to foster the accomplishment of the Millennium Goals. In Colombia, the great majority of analyses of gender differences are limited to the study of wage differences, and little importance has been given to the differences in access to work between the two groups – which is possibly reflected in the current occupational segregation – and to the causes behind this phenomenon. At the same time, Colombia is a country with high income inequality, but the research on this subject has never been complemented with an analysis of polarization.

Therefore, this study can be seen as a more holistic analysis of gender inequalities in Colombia, as it makes use of the public temporal and informational framework which is provided by the Continual Household Survey (Encuesta Nacional de Hogares, ECH from now on in the text). This survey was carried out in Colombia by the National Department of Statistics (Departamento Nacional de Estadística, DANE from now on in the text) between the years 2000 and 2006, and it gathers all employment information for the country. The data comes from a transversal reading of the survey, and it is representative of the main 13 cities in the country, both in the aggregated and disaggregated form when quarterly data is used. The analyses in this study are based on the first quarters of the years 2000, 2003 and 2006, in order to have an equal distance in time. However, one should note that 2003 was a year of major macroeconomic imbalances in the country, with record unemployment rates (17% in the aggregate of urban areas). This fact is reflected in the data and makes it difficult to infer global tendencies for the period under study.

This work is organized in the following manner: The first chapter points out the methodological weaknesses of the current tools used to analyze gender related wage differences and the problems they present to answering relevant questions for economic theory. This exercise also tries to make the reader familiar with the Colombian data. Likewise, an interesting application about occupational segregation in the city of Cali is presented, which empirically shows how a priori definitions, which are necessary for the analysis, extremely influence its results. The methodological problems that are pointed out in this chapter have guided the development of the other two chapters, because the original idea was to link the concept of wage differences to occupational segregation (and, if possible, to income polarization), but the revision of the empirical conclusions led to research the two subjects separately and to offer a different methodological proposal on occupational segregation.

The second chapter deals with the first of the above mentioned subjects by showing a novel analysis of gender related wage differences through discrimination curves, proposed by Del Rio, Gradín and Cantó (2004). This analysis, unlike the traditional literature based on average decompositions (see Oaxaca (1973), Blinder (1973) Juhn, Murphy and Pierce (1993), Flückiger and Silber (1999), among others), calculates, for each woman, how much she could earn given her productive capabilities, if she could have access to the same male remuneration in the labor market. This information can be analyzed in an absolute and in a relative way. From the absolute point of view, the differences show how much a woman loses per hour because her productive characteristics are not remunerated at the same level as those of men are. From the relative point of view, for each woman they show the income percentage that is missing in order for women not to be discriminated against anymore. Both analyses are complementary, and while the first one measures the monetary losses due to discrimination, the second one provides an idea of the losses in women's well-being suffered by each discriminated person.

This methodology also allows, amongst other things, to approach the subject of occupational segregation in a different manner to the one shown in chapter one. In this way, it is not necessary to group the original occupational classification based on the conditions of the women's income vector in absence of discrimination a priori.

These estimates also allow us to quantify how many women in the available sample are suffering from a certain level of discrimination, how unequal the level of discrimination is and the intensity of this phenomenon. This information is summarized in the discrimination curves, which are an adaptation of the TIP curves proposed by Jenkins and Lambert (1997).

Among the results that had not been previously calculated for Colombia, it should be highlighted that in each year under study, at least 95% of the women suffered from discrimination at some level, this being understood as differences in their remuneration when compared to the income that a man with the same productive characteristics would receive. It should also be noted that the only exception to this rule are women with university education, and that those that suffer a higher degree of absolute discrimination in traditional female employment, like sales, working in restaurants and in hotels.

The third chapter deals again with the concept of segregation and, unlike chapter one where the concept was implicitly assumed, this chapter discusses the theoretical problems related to the measurements of segregation proposed by different authors. As an empirical novelty, the evolution of these indicators for the main 13 Colombian cities is shown, as well as evidence of the ordering problems that result from choosing a particular index. This leads to the methodological proposal of the chapter, which consists in the development of a synthetic index for segregation, based on the work of Domínguez and Núñez (2007) on inequality. This index is not only a new development for the Colombian case, but also for the literature on occupational segregation.

The fourth chapter analyzes, for the first time for Colombia, the level of income polarization, and establishes differences between the income distribution of men and women. The analysis is based on recent developments in the subject proposed by Wolfson (1994, 1997), Esteban and Ray (1994) and Esteban, Gradin and Ray (1999). In the bibliography for Colombia, only two studies on polarization can be found, which seek to analyze the convergence of per capita income among states (see Bonet and Meisel 2006, and Espitia 2006). However, although there is a high level of inequality in the individual distribution of income in Colombia, a study on polarization

complementary to those of inequality could not be found among the bibliography for the country.

This text ends with a summary of the main conclusions that can be derived from the analysis and with the proposal of several lines of research that are opened by it.

INTRODUCCIÓN

El tercer objetivo de las metas del milenio es “Promover la igualdad entre los géneros y el empoderamiento de la mujer” (Annan, 2000). Para tal fin, la ONU se estableció como meta que para el año 2015 se hayan eliminado las desigualdades de género en todos los niveles de educación. El cumplimiento de esta meta debería verse reflejado en igualdad en las oportunidades de trabajo, así como en igualdad de salarios para las personas que finalizan al mismo tiempo cada ciclo educativo y, probablemente reduciendo los niveles de desigualdad y polarización del ingreso entre la población.

Desde esta perspectiva, una revisión integrada de la situación actual de las diferentes desigualdades en el mercado de trabajo por cuestión de género, se convierte en una pieza clave si se desean diseñar políticas de apoyo al cumplimiento de las metas del milenio. En Colombia, la gran mayoría de análisis de diferencias entre géneros se limitan al estudio de las diferencias salariales, y poca importancia se le ha dado al tema de las diferencias en el acceso al trabajo de estos dos colectivos, posiblemente reflejadas en la segregación ocupacional presente y a las razones de las mismas. Así mismo, Colombia se caracteriza por ser un país con alta desigualdad del ingreso, pero este análisis nunca ha sido complementado con el de polarización.

El presente trabajo entonces, se puede entender como una mirada más global a las desigualdades entre géneros con énfasis en Colombia, haciendo uso de un marco temporal y de información común, a través de la Encuesta Continua de Hogares (en adelante, ECH). Esta encuesta fue realizada en Colombia por el Departamento Nacional de Estadística¹, DANE, entre el año 2000 y el año 2006, y recoge toda la

¹ La ECH es resultado de un cambio metodológico de la Encuesta Nacional de Hogares, que venía implementándose desde 1976 para hacer la caracterización del mercado laboral colombiano. El cambio obedeció a recomendaciones de la OIT tanto en la forma de recolección de la información como en la forma de medir empleo familiar sin remuneración, empleo y subempleo. Así mismo, se aumentó el número de ciudades permanentes en la muestra. Por estas razones, entre otras, la información de interés de este trabajo no era estrictamente comparable entre ambas encuestas lo que hace difícil la comparación de los resultados aquí obtenidos con los más representativos de la literatura del país. Después de 2006, la encuesta sufre nuevamente grandes modificaciones que dan origen a la Gran Encuesta Integrada de Hogares, la cual tampoco es en sentido estricto comparable con los datos presentados aquí.

información de empleo para el país. Los datos son de corte transversal, representativos para las 13 principales áreas metropolitanas del país², de forma agregada y desagregada cuando se usan datos trimestrales³. Los análisis presentados aquí hacen uso del primer trimestre de los años 2000, 2003 y 2006, con el fin de hacer un análisis igualmente espaciado en el tiempo. Sin embargo, es necesario advertir que el año 2003 fue un periodo de grandes desajustes macroeconómicos en el país, con tasas de desempleo históricamente altas (llegando al 17% para el agregado de áreas metropolitanas). Este fenómeno se refleja en los datos y hace difícil el obtener tendencias globales para el periodo.

El trabajo se estructura de la siguiente manera: en el primer capítulo se evidencian las debilidades de las herramientas existentes para analizar las diferencias salariales por género, desde el punto de vista metodológico, y para resolver preguntas de interés para la teoría económica. Con ello se busca una familiarización con los datos colombianos. Así mismo, se presenta una aplicación de interés al caso de la ciudad de Cali referente a la segregación ocupacional, en la que se muestra, de forma empírica, la forma en que definiciones a priori necesarias para el análisis, condicionan de manera extrema los resultados del mismo. Los problemas metodológicos evidenciados en este capítulo, guiaron el desarrollo de los siguientes dos, ya que aunque originalmente se pretendía vincular el concepto de diferencias salariales a la segregación ocupacional, y de ser posible a la polarización de ingresos, la revisión de las conclusiones empíricas llevó a estudiar los dos temas de forma separada y a hacer una propuesta metodológica distinta en lo referente al tema de la segregación ocupacional.

En el segundo capítulo, se aborda entonces el primero de los temas, mostrando un análisis novedoso de las diferencias salariales por cuestión de sexo a partir de curvas de discriminación, propuestas por Del Rio, Gradín y Cantó (2004). Este análisis, a diferencia de la literatura tradicional basada en descomposiciones promedio como

² A saber: Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Cartagena, Manizales, Montería, Villavicencio, Pasto, Cúcuta, Pereira, Medellín, Ibagué y Cali.

³ Los datos mensuales no permiten obtener estadísticas desagregadas, mientras que los bimestrales solo permiten desagregar las cuatro principales ciudades.

las propuestas por Oaxaca (1973), Blinder (1973) Juhn, Murphy y Pierce (1993), Flückiger y Silber (1999) entre otros, estima, para cada mujer, cuánto podría ganar, dadas sus características productivas, si pudiera acceder a la misma remuneración de los hombres en el mercado de trabajo. Esta información se puede analizar de manera absoluta y de manera relativa: De forma absoluta, las diferencias muestran cuanto pierde cada mujer por hora debido a que sus características productivas no son remuneradas de la misma forma que las de un hombre. De forma relativa, muestran cual es el porcentaje de ingresos que le falta a cada mujer para dejar de ser discriminada. Ambos análisis son complementarios y mientras el primero es una medida que indica las pérdidas monetarias de la discriminación, el segundo da una idea más clara sobre la pérdida de bienestar que experimenta cada individuo discriminado.

Por otro lado, permite abordar, entre otros, el tema de la segregación ocupacional de una manera diferente a la tratada en el capítulo uno, en la cual no es necesario agrupar a priori la clasificación original de ocupaciones, a partir de condicionamientos del vector de ingresos de las mujeres, en ausencia de discriminación.

Estas estimaciones también permiten identificar cuántas mujeres en la muestra disponible están sufriendo algún grado de discriminación, qué tan desigual es el grado de discriminación existente y cuanta es la intensidad del fenómeno. Esta información se resume en las curvas de discriminación, que son una adaptación a partir de las curvas TIP, propuestas por Jenkins y Lambert (1997).

Dentro de los resultados, que nunca se habían estimado para Colombia, se destaca el hecho de que en cada año de análisis, al menos el 95% de las mujeres experimenta, en algún grado, discriminación, entendida como diferencias en la remuneración que recibiría un hombre con idénticas características productivas, que las únicas excepciones a la regla son las mujeres con educación universitaria y que

aquellas con mayor grado de discriminación están en las ocupaciones mayoritariamente femeninas como lo son comercio, restaurantes y hoteles.

El tercer capítulo retoma el concepto de segregación y, a diferencia de la aplicación presentada en el capítulo uno, en la que el concepto se asumía implícitamente, se abordan los problemas teóricos de las medidas de segregación propuestas en la literatura. Como novedad empírica se muestra la evolución de estos indicadores para las trece principales ciudades colombianas y se evidencian los problemas de ordenamiento que conlleva la elección de algún índice particular. Esto lleva a la propuesta metodológica del capítulo que es la construcción de un índice sintético de segregación, basado en el trabajo de Domínguez y Núñez (2007) para desigualdad. Este índice no solo es novedoso para el caso colombiano, sino también para la literatura sobre segregación ocupacional.

Finalmente, el cuarto capítulo estudia, por primera vez para el país, el nivel de polarización de ingresos, estableciendo diferencias en las distribuciones de ingresos de hombres y de mujeres. El análisis se basa en los desarrollos recientes sobre el tema, propuestos por Wolfson (1994, 1997), Esteban y Ray (1994), Esteban, Gradin y Ray (1999). En la literatura para Colombia solo se encuentran dos trabajos de polarización a nivel nacional, buscando analizar la convergencia departamental de ingreso per cápita (ver Bonet y Meisel, 2006, y Espitia, 2006). Sin embargo, y pese al alto nivel de desigualdad presentado en las distribuciones individuales del ingreso en Colombia, no se encontró en la literatura revisada un análisis de polarización que complementa los estudios de desigualdad existentes en el país⁴.

Se termina esta Memoria, resumiendo las principales conclusiones alcanzadas y proponiendo diversas líneas de investigación que han quedado abiertas.

⁴ Para un análisis reciente de las tendencias sobre desigualdad en Colombia, ver Núñez, Ramírez y Taboada (2006), mientras que para desarrollos teóricos recientes a propósito de la realidad nacional ver Bourguignon, Núñez y Sánchez (2006).

**1. DIFERENCIAS SALARIALES POR GÉNERO EN
COLOMBIA: PROBLEMAS METODOLÓGICOS
Y PREGUNTAS SIN RESOLVER**

2.

1.1 INTRODUCCIÓN

Tradicionalmente, el indicador por excelencia de las diferencias salariales ha sido la brecha salarial promedio, y en estudios económicos más profundos, la descomposición de ésta a través de la metodología propuesta por Oaxaca (1973) y Blinder (1973) entre diferentes colectivos: blancos y negros, formales e informales, hombres y mujeres, etc .

Si bien la primera medida justifica profundizar a la segunda, ambas son medidas agregadas, basadas en el promedio de las distribuciones empíricas de ingresos de hombres y mujeres, asumiendo en primer lugar que la discriminación, de existir, es un fenómeno homogéneo entre la población, que la mujer es la única que experimenta discriminación y, sobre todo, no permiten identificar claramente cuáles son las características socioeconómicas de los discriminados. Desde esta perspectiva, las recomendaciones de política que pueden ofrecer estas herramientas no pueden ser más que generales.

Este capítulo está estructurado de la siguiente manera. En la primera parte se establecen los vínculos entre las diferencias salariales, la discriminación y la desigualdad de ingresos. En la segunda parte se muestran los cálculos actualizados que tradicionalmente se realizan sobre diferencias salariales entre hombres y mujeres, evidenciando las preguntas que la metodología deja abiertas, y el porqué de vincular éstas diferencias con el análisis de la segregación ocupacional. En la tercera parte se presentan las dos metodologías planteadas para el análisis conjunto de segregación ocupacional y diferencias salariales por cuestión de género, una de las cuales se aplica en la cuarta parte, con datos específicos de la ciudad de Cali en el año 2006 para mostrar, de forma empírica, las grandes diferencias que pueden producirse mediante el establecimiento de agrupamientos a priori por parte de investigador.

1.2 TEORÍAS ECONÓMICAS SOBRE DIFERENCIAS SALARIALES Y DISCRIMINACIÓN

No toda diferencia salarial es evidencia de discriminación o de un trato desigual injusto, y no toda diferencia salarial relacionada con discriminación tiene necesariamente la misma fuente. Para entender esto, es necesario explicar cómo desde la economía se entiende la discriminación en el mercado de trabajo, a diferencia de las teorías planteadas desde la sociología en las cuales la discriminación es resultado de procesos sociales que nacen, se desarrollan y perpetúan en la sociedad. Si bien ambos enfoques pueden vincularse, en la medida en que los procesos sociales condicionan la actitud de los agentes en el mercado, en la primera visión, la discriminación es un resultado que no necesariamente condiciona la productividad del individuo (o incluso puede condicionarla a favor de los grupos afectados por baja remuneración), mientras que en el segundo, la productividad es condicionada por efecto de la discriminación, generando un círculo vicioso de baja educación y productividad para las personas afectadas .

En economía, la discriminación se entiende como aquella situación en la cual el mercado ofrece distintas oportunidades a personas similares, que sólo difieren por raza, grupo étnico u otras características personales (Arrow, 1972 y 1973); de esta forma, si la productividad de los trabajadores fuera perfectamente medible, en un grupo de personas con igual productividad, pero con distintos salarios, sería posible identificar a aquellos correctamente remunerados (a quienes se les paga el valor de su productividad) de aquellos que no y éstos últimos sufrirían discriminación.

Una posible explicación para esta así llamada discriminación es el gusto por ella (Becker, 1957). De acuerdo con esta teoría, los empleadores obtendrían utilidad al contratar a personas pertenecientes a un grupo mayoritario (por ejemplo hombres) frente a personas de un grupo minoritario (mujeres) porque o bien no les agrada a

ellos directamente tener que trabajar con éste grupo, o bien porque los empleados de la firma no desean trabajar con ellos. En esta situación, si los empleadores se ven obligados a contratar a un miembro del grupo minoritario lo harán ofreciendo un salario menor que aquél ofrecido a los trabajadores del grupo mayoritario. Sin embargo, esta explicación no es consistente con la racionalidad maximizadora de beneficios de las firmas, dado que su gusto por la discriminación estaría reduciendo los beneficios que puede obtener de cada hora de trabajo, al pagar por la misma productividad un salario mayor a los trabajadores pertenecientes al grupo mayoritario. De esta forma, si las firmas se comportan como maximizadoras de beneficio, este tipo de discriminación debería desaparecer a lo largo del tiempo.

Otra interpretación de la presencia de diferencias salariales asociadas a la discriminación es la teoría de la discriminación estadística (Arrow, 1972, Phelps, 1972). De acuerdo con esta teoría, las asimetrías de información sobre las características productivas reales de una persona perteneciente un grupo particular se reflejan en salarios menores para ésta. Los grupos pueden ser percibidos como diferentes por el tipo de señales que envían a los empleadores y que éstos perciben como fiables (Aigner and Cain 1977, Cornell and Welch 1996), o pueden ser percibidos como diferentes en términos de su productividad esperada (Phelps 1972, Lazear and Rosen 1990). Así, es posible explicar que un empleador contrate mujeres con un menor salario que el de los hombres para desempeñar la misma labor porque crea, basado en su experiencia, que el tiempo de trabajo de la mujer perdido debido a ausencias laborales por cumplir con compromisos familiares sea mayor que el del hombre. De esta forma, una mujer que nunca se ausenta de su trabajo puede percibir un salario menor por efecto de que el empleador la juzga previamente por lo que sabe de su grupo.

Sin embargo, es posible pensar en algunas condiciones de mercado que, a igual productividad de los trabajadores, se reflejan en diferencias salariales que no corresponden a la definición de discriminación planteada por Arrow. Así, oficios más arriesgados que otros, pero que requieren las mismas habilidades por parte del empleado, pueden ser mejor remunerados para lograr atraer a los trabajadores

hacia ellos (Smith, 1994). Estas diferencias compensatorias, contrarias a la definición planteada por Arrow, no están asociadas a características del trabajador (que no deberían afectar su productividad), sino que reflejan las diferencias en riesgos y/o comodidad laboral que afecta el deseo de éstos de aceptar determinada oferta de trabajo.

Los mercados monopsónicos son otra posible fuente de diferencias salariales, dado que la firma puede establecer salarios diferentes para dos grupos de trabajadores que le representen igual valor de producto marginal (para todo nivel de producto), pero diferenciados por alguna característica racial, étnica o de género. Estas diferencias entonces son resultado de ofertas de trabajo diferentes en cada grupo o bien en el ingreso de cada unidad de producto vendida. En el primer caso, si la demanda de ambos grupos de trabajadores es la misma pero la oferta es menor para alguno de ellos a cualquier nivel de salario, entonces la firma podría establecer un salario más alto para aquellos más escasos. En esta situación, los denominados grupos minoritarios⁵ como lo son las mujeres pueden experimentar diferencias salariales a favor de los hombres. En el segundo caso, siempre que la productividad sea diferente, el salario sería el mismo para una misma oferta de trabajo, pero como consecuencia de las características del mercado en el que se venden los productos elaborados por uno u otro grupo.

De esta manera, se puede observar que las diferencias salariales presentes, a igual productividad de los trabajadores, pueden ser o no evidencia de discriminación. Separar cada uno de los efectos indicados anteriormente de forma empírica requiere un conjunto de información más grande que el disponible para éste trabajo. Por tal motivo el supuesto usual de partida de los investigadores es que las diferencias salariales encontradas, son resultado de discriminación bien sea por gustos o de tipo estadístico.

⁵ En la literatura sobre discriminación suelen llamarse grupos minoritarios a aquellos que se encuentran en desventaja con relación a otro grupo denominado mayoritario, sin que esto implique diferencias en tamaño de los grupos.

1.3 EVIDENCIA TRADICIONAL.

La evidencia empírica del fenómeno discriminatorio por género en Colombia, no es nueva⁶. El cálculo de la brecha salarial-hora promedio entre hombres y mujeres indica que ésta ha experimentado un repunte de marzo de 2005 a marzo de 2006, después de haber experimentado una reducción importante en el año 2002 cuando llegó a su valor mínimo en la década (7%), y en el año 2005 cuando alcanzó un valor de 8.9% (ver

ILUSTRACIÓN 1).

Parte de estas diferencias se explican porque los hombres y las mujeres contratados en cada año presentan características promedio distintas: en general, la evidencia para las 13 principales ciudades indica que, si bien las mujeres empleadas tienen mayor nivel educativo que los hombres, éstos muestran más experiencia (Ver Tenjo, Ribero y Bernat 2002, Bernat 2005).

Sin embargo, este diferencial no es posible explicarlo sólo a partir de estas diferencias en características productivas. La tradicional descomposición de Oaxaca (1973) y Blinder (1973), que separa la parte del diferencial que puede ser atribuida a las diferencias en las características productivas del individuo y la que no, tanto con corrección de selectividad como sin ella, se presenta en la Tabla 1⁷⁸. Puede observarse, en primer lugar, que las diferencias son siempre estadísticamente

⁶ ver Tenjo(1992,1993,1997,2000), Tenjo y Ribero (1997), Tenjo, Ribero y Bernat (2002), Angel-Urdinola, y Wodon (2003) y Bernat (2005)

⁷ La metodología para la descomposición se presenta en el apartado 1.6.

⁸ Las ecuaciones de salarios utilizadas para la descomposición estiman el logaritmo natural del salario hora de hombres y mujeres en función de los años de educación, la experiencia y la experiencia al cuadrado. La corrección por selectividad se realizó estimando la probabilidad de participación en función del ingreso familiar, la tasa de desempleo del hogar, el número de hijos en el hogar, el estado civil y la condición de jefatura de hogar del participante, entre otras variables. Más detalles sobre este procedimiento, se ofrecen en sección 2.3 Consideraciones técnicas y problemas del análisis de curvas de discriminación, página 59 y siguientes.

significativas, en segundo lugar, como ya sostenía de la literatura en el país sobre el tema aunque con muestras de ciudades más homogéneas⁹, las diferencias en las características promedio de hombres y mujeres explican, en general, 30% o menos de la diferencia total de salarios, y ésta diferencia favorece a las mujeres (diferencial negativo), y que el resto de la diferencia, de acuerdo a la literatura sobre el tema, puede ser atribuida a fenómenos discriminatorios¹⁰.

ILUSTRACIÓN 1: DIFERENCIA DEL SALARIO-HORA PROMEDIO ENTRE HOMBRES Y MUJERES



Elaboración propia a partir de la ECH.

Con respecto a este último componente, es interesante resaltar que, sin importar cuál sea el diferencia-hora total entre hombres y mujeres, las diferencias no explicadas mantienen su tendencia a lo largo del tiempo, sugiriendo, si se acepta que éstas corresponden a fenómenos discriminatorios que, en términos relativos, la discriminación entre ambos grupos permanece constante.

⁹ Los estudios anteriores trabajaron, por el tipo de encuesta, tan sólo con siete ciudades. Por el cambio metodológico efectuado por el DANE en 2000, al pasar de la ENH a la ECH, el análisis se puede hacer ahora incluyendo información de 13 ciudades como la presentada en la Tabla 1.

¹⁰ Desde la teoría económica, otros factores pueden explicar esta diferencia. Un ejemplo son los mercados de trabajo monopsónicos, que pueden generar diferencias salariales entre hombres y mujeres asociadas a que ambos grupos tengan distintas elasticidades de la oferta de horas trabajadas con respecto al salario. Sin embargo, por construcción, la metodología de Oaxaca y Blinder no puede distinguir entre todos los factores posibles.

TABLA 1: DESCOMPOSICIÓN DE OAXACA, 2000-2006

| <i>Con corrección de selectividad, errores estándar entre paréntesis</i> | | | | | | | |
|--|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 |
| DIFERENCIAL PROMEDIO ESTIMADO | 7.24% | 4.66% | 18.50% | 18.92% | 14.80% | 12.03% | 17.22% |
| | (0.007) | (0.022) | (0.019) | (0.019) | (0.020) | (0.026) | (0.017) |
| DIFERENCIAS EN CARACTERISTICAS MEDIAS | -8.33% | -8.25% | -4.54% | -3.45% | -4.95% | -8.60% | -5.51% |
| | (0.007) | (0.008) | (0.008) | (0.008) | (0.008) | (0.010) | (0.007) |
| DIFERENCIAS NO EXPLICADAS | 15.57% | 12.91% | 23.04% | 22.37% | 19.75% | 20.63% | 22.73% |
| | (0.022) | (0.020) | (0.017) | (0.017) | (0.018) | (0.024) | (0.015) |
| OBSERVACIONES HOMBRES | 19435 | 18196 | 19108 | 19528 | 18549 | 16781 | 21580 |
| OBSERVACIONES MUJERES | 28573 | 26954 | 28902 | 29174 | 28541 | 26942 | 30925 |
| PREDICCIÓN DE LA MEDIA DEL INGRESO HORA HOMBRES | 8.920422 | 8.919823 | 8.93474 | 9.024014 | 9.073333 | 9.233023 | 9.24354 |
| PREDICCIÓN DE LA MEDIA DEL INGRESO HORA MUJERES | 8.848049 | 8.87324 | 8.749712 | 8.834859 | 8.92534 | 9.112681 | 9.071373 |
| <i>Sin corrección de Selectividad, errores estándar entre paréntesis</i> | | | | | | | |
| | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 |
| DIFERENCIAL PROMEDIO ESTIMADO | 16.38% | 15.98% | 10.28% | 14.25% | 10.01% | 10.78% | 11.31% |
| | (0.012) | (0.012) | (0.012) | (0.012) | (0.012) | (0.015) | (0.011) |
| DIFERENCIAS EN CARACTERISTICAS MEDIAS | -2.52% | -2.14% | -4.66% | -3.44% | -5.04% | -8.69% | -5.51% |
| | (0.007) | (0.008) | (0.008) | (0.008) | (0.008) | (0.010) | (0.007) |
| DIFERENCIAS NO EXPLICADAS | 18.89% | 18.12% | 14.94% | 17.69% | 15.04% | 19.47% | 16.81% |
| | (0.009) | (0.009) | (0.009) | (0.008) | (0.009) | (0.010) | (0.008) |
| OBSERVACIONES HOMBRES | 10370 | 9993 | 10299 | 10058 | 9531 | 7416 | 11636 |
| OBSERVACIONES MUJERES | 9666 | 9431 | 9523 | 9600 | 9157 | 7220 | 10662 |
| PREDICCIÓN DE LA MEDIA DEL INGRESO HORA HOMBRES | 8.916315 | 8.883523 | 8.889499 | 8.982098 | 9.033556 | 9.169808 | 9.206177 |
| PREDICCIÓN DE LA MEDIA DEL INGRESO HORA MUJERES | 8.752554 | 8.723705 | 8.786654 | 8.839621 | 8.933479 | 9.062012 | 9.093095 |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH

El análisis anterior deja, al menos, dos interrogantes importantes: por un lado, ¿es o no es el componente no explicado discriminación?; por otro lado, la metodología de Oaxaca-Blinder es un análisis basado en la media de la distribución, con lo cual no es claro si todas las mujeres soportan el mismo grado de discriminación o no y, de ser desigual la carga, tampoco permite identificar las características que hacen a una mujer susceptible de soportar mayor o menor carga. Como bien lo ilustró Jenkins (1994, página 82) *“A simple example helps motivate my case. Suppose two sets of sample Survey data about working women’s wages relative to men’s available. Each reveals an average wage differential attributable to discrimination of 10%, but in the first survey all working women are underpaid by 10%, while in the second, half are underpaid by 20% and half are equally paid”*. Traducido a los datos de la Tabla 1 para 2006: ¿todas las mujeres de la muestra ganan un 17% menos que los hombres, pese a que, en promedio, sus años de educación y de experiencia son mayores que los hombres? ¿La igualdad salarial se alcanza sólo si el salario promedio de hombres y mujeres se iguala? La respuesta a estas preguntas sería sí, siempre y cuando la discriminación en el país fuera estrictamente homogénea, pero para eso es necesario corroborar si efectivamente el supuesto es correcto.

Una posible forma de verificar cuán homogénea es esta “discriminación” partiría de analizar si, en diferentes grupos como el nivel educativo o las ramas de actividad económica u otros, existen grandes diferencias en la magnitud de la discriminación observada. Dentro de estos posibles grupos, los investigadores se han interesado, en particular, en la estructura ocupacional vigente; la razón es que, bien especificadas, las clasificaciones de ocupaciones permiten agrupar trabajos iguales, y por tanto, las diferencias en pagos estarían reflejando discriminación más que otros factores de mercado. De particular interés en este tema, y no resuelto de manera satisfactoria como se evidencia en el resto de este capítulo, está el problema de si la diferencia en el empleo por ocupaciones de hombres y mujeres (la segregación ocupacional por género) es un problema de discriminación en el acceso al mercado de trabajo y si existe relación con las diferencias salariales.

1.4 RELACIONES ENTRE SEGREGACIÓN Y DIFERENCIAS SALARIALES.

Aunque la distribución de hombres y mujeres en diferentes grupos de ocupaciones puede ser resultado de un proceso natural de división y especialización del trabajo, puede ser también el resultado de procesos culturales que perpetúan los estereotipos de ambos grupos. En el primero de los casos, la segregación conduciría a asignaciones eficientes de mercado, en la medida en que hombres y mujeres se autoseleccionarían para aquellas tareas en que fuesen más productivos, sin ser un indicio de diferencias discriminatorias.

En el segundo caso, la segregación puede generar ineficiencias en el mercado, si es el resultado de confinar a los grupos enfrentados a desempeñar ocupaciones que no están adecuadamente emparejadas con su formación para el trabajo, y que los llevan a recibir remuneraciones que no están de acuerdo con sus características productivas.

Asimismo, la generación de una sobreoferta en las ocupaciones de libre acceso para todo tipo de personas, en mercados de trabajo competitivos, conduce a una reducción en los salarios de los integrantes del grupo, con lo cual, si se encuentran diferencias salariales asociadas a discriminación en ocupaciones con diferente composición de hombres y mujeres se podría romper fácilmente el supuesto de homogeneidad señalado anteriormente.

Este segundo tipo de segregación resulta ser un problema que no podría ser corregido naturalmente, puesto que la segregación impediría la movilidad de las personas entre ocupaciones. De esta forma, la segregación no sólo genera ineficiencias en la asignación de recursos en el presente, sino que puede afectar a la decisión individual de formación en el futuro para el trabajo así como la de futuras generaciones, acentuando en el tiempo su efecto negativo.

Muy probablemente, la segregación existente en el mercado de trabajo contiene algo de ambos procesos y, aunque una tarea necesaria para entender si la segregación efectivamente es un problema que deba ser corregido a través de medidas de política económica requeriría identificar primero a qué tipo de proceso responde esta segregación, la realidad es que con la información disponible normalmente no es posible empezar por este camino.

Sin embargo, el comenzar a hablar de segregación de manera agregada en Colombia no parece ser la dirección más adecuada. Las diferencias culturales existentes entre las cinco regiones que conforman el país (Andina, Pacífica, Atlántica, Orinoquia y Amazonia) se reflejan en los mercados de trabajo de las diferentes ciudades que conforman la información disponible.

Para ilustrar las dificultades de las metodologías tradicionales que vinculan la descomposición de Oaxaca con la segregación ocupacional por género, se eligió la ciudad de Cali. En lo referente a ocupaciones, la encuesta hace uso de la Clasificación Internacional Uniforme de Ocupaciones, CNO-88, A.C. (Adaptada para Colombia), a dos dígitos¹¹.

1.5 LA EVIDENCIA DE LA SEGREGACIÓN EN EL MERCADO DE TRABAJO.

La evidencia sobre segregación en el mercado de trabajo de hombres y mujeres abunda en la literatura internacional¹² y puede separarse en dos tipos: aquella descriptiva, que solo evidencia la presencia de la segregación, y aquella que vincula la segregación con las diferencias salariales.

¹¹ Más información sobre la Encuesta Continua de Hogares y sobre la Clasificación Nacional de Ocupaciones, se puede encontrar en <http://www.dane.gov.co>

¹² Una amplia revisión de la literatura al respecto se encuentra en Anker (1998).

En el primer grupo, son dos los indicadores por excelencia de la segregación. En el primero, se analiza el porcentaje de mujeres empleadas en las distintas ocupaciones o en las distintas ramas de actividad. Un ejemplo de esto se puede encontrar en los resultados de los informes de [Employment in Europe](#), publicados por la Division of Employment and Social Affairs of the European Commission, que calcula el porcentaje de mujeres empleadas por sectores económicos, y donde se observa por ejemplo, que más del 80% de las mujeres están en el sector servicios, mientras que entre el 10 y el 13% están en la industria¹³.

La mayoría de análisis académicos hacen uso del índice de Duncan¹⁴ para medir segregación, que suma las diferencias absolutas entre la proporción de hombres y la proporción de mujeres empleados en cada grupo. Los grupos generalmente se refieren a ocupaciones, posiciones ocupacionales o a ramas de actividad. El índice toma valores entre cero y uno, donde cero indica que en cada grupo hay igual proporción de hombres y mujeres, y un valor de uno indica que en los grupos o hay hombres, o hay mujeres, pero no están mezclados. El resultado del índice tiene varias interpretaciones (Anker, 1998, y Flückiger y Silber, 1999), pero la más común en la literatura se refiere al porcentaje de mujeres que tendrían que moverse de grupo para igualar la proporción de hombres y mujeres en cada uno de ellos.

Son dos los problemas asociados a este tipo de análisis. En primer lugar, pertenecer a la misma actividad o posición ocupacional no necesariamente implica hacer el mismo trabajo. Clasificaciones de actividad muy amplias, como la de servicios mencionada anteriormente, pueden incluir tanto a los promotores de venta de servicios como a los administradores de las firmas prestadoras del servicio, empleados que claramente poseen distintas cualidades en el trabajo y cuyas diferencias en características pueden evidenciar segregación donde realmente no la hay, así como también diferencias en remuneración, asociadas a trabajos y cualificaciones diferentes. En general, al hablar de segregación por género, se desea averiguar si hay división en *los mismos* trabajos entre hombres y mujeres, lo cual

¹³ Datos del año 2000.

¹⁴ Duncan y Duncan (1955)

también permitiría vincular la segregación con la problemática de pago igual por trabajo igual. Esto ha llevado a pensar que la clasificación de ocupaciones puede ser la mejor forma de estudiar de forma agregada la distribución de hombres y mujeres entre trabajos. Sin embargo, las clasificaciones muy generales poseen los mismos problemas señalados anteriormente.

Esto nos lleva a hablar del segundo problema que presentan los análisis descriptivos, que usan el índice de Duncan¹⁵. Este índice es sensible al número de categorías o grupos que sirven de base en su cálculo: cuantos más grupos existan, mayor es el grado de segregación que muestra. Adicionalmente, la comparación de este índice a lo largo del tiempo no es directa, ya que los cambios en la composición entre grupos de hombres y mujeres pueden estar asociados a una recomposición de la demanda por trabajo o a un efecto de crecimiento de un grupo particular en la fuerza laboral, como es el caso de las mujeres.

En el caso colombiano, la segregación a través del índice de Duncan se considerada moderada para ramas de actividad y posición ocupacional (Urdinola, 1999) y alta para ocupaciones (Tenjo, Ribero y Bernat, 2002). Haciendo uso de la Encuesta Nacional de Hogares¹⁶, predecesora de la información que usamos en el presente estudio¹⁷, Urdinola (1999) calcula el índice de Duncan por ramas de actividad económica, entre 1982 y 1986, para las siete principales ciudades del país, encontrando que oscila entre un 19% y un 23%, mientras que el índice usando la posición ocupacional oscila entre el 11% y el 21%. Adicionalmente, encuentra que el porcentaje de empleados (hombres y mujeres) que debe cambiar su posición ocupacional no supera el 7% del total de los ocupados, en las siete principales ciudades del país. Quizás estos resultados sean los que hayan motivado la ausencia análisis de esta problemática en Colombia. Sin embargo, para el período 1980-1998,

¹⁵ En el capítulo 3, se tratan con mayor profundidad éste y otros índices propuestos para el análisis de segregación.

¹⁶ Vale la pena mencionar que en los datos usados por Urdinola (1999), tanto la clasificación de actividades económicas, CIU, como la clasificación de Ocupaciones, CNO, estaban disponibles agregadas a un solo dígito, mientras que, en los datos que usamos, ambas clasificaciones están disponibles a dos dígitos.

¹⁷ Ver nota al pie número 1.

Tenjo, Ribero y Bernat (2002) encuentran que, por ocupaciones -no analizadas en Urdinola (1999)-, el nivel de segregación no solo es alto en relación a las ramas de actividad (entre 0.54 y 0.59), sino también uno de los más altos entre los seis países que se comparan¹⁸, pero con tendencia decreciente en el último año analizado.

La relación entre la segregación y las diferencias salariales se ha estudiado de manera directa e indirecta. De forma indirecta, a través de la descomposición de Oaxaca (1973), y de forma directa, a través de las descomposiciones de Brown, Moon y Zoloth (1980) y de Flückiger y Silber (1999) y a través de otras como la de Tenjo, Ribero y Bernat (2002). En la forma indirecta, la ocupación explica los salarios y, por tanto, contribuye a las diferencias de éstos entre hombres y mujeres reflejadas en la descomposición de Oaxaca (1973), detallada en la siguiente sección de este artículo. La pregunta consiste en si es correcto involucrar la ocupación como una variable independiente del salario. Si la decisión sobre qué ocupación elegir, ocurre una vez se decide participar en el mercado, debido a que los salarios en esa ocupación se perciben más altos que en otra para la que se está cualificado, puede que la aproximación sea incorrecta porque la ocupación no sería independiente del salario, supuesto básico para explicar la determinación de salarios de forma causal.

Otra crítica que puede surgir con este método indirecto radica en la interpretación de las diferencias en los retornos estimados para cada ocupación, ya que las ocupaciones no corresponderían a una característica productiva, pero tampoco a discriminación.

Adicionalmente, así como el índice de Duncan es sensible a la clasificación de ocupaciones, las estimaciones de salarios también son sensibles a ella y, en este sentido, cuanto más detallada sea la clasificación, mayor poder explicativo exhibirá la ocupación sobre los salarios¹⁹.

¹⁸ El análisis compara a Honduras, Brasil, Costa Rica, Colombia, Argentina y Uruguay.

¹⁹ En este orden de ideas, la ocupación debería explicar la decisión de participación en el mercado de trabajo y no ser considerada directamente en la estimación salarial.

En las descomposiciones directas, una primera aproximación al problema se puede establecer a través de la descomposición de la brecha salarial por sexo y grupo (rama de actividad, ocupación, posición ocupacional, etc.), en la parte asociada a las diferencias de empleo entre grupos y la parte de diferencias promedio de salarios, como la planteada por Tenjo, Ribero y Bernat (2002), en un análisis para seis países latinoamericanos, incluyendo Colombia. Los autores encuentran que, en los últimos 20 años del siglo XX, el componente de segregación es el más importante de la diferencia salarial entre hombres y mujeres²⁰, y parece tener la misma dirección del componente de diferencias salariales: cuanto mayor es la brecha, más grande es la diferencia entre las proporciones de hombres y mujeres. El único caso en el que no parece ocurrir ese fenómeno es Brasil, en donde la segregación parecería estar a favor de las mujeres.

El problema que surge con la descomposición señalada anteriormente es que no explica qué parte de las diferencias de salario, una vez descontada la segmentación, puede ser atribuida a diferencias en la productividad entre sexos. Las descomposiciones de Brown, Moon y Zoloth (1980) y la de Flückiger y Silber (1999) intentan relacionar la brecha salarial con la segregación y la productividad, estableciendo un análisis que, al igual que la aproximación de Tenjo, Ribero y Bernat (2002), hace explícito el componente de segregación medido como lo sugiere Duncan y Duncan (1955), pero además involucra las diferencias productivas como lo hace Oaxaca (1973). Por lo tanto, la diferencia entre las dos metodologías es que, en la primera, se asume que la distribución ocupacional de los hombres es la que debe prevalecer en el mercado. Bajo este supuesto, se construye la distribución por ocupación que debería existir en las mujeres y se analizan las diferencias salariales entre estos dos grupos, encontrando que, aún descontando el elemento de segregación, las diferencias salariales existen. Sin este supuesto, la segunda descomposición adapta la descomposición de Oaxaca para involucrar explícitamente la segregación, pero, para involucrar las ocupaciones, estima

²⁰ Página 19.

diferentes ecuaciones salariales para grupos de ocupaciones masculinas, femeninas y mixtas.

En términos generales, lo que la evidencia internacional muestra de estas descomposiciones es que la segregación es la parte más importante de las diferencias salariales. Así, Plasman y Sissoko (2004), usando la descomposición de Brown, Moon y Zoloth (1980), encuentran que la segregación de género explica casi el 30% de la brecha salarial en España y más del 20% en Dinamarca, mientras que en Italia, Alemania y Bélgica, supera el 50%. Similares resultados para Latinoamérica se encuentran, con la metodología de Flückiger y Silber (1999), en Deutsch, Morrison, Piras y Ñopo (2004), en donde destacan, por un lado, los cambios radicales en el peso de este componente a lo largo del tiempo y por otro la variabilidad en su signo. El caso extremo es Costa Rica que, en 1993 tenía un componente de segregación a favor de los hombres que explicaba el 82% de la brecha, mientras que en 1997, era favorable a las mujeres y tan solo explicaba un 20%.

Decidirse por una u otra metodología tiene sus costes y sus beneficios. Aplicar la descomposición de Brown, Moon y Zoloth (1980) permite trabajar con ocupaciones a un nivel más desagregado que Flückiger y Silber (1999), a costa de la especificación de modelos carentes de una clara teoría económica que respalde la selección de las variables que intervienen en el modelo. Adicionalmente, asumir que la distribución actual por ocupaciones de los hombres es la que debe prevalecer, supone que la segregación existente no tiene relación con una discriminación a la entrada de ciertas ocupaciones por razones culturales dependientes del sexo. Por esta razón se decide optar por un análisis de segregación a través de la aproximación de Flückiger y Silber (1999).

1.6 METODOLOGÍA

Para tratar de establecer si la segregación presente en los datos del apartado anterior está relacionada o no con las diferencias salariales, se utilizó la descomposición de Flückiger y Silber (1999), la cual es una adaptación de la descomposición de Oaxaca (1973) y usa como insumo, al igual que su predecesora los resultados de la estimación de las ecuaciones mincerianas²¹. Para ilustrar las diferencias y similitudes entre una y otra metodología, es interesante recordar que las ecuaciones mincerianas estiman el salario de un individuo en función de un conjunto de variables explicativas como son los años de educación y la experiencia, entre otras. En la descomposición de Oaxaca (1973), se estiman dos ecuaciones de salarios, una para hombres, M, y otra para mujeres, F, de las que se deduce:

$$\text{Ln}\overline{Y}_M = \hat{\beta}_M \overline{X}_M \quad (1)$$

$$\text{Ln}\overline{Y}_F = \hat{\beta}_F \overline{X}_F \quad (2)$$

El miembro izquierdo de cada ecuación corresponde al logaritmo natural del salario por hora de hombres y de mujeres (Y_M , Y_F), respectivamente. Se incluye de esta forma para evitar el problema de endogeneidad entre las horas trabajadas y el salario, y en forma logarítmica, para evitar predicciones de salario negativas para personas con bajos niveles de escolaridad, así como para permitir, que el retorno a los años de educación aumente conforme aumenta la escolaridad del individuo.

Aunque las variables independientes promedio ($\overline{X}_M, \overline{X}_F$) difieren entre estudios, dependiendo del tipo de información disponible, son variables que explican por qué una persona es remunerada más que otra; por ello, en este tipo de ecuaciones siempre se encuentra información que indican el nivel de formación del individuo, su experiencia y, en algunos casos, condiciones particulares que determinan su

²¹ Para un recuento de la historia y problemas econométricos de las ecuaciones mincerianas, ver Heckman, Lochner y Todd,. (2003).

situación en el mercado de trabajo, como el número de hijos, su posición en la familia, etc.

Restando las dos estimaciones anteriores, la descomposición de Oaxaca (1973) permite separar las diferencias entre hombres y mujeres en dos componentes. El primero, en el que intervienen las diferencias en características productivas, que se entiende como aquella parte del diferencial explicado porque los hombres (mujeres) tengan mejores dotaciones para el trabajo y la segunda parte, las diferencias en remuneraciones, que reconoce, una vez descontadas las diferencias entre hombres y mujeres, que existen diferencias en los pagos a cada unidad de característica productiva. Este último término, tradicionalmente, se asocia a discriminación. La separación de la brecha en estos dos componentes se puede ver en la ecuación (3):

$$\begin{aligned} \overline{LnY_M} - \overline{LnY_F} &= \hat{\beta}_M \overline{X_M} - \hat{\beta}_F \overline{X_F} + \hat{\beta}_M \overline{X_F} - \hat{\beta}_M \overline{X_F} \\ &= \hat{\beta}_M (\overline{X_M} - \overline{X_F}) + \overline{X_F} (\hat{\beta}_M - \hat{\beta}_F) \end{aligned} \quad (3)$$

Siguiendo el mismo principio de Oaxaca (1973), la descomposición de Flückiger y Silber (1999) muestra que es posible separar el componente asociado a discriminación en dos términos: uno en el cual se puede hacer explícita la segregación ocupacional y otra parte que sigue estando asociada a la discriminación. Para tal fin, las ecuaciones mincerianas señaladas anteriormente serán estimadas por grupos ocupacionales:

$$LnY_{ij} = \beta_{ij} X_{ij} + v_{ij} \quad (4)$$

En la ecuación (4), i representa el grupo ocupacional y j representa a los hombres o a las mujeres. De esta forma, LnY_{ij} identifica el logaritmo natural del salario por hora de los individuos de sexo j en el tipo de ocupación i , e igual interpretación para las características X_{ij} . La definición de los grupos ocupacionales se realizará más adelante. Sin embargo, en general, para cada grupo ocupacional es posible separar la diferencia promedio entre hombres y mujeres en los dos componentes planteados anteriormente:

$$\overline{\text{Ln}Y_{i,M}} - \overline{\text{Ln}Y_{i,F}} = C_i + D_i \quad (5)$$

Donde

$$C_i = \hat{\beta}_{i,M} (\overline{X_{i,M}} - \overline{X_{i,F}}) \quad (6)$$

$$D_i = (\hat{\beta}_{i,M} - \hat{\beta}_{i,F}) \overline{X_{i,F}} \quad (7)$$

Para obtener el diferencial total, se agregarán los grupos ponderando por el tamaño de cada uno de ellos. De esta manera, la brecha esperada entre el logaritmo del ingreso promedio de hombres y mujeres trabajadores, $E\Delta$, puede definirse como:

$$E\Delta = \sum_i \left(\frac{N_i}{N} \right) [\overline{\text{Ln}Y_{iM}} - \overline{\text{Ln}Y_{iF}}] \quad (8)$$

En esta expresión N_i , es el número de personas en el grupo i y N el total de empleados. La brecha actual, $A\Delta = \text{Ln}Y_M - \text{Ln}Y_F$, puede escribirse como:

$$A\Delta = \sum_i \left(\frac{N_{iM}}{N_M} \right) \overline{\text{Ln}Y_{iM}} - \left(\frac{N_{iF}}{N_F} \right) \overline{\text{Ln}Y_{iF}} \quad (9)$$

Ahora, N_M y N_F , son el número total de hombres y mujeres en el mercado laboral, respectivamente. Combinando (8) y (9):

$$\begin{aligned} A\Delta &= \sum_i \left[\left(\frac{N_{iM}}{N_M} \right) - \left(\frac{N_i}{N} \right) \right] \overline{\text{Ln}Y_{iM}} - \left[\left(\frac{N_{iF}}{N_F} \right) - \left(\frac{N_i}{N} \right) \right] \overline{\text{Ln}Y_{iF}} \\ &\quad + \sum_i \left(\frac{N_i}{N} \right) [\overline{\text{Ln}Y_{iM}} - \overline{\text{Ln}Y_{iF}}] = S + C + D \quad (10) \end{aligned}$$

Donde

$$S = \sum_i \left[\left(\frac{N_{iM}}{N_M} \right) - \left(\frac{N_i}{N} \right) \right] \overline{\text{Ln}Y_{iM}} - \left[\left(\frac{N_{iF}}{N_F} \right) - \left(\frac{N_i}{N} \right) \right] \overline{\text{Ln}Y_{iF}}$$

$$C = \sum_i \left(\frac{N_i}{N} \right) \left[\hat{\beta}_{i,M} (\overline{X_{i,M}} - \overline{X_{i,F}}) \right]$$

$$D = \sum_i \left(\frac{N_i}{N} \right) \left[(\hat{\beta}_{i,M} - \hat{\beta}_{i,F}) \overline{X_{i,F}} \right]$$

Es decir, el diferencial total es equivalente a la suma de tres componentes, que son: segregación ocupacional (**S**), diferencias en capital humano (**C**) y discriminación en salarios (**D**). En esta última expresión, se observa que S+D equivaldría al componente asociado a la discriminación en la descomposición de Oaxaca (1973), cuando se asume que los retornos a las características productivas y los promedios en cada grupo ocupacional coinciden con promedio y los retornos en el total de la población.

1.7 LA SELECCIÓN DE LOS GRUPOS OCUPACIONALES

Como se mencionó en la sección 1.4 y como se observa en la ecuación (10), la segregación se mide a través de las diferencias en las proporciones de personas presentes en cada categoría ocupacional. Si bien sería deseable estimar una ecuación por ocupación, los tamaños muestrales no lo permiten y, además de los problemas econométricos tradicionales, se presentaría un sesgo de selección adicional en los estimadores debido a la falta de aleatoriedad de la muestra.

Los analistas de la segregación por sexo, más que trabajar con las ocupaciones desagregadas, normalmente han dividido las ocupaciones en dos o tres tipos, dependiendo de cuál de los sexos predomine en dichas ocupaciones. Estos tipos se conocen como “ocupaciones masculinas” y “ocupaciones femeninas” (Anker, 1998);, y la pregunta entonces radica en si existe una única forma o un criterio libre de juicios de valor para definir los grupos, mientras que la respuesta es que depende del criterio del investigador. El propio Anker (1998) presenta una revisión exhaustiva de los criterios utilizados por diferentes analistas, y encuentra básicamente tres formas de agrupamiento: en una de ellas, se separan aquellas ocupaciones predominantemente femeninas del resto y el grado de clasificación va desde aquellas ocupaciones en las cuales más del 50% de empleados son mujeres a

aquellas con más del 70%. Las ocupaciones que no cumplen con este criterio son predominantemente masculinas.

Una segunda forma de clasificación considera una tercera categoría, "ocupaciones mixtas". En éstas los rangos más amplios de ocupaciones mixtas se definen como aquellos en los cuales hay un porcentaje de mujeres del 20% al 60% del total de empleados en la ocupación, y en los rangos más estrechos del 33% al 43%

Una tercera categoría, es tradicionalmente dirigida a estudiar regulaciones de igual pago por igual trabajo. En este tipo de clasificación, normalmente definen las ocupaciones mixtas como aquellas en las que hay entre un 30% y un 70% de mujeres empleadas.

La ecuación (10) muestra que, *Ceteris Paribus*, cuanto más grande sea la diferencia de proporciones de cada sexo con respecto al total de la población en cada categoría ocupacional, mayor es el componente de segregación y, por tal motivo, la selección sobre el criterio de clasificación de ocupaciones es crítico a la hora de hacer este tipo de análisis. Dado que este es un análisis que se realiza por primera vez en el país y sin ningún precedente directo, se ha optado por hacer un análisis de sensibilidad de los resultados definiendo tres clasificaciones que se señalan en la Tabla 2:

TABLA 2: CRITERIOS PARA LA CLASIFICACIÓN DE OCUPACIONES

| Nombre de la Clasificación | Ocupaciones Predominantemente Masculinas | Ocupaciones Mixtas | Ocupaciones Predominantemente Femeninas |
|----------------------------|---|--|---|
| <i>extrema</i> | Se incluyen todas aquellas ocupaciones en las que menos del 20% de los empleados en la ocupación son mujeres | Se incluyen todas aquellas ocupaciones en las que más del 20% y menos del 60% de los empleados en la ocupación son mujeres | Se incluyen todas aquellas ocupaciones en las que más del 60% de los empleados en la ocupación son mujeres |
| <i>común</i> | Se incluyen todas aquellas ocupaciones en las que menos del 30% de los empleados en la ocupación son mujeres | Se incluyen todas aquellas ocupaciones en las que más del 30% y menos del 70% de los empleados en la ocupación son mujeres | Se incluyen todas aquellas ocupaciones en las que más del 70% de los empleados en la ocupación son mujeres |
| <i>Excluyente</i> | Se incluyen todas aquellas ocupaciones en las que hay un porcentaje de mujeres inferior al total de mujeres empleadas en la fuerza laboral (46.83%) | No hay | Se incluyen todas aquellas ocupaciones en las que hay un porcentaje de mujeres superior al total de mujeres empleadas en la fuerza laboral (46.83%) |

Fuente: Elaboración propia.

Al aplicar las tres clasificaciones definidas, la población de asalariados de Cali queda distribuida como se presenta a continuación:

TABLA 3 : DISTRIBUCIÓN DE PERSONAS POR TIPO DE OCUPACIÓN Y SEXO EN LA CLASIFICACIÓN EXTREMA

| | Sexo | | Total |
|--|-----------------------|----------------------|---------------------|
| | Hombre | Mujer | |
| Ocupaciones predominantemente Masculinas | 495 25.67% | 24 1.24% | 519 26.92% |
| Ocupaciones Mixtas | 373 19.35% | 276 14.32% | 649 33.66% |
| Ocupaciones predominantemente femeninas | 156 8.09% | 604 31.33% | 760 39.42% |
| Total | 1024 53.11% | 904 46.89% | 1928 100% |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

TABLA 4: DISTRIBUCIÓN DE PERSONAS POR TIPO DE OCUPACIÓN Y SEXO EN LA CLASIFICACIÓN COMÚN

| | Sexo | | Total |
|--|-----------------------|----------------------|---------------------|
| | Hombre | Mujer | |
| Ocupaciones predominantemente Masculinas | 559 28.99% | 49 2.54% | 608 31.54% |
| Ocupaciones Mixtas | 391 20.28% | 408 21.16% | 799 41.44% |
| Ocupaciones predominantemente femeninas | 74 3.84% | 447 23.18% | 521 27.02% |
| Total | 1024 53.11% | 904 46.89% | 1928 100% |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

TABLA 5: DISTRIBUCIÓN DE PERSONAS POR TIPO DE OCUPACIÓN Y SEXO EN LA CLASIFICACIÓN EXCLUYENTE

| | Sexo | | Total |
|------------------------|----------------|---------------|---------------|
| | Hombre | Mujer | |
| Ocupaciones Masculinas | 774 40.15% | 191 9.91% | 965 50.05% |
| Ocupaciones Femeninas | 250 12.97% | 713 36.98% | 963 49.95% |
| Total | 1024 53.11% | 904 46.89% | 1928 100% |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

En las clasificaciones extrema y común (tablas 3 y 4) lo único que cambia es el umbral que define qué ocupaciones son predominantemente masculinas y cuáles predominantemente femeninas. En la clasificación extrema, las ocupaciones predominantemente masculinas son aquellas en las que el 20% o menos de los empleados son mujeres, mientras que en la clasificación común es el 30%. En ambas tablas, es claro que son muy pocas las mujeres en ocupaciones predominantemente masculinas (1.24% del total de empleados en la clasificación Excluyente y 2.54% en la clasificación común), con relación a los hombres en ocupaciones predominantemente femeninas (8.09% vs 3.84% respectivamente). Además, pareciera que, en número de personas, los hombres son más sensibles al cambio de clasificación que las mujeres. Cerca del 20% de hombres y mujeres empleados están clasificados en ocupaciones mixtas.

En la clasificación excluyente (tabla 5), en la cual se asume que no hay ocupaciones mixtas, aunque el umbral es 25 puntos porcentuales más amplio que el de la clasificación extrema, ocurre lo mismo: pocas mujeres en las ocupaciones masculinas y pocos hombres en las ocupaciones femeninas, siendo superior el porcentaje de estos últimos al de las primeras. Esto no es más que otra forma de comprobar lo que

el índice de Duncan ya mostraba en estudios anteriores, y es una fuerte segregación ocupacional por sexo.

Tres preguntas surgen al analizar estas cifras: ¿Qué tipo de actividades son, bajo estas clasificaciones, predominantemente masculinas?, ¿Cuáles son las ocupaciones propensas a cambiar de clasificación? y, dado el tamaño relativo de los grupos de hombres y mujeres en actividades “contrarias” a su género, ¿afecta la clasificación sustancialmente el peso de la segregación ocupacional en la descomposición a utilizar?

La respuesta a la primera pregunta se encuentra en los anexos A1 y A2, en donde se muestran las principales ocupaciones que quedan dentro de cada categoría en las clasificaciones extrema y común²². Si bien el grupo de ocupaciones que quedan dentro de la misma categoría son iguales para hombres y mujeres, la segregación extrema –ocupaciones de sólo hombres o de sólo mujeres- presente en las ocupaciones a dos dígitos, hace que las ocupaciones específicas dentro de cada categoría sean distintas por género. Las respuestas a las dos siguientes preguntas se encuentran en la sección posterior de resultados.

1.8 PROBLEMAS ECONOMÉTRICOS

Son bien conocidos los problemas econométricos que suelen presentarse en la estimación y especificación de ecuaciones mincerianas (Heckman, Lochner, y Todd, 2003). Estos están relacionados con los problemas de medición de las variables o la ausencia de ellas, lo que causa sesgos de medición o de variables omitidas, los problemas de sesgo de selección si las características de los empleados y los desempleados difieren, así como los problemas de endogeneidad de las horas trabajadas y de la educación.

²² Por las razones estadísticas explicadas en la sección de resultados, se omite el correspondiente anexo para la clasificación excluyente.

Como se mencionó anteriormente, el problema de endogeneidad de las horas trabajadas se resolvió estimando como variable dependiente el logaritmo natural del salario por hora. Corregir el problema de endogeneidad de la educación, requeriría la presencia de una variable instrumental como la educación del padre o de la madre del individuo analizado, información de la que no se dispone para toda la muestra analizada, por lo que no se corrige. Se esperaba corregir el problema de variables omitidas, una vez se tuviera en cuenta el sesgo de selección, dado que Heckman (1979) muestra que dicho sesgo puede considerarse como un problema de variables omitidas²³.

En el caso del presente estudio, se presenta un doble sesgo de selección, en la medida en que la falta de aleatoriedad de la muestra no sólo se refiere a la ausencia de información sobre el salario de reserva de los desempleados, sino también a los factores que determinan la selección de la ocupación. Aunque se realizaron cálculos con y sin el sesgo de selección, a través de la corrección propuesta por Bourguignon, Fournier y Gourgand (2004)²⁴, que es una adaptación del método propuesto por Durbin y McFadden (1984), en los datos particulares usados, a diferencia de todo lo revisado en la literatura para Colombia, no parece haber evidencia contundente sobre la presencia del sesgo de selección²⁵

1.9 RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES Y DE LA DESCOMPOSICIÓN DE FLÜCKIGER Y SILBER

Para las tres clasificaciones, se estimaron ecuaciones de salarios independientes para hombres y mujeres, estimando el logaritmo natural del salario hora en función de la

²³ Por considerarlo de mayor interés, una explicación más detallada del problema de sesgo de selección se presenta en el capítulo 3.

²⁴ Este doble sesgo de selección también se presenta en la descomposición de Brown, Moon y Zoloth (1980), La corrección del sesgo de selección en este caso requiere la aplicación de un modelo logit multinomial, en el que se estime la probabilidad de participación en cada ocupación. Dado que la aplicación de Brown, Moon. Y Zoloth no suele agregar ocupaciones de una forma tan general, la corrección requiere más grados de libertad que los necesarios en Flückiger y Silber (1999)

²⁵ Los resultados de estas estimaciones están a disposición de todo aquel que esté interesado. Fueron realizados a través del comando svyselmlog de Stata, realizado por R.E. de Hoyos.

experiencia y de la experiencia al cuadrado y corrigiendo la existencia de heteroscedasticidad a través de la corrección de White (1980). Los resultados de estas estimaciones están en los anexos B1 y B2, mientras que los promedios de las variables para la descomposición se encuentran en los anexos C1 y C2; las pruebas de Chow de los parámetros estimados entre categorías ocupacionales rechazan al 5% la hipótesis nula de igualdad de coeficientes entre ellas, en las clasificaciones extrema y común tanto de hombres como de mujeres²⁶. Dado que no se encontraron diferencias entre los parámetros estimados para la clasificación excluyente, se presentará el análisis de las clasificaciones con tres grandes grupos.

Como se puede verificar en los anexos, los coeficientes de los parámetros son, en general, estadísticamente significativos. Sólo se presentan excepciones con los parámetros de experiencia en las estimaciones de mujeres en ocupaciones predominantemente masculinas. Muy probablemente esto esté relacionado con el pequeño tamaño de muestra para este grupo en las dos clasificaciones. Sin embargo, las pruebas de significación conjunta no permiten excluir estas variables del modelo.

Las pruebas de Chow para verificar que entre hombres y mujeres existen diferencias estadísticamente significativas en los parámetros estimados mostraron que, en todos los casos, se rechaza la hipótesis nula de igualdad entre ellos. Esto permite identificar patrones interesantes ocultos en las tradicionales descomposiciones de Oaxaca (1973). En primer lugar, los empleados en las llamadas ocupaciones mixtas, independientemente de cómo se haya definido la clasificación e independientemente de su sexo, reciben un mayor retorno a cada año de educación que los empleados en las llamadas ocupaciones masculinas o femeninas. En el caso de los hombres, el retorno a un año de educación, si trabaja en ocupaciones mixtas, es del 15%, mientras que si trabaja en ocupaciones masculinas es del 8% u 11%, Si trabaja en ocupaciones predominantemente femeninas, el retorno a un año adicional de educación está entre el 10% y 13%, dependiendo de la clasificación.

²⁶ Aunque no se presentan como anexos, las pruebas están a disposición de los interesados.

En el caso de las mujeres, el retorno a un año de educación, si trabaja en ocupaciones mixtas, es casi del 16%, mientras que si trabaja en ocupaciones masculinas es del 8% o 14%, Si trabaja en ocupaciones predominantemente femeninas, el retorno a un año adicional de educación está entre el 11% y 13%, dependiendo de la clasificación.

Parte de las diferencias en retornos a la educación se explican porque, con excepción de las ocupaciones predominantemente femeninas, en el resto de grupos, las mujeres tienen en promedio más niveles educativos. En el grupo de ocupaciones mixtas, las mujeres tienen casi dos años más de educación que en el resto de grupos. Y casi un año más de educación que los hombres de su grupo.

En este orden de ideas, si se habla estrictamente de años de educación, el componente de características productivas de la descomposición de Oaxaca (1973) o de Flückiger y Silber (1999) debería resultar a favor de las mujeres. Además, la comparación entre grupos, apoyaría la idea de que la segregación afecta a la determinación de salarios, y en particular, que favorece a las mujeres.

El cambio en los retornos a la educación de una clasificación a otra resulta significativo y grande: mientras los hombres en ocupaciones predominantemente masculinas en la clasificación extrema recibían un retorno del 8.4% en la clasificación común es del 11%, en el caso de las mujeres, este cambio es de 8.88% a 14.45%.

Entre categorías ocupacionales, se observa que las mujeres en ocupaciones predominantemente masculinas tienen un mayor retorno a los años de educación que los hombres en la misma categoría. La diferencia de estos retornos es más aguda en la clasificación común que en la clasificación extrema: en la primera, el retorno de las mujeres es del 14.45% mientras que el de los hombres es de 11.28%,

mientras que en la segunda la diferencia inferior al 0.5%. En las ocupaciones predominantemente femeninas, el resultado depende de la clasificación: mientras en la clasificación extrema los hombres tienen un retorno más alto que las mujeres (13.77% vs 13.04%), en la clasificación común las mujeres tienen un mayor retorno que los hombres (11.73% vs 10.73%), aunque menor en nivel que el estimado con la clasificación extrema. Sobre estos cambios se hablará más adelante.

Las cosas cambian en términos de los retornos a la experiencia. Para todas las estimaciones en las que tanto la variable experiencia como la experiencia al cuadrado son significativas, el pago de un año adicional de experiencia a los hombres es superior al de las mujeres. Evaluado en la experiencia promedio, estos retornos para los hombres oscilan entre el 2.2% y el 2.78%, mientras que para las mujeres el intervalo está entre 1.4% y 1.9%. Al igual que lo que ocurre con los retornos a la educación, esta diferencia es más marcada en las personas clasificadas en ocupaciones mixtas, en donde la diferencia en retornos entre sexos es casi de un 1.2%, mientras que en las ocupaciones mixtas la diferencia es de 0.5%.

En la clasificación extrema, los retornos a la experiencia promedio de los hombres son más altos que los de la clasificación común, mientras que en el caso de las mujeres, sólo puede decirse lo mismo para las ocupaciones mixtas, pero no para las predominantemente femeninas.

Todos los análisis anteriores permiten verificar que las diferencias calculadas a través de la descomposición de Flückiger y Silber (1999) son diferencias estadísticamente válidas. La descomposición se presenta en la tabla 6

TABLA 6: DESCOMPOSICIÓN DE FLÜCKIGER Y SILBER, CALI, PRIMER TRIMESTRE DE 2006

| | CLASIFICACIÓN EXTREMA | CLASIFICACIÓN COMÚN |
|--------------------------------|--------------------------|------------------------|
| DIFERENCIAL TOTAL | 0.0782 | 0.0782 |
| SEGMENTACIÓN | -0.1641 | -0.0008 |
| DIFERENCIAS EN CARACTERISTICAS | 0.1085 | -0.0018 |
| DIFERENCIAS EN REMUNERACIONES | 0.1338 | 0.0808 |

Fuente: Elaboración propia con base en la ECH

Aunque como se mencionó en la sección 1.5 de esta memoria, la descomposición muestra cambios grandes en la importancia del componente de segmentación entre años y entre países, no se esperaba que esto sucediera ante cambios de umbral de las ocupaciones clasificadas como predominantemente masculinas y predominantemente femeninas, como se observa de la tabla 6. La clasificación extrema sugiere que el componente de segmentación es la parte más grande del diferencial total, mientras que este componente es muy pequeño en la clasificación común.

En ambos casos, sin embargo, el componente de segmentación es negativo; esto es, contribuye a reducir el diferencial total del salario por hora entre hombres y mujeres. Esto sugiere que la segmentación favorece la reducción de la brecha salarial, con lo cual parecería que la segmentación existente en el mercado de trabajo de Cali es resultado de asignaciones eficientes de mercado, más que resultado de fenómenos asociados con discriminación a la entrada de diferentes ocupaciones. Evidencia de este fenómeno también se encuentra para Brasil en Tenjo, Ribero y Bernat (2002).

También cabe destacar que la presencia explícita de la segmentación en la descomposición cambia la importancia relativa del componente de características productivas y las remuneraciones: mientras en la clasificación extrema las diferencias

en características productivas resultan en un componente grande a favor de los hombres, en la común resulta pequeño y a favor de las mujeres.

Para explicar este cambio en los resultados de la descomposición es necesario conocer las características de las personas que cambian de categoría al pasar de la clasificación extrema a la común. En total, cambian de categoría 328 personas, el 17% de la muestra. De estas 328 personas, el 72.8% pasaron de estar clasificadas en ocupaciones predominantemente femeninas en la clasificación extrema a ser clasificadas como mixtas en la clasificación común, mientras que las 89 personas restantes pasaron de estar en ocupaciones mixtas en la clasificación extrema a ocupaciones predominantemente masculinas en la clasificación común, como se observa en la tabla 7.

Mientras que ocupaciones que requieren alto nivel educativo como lo son Economía, Cajeros y Analistas de cuentas, son las que cambian de ser clasificadas como ocupaciones predominantemente femeninas a ocupaciones mixtas, las ocupaciones que pasan de mixtas a predominantemente masculinas parecen requerir un nivel de educación menor. La Tabla 8 confirma esta intuición. En ella, se muestran los promedios de los años de educación y experiencia de las personas que cambiaron en cada categoría frente a las que no cambiaron por género.

TABLA 7: OCUPACIONES RE CATEGORIZADAS AL CAMBIAR LA CLASIFICACIÓN EXTREMA POR LA CLASIFICACIÓN COMÚN

| Personas que pasaron de ocupaciones: | | | |
|---|---|--|-------------|
| Tipo de ocupación | De predominantemente femeninas a mixtas | De mixtas a predominantemente masculinas | Total |
| Arquitectos | 0 | 29 | 29 |
| Ingenieros de distintas ramas menos agrónomos, forestales y de sistemas | 0% | 9% | 9% |
| Economistas | 0 | 2 | 2 |
| Analistas de mercado | 0% | 1% | 1% |
| Profesor de universidad | 93 | 0 | 93 |
| Profesor de colegio excepto los de educación física | 28% | 0% | 28% |
| Bibliotecarios | 6 | 0 | 6 |
| Antropólogos | | | |
| Psicólogos | 2% | 0% | 2% |
| Traductores | | | |
| Cajeros | 92 | 0 | 92 |
| Analistas de cuentas | 28% | 0% | 28% |
| Telefonistas | 3 | 0 | 3 |
| Operadores de radio en navegación aérea y marítima | 1% | 0% | 1% |
| Agente viajero | 44 | 0 | 44 |
| Agentes e inspectores de ventas | 13% | 0% | 13% |
| Visitador médico | | | |
| Mayordomo | 1 | 0 | 1 |
| | 0% | 0% | 0% |
| Avicultor | 0 | 8 | 8 |
| Jardinero | 0% | 2% | 2% |
| Supervisores y capateces en fábricas | 0 | 8 | 8 |
| | 0% | 2% | 2% |
| Artesanos del cuero | 0 | 23 | 23 |
| | 0% | 7% | 7% |
| Confeccionadores de productos de cartón y papel | 0 | 5 | 5 |
| | 0% | 2% | 2% |
| Trabajadores de las artes gráficas: tipógrafos y encuadernadores | 0 | 14 | 14 |
| | 0% | 4% | 4% |
| Total | 239 | 89 | 328 |
| | 72.87% | 27.13% | 100% |

Fuente: Elaboración Propia

TABLA 8: PROMEDIOS DE EDUCACIÓN Y DE EXPERIENCIA DE LOS GRUPOS RE CATEGORIZADOS AL PASAR DE LA CLASIFICACIÓN EXTREMA A LA CLASIFICACIÓN COMÚN

| | PROMEDIOS DE EDUCACIÓN | | | PROMEDIO DE EXPERIENCIA | | |
|---|------------------------|-----------------|-----------------|-------------------------|------------------|------------------|
| | HOMBRES | MUJERES | TOTAL | HOMBRES | MUJERES | TOTAL |
| CAMBIARON DE OCUPACIÓN PREDOMINANTEMENTE FEMENINA A MIXTAS | 14.16 (4.06) | 13.54 (3.16) | 13.75 (3.5) | 17.89 (11.19) | 14.97 (10.46) | 15.97 (10.79) |
| | 82 | 157 | 239 | 82 | 157 | 239 |
| CAMBIARON DE OCUPACIÓN MIXTA A PREDOMINANTEMENTE MASCULINA | 11.33 (4.68) | 11.28 (5.47) | 11.31 (4.88) | 20.03 (12.5) | 15.68 (12.81) | 18.81 (12.67) |
| | 64 | 25 | 89 | 64 | 25 | 89 |
| NO CAMBIARON | 9.67 (4.24) | 9.64 (4.19) | 9.66 (4.22) | 18.63 (13.5) | 18.42 (12.76) | 18.54 (13.17) |
| | 878 | 720 | 1598 | 878 | 720 | 1598 |
| TOTAL | 10.14 (4.43) | 10.36 (4.33) | 10.24 (4.39) | 18.66 (13.27) | 17.75 (12.46) | 18.23 (12.9) |
| | 1024 | 902 | 1926 | 1024 | 902 | 1926 |

Fuente: Elaboración propia

. Se puede observar cómo los promedios de años de educación de quienes son modificados de clasificación de la categoría predominantemente femenina a mixta y de mixta a predominantemente masculina superan a los promedios de quienes no se mueven. También cambian los promedios de la experiencia, aunque no hay diferencias estadísticamente significativas entre grupos. Esto explica el cambio en los retornos estimados, así como los resultados de la descomposición.

1.10 CONCLUSIONES

La separación de las ocupaciones en predominantemente masculinas, mixtas y femeninas, permite identificar patrones ocultos en los retornos a la experiencia y a la educación usados en la tradicional descomposición de Oaxaca (1973). En particular, se reflejan diferencias importantes en los retornos y niveles de educación de hombres y mujeres en los tres grupos sugiriendo que en las ocupaciones predominantemente masculinas o femeninas, en relación con las mixtas, hay menores niveles de educación tanto de hombres como de mujeres, así como menor remuneración para ambos grupos. Sin embargo, las mujeres en ocupaciones

predominantemente masculinas, aunque perciben más salario que los hombres y tienen en promedio casi dos años más de educación, perciben un menor retorno que el percibido por las mujeres en las ocupaciones predominantemente femeninas. Pese a estas diferencias en retornos, en este último caso, las mujeres ganan menos que los hombres, y eso se atribuye a que, sólo en este grupo, el promedio de años de educación de los hombres, supera al de las mujeres.

Esto ocurre porque las personas que pertenecen a grupos no segregados o de “ocupaciones mixtas” poseen, independientemente de la clasificación, características productivas y retornos a las mismas superiores a las de los grupos segregados.

Justamente son estos cambios los que ponen en tela de juicio la evidencia de segregación para la ciudad de Cali, deja serias dudas sobre la posibilidad de indagar sobre el grado de discriminación y segregación de grupos, en principio distintos, a partir de una descomposición agregada, pensada exclusivamente para promedios globales. Por esta razón, el próximo capítulo presenta una aproximación diferente al tema.

1.11 ANEXOS

ANEXO A1. DESCRIPCIÓN DE LAS OCUPACIONES QUE QUEDAN AGRUPADAS EN LAS CATEGORÍAS PREDOMINANTEMENTE MASCULINAS, MIXTAS Y PREDOMINANTEMENTE FEMENINAS DE ACUERDO AL CRITERIO EXTREMO

| OCUPACIONES PREDOMINANTEMENTE MASCULINAS | | OCUPACIONES MIXTAS | | OCUPACIONES PREDOMINANTEMENTE FEMENINAS | |
|--|--|---|---|--|--|
| Hombres | Mujeres | Hombres | Mujeres | Hombres | Mujeres |
| Técnicos: Civil, Electrónica, Mecánica Analista ambiental | | Químicos, Físicos, Meteorólogos, Astrónomos Físicos Meteorólogos Astrónomos | | Parteros Optómetras Fisioterapeutas Masajistas | Parteros Optómetras Fisioterapeutas Masajistas |
| Estadísticos Matemáticos | | Arquitectos Ingenieros de distintas ramas menos agrónomos, forestales y de sistemas | Arquitectos Ingenieros de distintas ramas menos agrónomos, forestales y de sistemas | Contador público Auditores fiscales | Contador público Auditores fiscales |
| Miembros del clero Sacerdotes | | Biólogos Ingeniero agrónomo Auxiliar de laboratorio clínico | Biólogos Ingeniero agrónomo Auxiliar de laboratorio clínico | Profesor de universidad Profesor de colegio excepto los de educación física | Profesor de universidad Profesor de colegio excepto los de educación física |
| Compositores Músicos Animadores | | Médicos generales Auxiliar dentista Nutricionista Dietistas | Médicos generales Auxiliar dentista Nutricionista Dietistas | Bibliotecarios Antropólogos Psicólogos Traductores Pitonisa | Bibliotecarios Antropólogos Psicólogos Traductores Pitonisa |
| Atletas Profesores de educación física Árbitros Jefe de servicios de transporte Jefe de comunicaciones (Correo: aéreo, postal) | | Economistas Analistas de mercado | | Secretarias Mecanógrafas Taquígrafas | Secretarias Mecanógrafas Taquígrafas |
| Carteros Mensajeros | Carteros Mensajeros | Juristas Abogados Magistrados | Juristas Abogados Magistrados | Cajeros Analistas de cuentas | Cajeros Analistas de cuentas |
| Agente de policía Detectives Guardian de prisión | Peones en general Montallantas Recolector de basura Aseador de establecimientos industriales y tanques de combustibles | | Escritores Editores de libro Periodistas | Operadores de máquinas para cálculos contables y estadísticos | Operadores de máquinas para cálculos contables y estadísticos |
| Fundidores al alto horno Galvanizadores | | Escultores Fotógrafos decorados | Escultores Fotógrafos decorados | Telefonistas Operadores de radio en navegación aérea y marítima | Telefonistas Operadores de radio en navegación aérea y marítima |
| Operadores de máquina mezcladoras Operadores de la refinación de petróleo | | Directores y personal directivo | Directores y personal directivo | Agente viajero Agentes e inspectores de ventas Visitador médico | Agente viajero Agentes e inspectores de ventas Visitador médico |
| Ebanistas Carpinteros Marqueteros | | Kardista Recepcionista de hotel Empleado de codificación de datos | Kardista Recepcionista de hotel Empleado de codificación de datos | Cocinero Bármanes Mesero Discjockey | Cocinero Bármanes Mesero Discjockey |
| Herreros y Forjadores Pulidores de metales | | Directores y gerentes de comercio al por mayor y al por menor | Directores y gerentes de comercio al por mayor y al por menor | Empleado doméstico Niñera Dama de compañía | Empleado doméstico Niñera Dama de compañía |
| Relojes Mecánicos no electricistas Mecánicos de aviación | Técnicos: Civil, Electrónica, Mecánica Analista ambiental Jefe de servicio de transporte Jefe de comunicaciones (Correo: aéreo, postal) | Comerciantes | | Portero Aseador Limpador de ventanas Sacristán | Portero Aseador Limpador de ventanas Sacristán |
| Instaladores de líneas eléctricas y de telecomunicaciones | | Jefe de ventas Promotores Supervisores de ventas | Jefe de ventas Promotores Supervisores de ventas | Lavaderos Planchador a máquina | Lavaderos Planchador a máquina |
| Fontaneros e instaladores de tuberías Soldadores | | Agente inmobiliario Publicidad Subastador | Agente inmobiliario Publicidad Subastador | Peluqueros Manicuristas | Peluqueros Manicuristas |
| Joyerías y Plateros Tallador y pulidor de piedras preciosas | | Vendedor de mostrador Vendedor ambulante Vendedor de periódicos y lotería | Vendedor de mostrador Vendedor ambulante Vendedor de periódicos y lotería | Azafata o camarera de avión Fumigador Asensorista Prostitutas | Azafata o camarera de avión Fumigador Asensorista Prostitutas |
| Vidrieros Ceramistas | | Directores de servicios de hotelería y bares | Directores de servicios de hotelería y bares | Mayordomo Capataz | Mayordomo Capataz |
| Pintores de edificaciones y construcciones | Ebanistas Carpinteros Marqueteros Conductores de vehículos de transporte excepto volquetas Maquinistas | Avicultor Jardinero Ordeñador a mano Supervisores y capateces en fábricas | Avicultor Jardinero Ordeñador a mano Supervisores y capateces en fábricas | Sastres Peleteros Colchoneros | Sastres Peleteros Colchoneros |
| Pavimentadores Pegadores de ladrillo | | Hiladores Analistas de telas | Hiladores Analistas de telas | | |
| Operador de subestación de bombeo, centrales térmicas e hidroeléctricas Conductores de vehículos de transporte excepto volquetas Maquinistas | Pintores de edificaciones y construcciones | Escogedores Molineros Panaderos Confiteros | Escogedores Molineros Panaderos Confiteros | | |
| Peones en general Montallantas Recolector de basura Aseador de | Agente de policía Detectives Guardian de prisión | Artesanos del cuero | Artesanos del cuero | | |
| | | Vulcanización de neumáticos | Vulcanización de neumáticos | | |
| | | Confeccionadores de productos de cartón y papel | Confeccionadores de productos de cartón y papel | | |
| | | Trabajadores de las artes gráficas: tipógrafos y encuadernadores | Trabajadores de las artes gráficas: tipógrafos y encuadernadores | | |
| | | Constructores Afinadores de instrumentos musicales | Constructores Afinadores de instrumentos musicales | | |
| | | Cargadores Empacadores Conductor de grúas | Cargadores Empacadores Conductor de grúas | | |
| Concentración al interior de cada grupo | | | | | |
| ENTRE 50% y 60% | | | | | |
| ENTRE 30% y 40% | | | | | |
| ENTRE 10% y 20% | | | | | |

ANEXO A2. DESCRIPCIÓN DE LAS OCUPACIONES QUE QUEDAN AGRUPADAS EN LAS CATEGORÍAS PREDOMINANTEMENTE MASCULINAS, MIXTAS Y PREDOMINANTEMENTE FEMENINAS DE ACUERDO AL CRITERIO COMUN

| OCUPACIONES PREDOMINANTEMENTE MASCULINAS | | OCUPACIONES MIXTAS | | OCUPACIONES PREDOMINANTEMENTE FEMENINAS | |
|--|--|---|---|---|---|
| Hombres | Mujeres | Hombres | Mujeres | Hombres | Mujeres |
| Arquitectos Ingenieros de distintas ramas menos agrónomos, forestales y de sistemas | Arquitectos Ingenieros de distintas ramas menos agrónomos, forestales y de sistemas | Químicos, Físicos, Meteorólogos, Astrónomos Físicos Meteorólogos Astrónomos | | Parteros Optómetras Fisioterapeutas Masajistas | Parteros Optómetras Fisioterapeutas Masajistas |
| Técnicos: Civil, Electrónica, Mecánica Analista ambiental | Técnicos: Civil, Electrónica, Mecánica Analista ambiental | Biólogos Ingeniero agrónomo Auxiliar de laboratorio clínico Médicos generales Auxiliar dentista Nutricionista Dietistas | Biólogos Ingeniero agrónomo Auxiliar de laboratorio clínico Médicos generales Auxiliar dentista Nutricionista Dietistas | Contador público Auditores fiscales | Contador público Auditores fiscales |
| Estadísticos Matemáticos | | Juristas Abogados Magistrados | Juristas Abogados Magistrados | | Secretarías Mecanógrafas Taquígrafas |
| Economistas Analistas de mercado | | Profesor de universidad Profesor de colegio excepto los de educación física | Profesor de universidad Profesor de colegio excepto los de educación física | Operadores de máquinas para cálculos contables y estadísticos | Operadores de máquinas para cálculos contables y estadísticos |
| Miembros del clero Sacerdotes | | Escultores Fotógrafos decorados | Escultores Fotógrafos decorados | Cocinero Bármanes Mesero Discjockey | Cocinero Bármanes Mesero Discjockey |
| Compositores Músicos Animadores | | Bibliotecarios Antropólogos Psicólogos Traductores Pitonisa | Bibliotecarios Antropólogos Psicólogos Traductores Pitonisa | Empleado doméstico Niñera Dama de compañía | Empleado doméstico Niñera Dama de compañía |
| Atletas Profesores de educación física Árbitros | | Directores y personal directivo | Directores y personal directivo | Portero Aseador Limpiador de ventanas Sacristán | Portero Aseador Limpiador de ventanas Sacristán |
| Jefe de servicio de transporte Jefe de comunicaciones (Correo: aéreo, postal) | Jefe de servicio de transporte Jefe de comunicaciones (Correo: aéreo, postal) | Cajeros Analistas de cuentas | Cajeros Analistas de cuentas | Lavanderos Planchador a máquina | Lavanderos Planchador a máquina |
| Carteros Mensajeros | Carteros Mensajeros | Telefonistas | Telefonistas | Peluqueros Manicuristas | Peluqueros Manicuristas |
| Agente de policía Detectives Guardian de prisión | Agente de policía Detectives Guardian de prisión | Operadores de radio en navegación aérea y marítima | Operadores de radio en navegación aérea y marítima | Azafata o camarera de avión Fumigador Asensorista Prostitutas | Azafata o camarera de avión Fumigador Asensorista Prostitutas |
| Avicultor Jardinero Ordeñador a mano | Avicultor Jardinero Ordeñador a mano | Kardista Recepcionista de hotel Empleado de codificación de datos Directores y gerentes de comercio al por mayor y al por menor | Kardista Recepcionista de hotel Empleado de codificación de datos Directores y gerentes de comercio al por mayor y al por menor | Sastres Peleteros Colchoneros | Sastres Peleteros Colchoneros |
| Supervisores y capateces en fábricas | Supervisores y capateces en fábricas | Comerciantes | | | |
| Fundidores al alto horno Galvanizadores | | Jefe de ventas Promotores Supervisores de ventas | Jefe de ventas Promotores Supervisores de ventas | | |
| Operadores de máquina mezcladoras Operadores de la refinación de petróleo | | Agente viajero Agentes e inspectores de ventas Visitador médico | Agente viajero Agentes e inspectores de ventas Visitador médico | | |
| Artesanos del cuero | Artesanos del cuero | Agente inmobiliario Publicidad Subastador Vendedor de mostrador Vendedor ambulante Vendedor de periódicos y lotería | Agente inmobiliario Publicidad Subastador Vendedor de mostrador Vendedor ambulante Vendedor de periódicos y lotería | | |
| Ebanistas Carpinteros Marqueteros | Ebanistas Carpinteros Marqueteros | Directores de servicios de hotelería y bares | Directores de servicios de hotelería y bares | | |
| Herreros y Forjadores Pulidores de metales | | | Mayordomo Capataz | | |
| Relojes Mecánicos no electricistas Mecánicos de aviación | | Hiladores Analistas de telas | Hiladores Analistas de telas | | |
| Instaladores de líneas eléctricas y de telecomunicaciones | | Escogedores Molineros Panaderos Confiteros | Escogedores Molineros Panaderos Confiteros | | |
| Fontaneros e instaladores de tuberías Soldadores | | Vulcanización de neumáticos | Vulcanización de neumáticos | | |
| Joyerías y Plateros Tallador y pulidor de piedras preciosas | | Constructores Afinadores de instrumentos musicales | Constructores Afinadores de instrumentos musicales | | |
| Vidrieros Ceramistas | | Cargadores Empacadores Conductor de grúas | Cargadores Empacadores Conductor de grúas | | |
| Confeccionadores de productos de cartón y papel | Confeccionadores de productos de cartón y papel | | | | |
| Trabajadores de las artes gráficas: tipógrafos y encuadernadores | Trabajadores de las artes gráficas: tipógrafos y encuadernadores | | | | |
| Pintores de edificaciones y construcciones | Pintores de edificaciones y construcciones | | | | |
| Pavimentadores Pegadores de ladrillo Operador de subestación de bombeo, centrales térmicas e hidroeléctricas | | | | | |
| Conductores de vehículos de transporte excepto volquetas Maquinistas | Conductores de vehículos de transporte excepto volquetas Maquinistas | | | | |
| Peones en general Montallantas Recolector de basura Aseador de establecimientos industriales y tanques de combustibles | Peones en general Montallantas Recolector de basura Aseador de establecimientos industriales y tanques de combustibles | | | | |
| Concentración al interior de cada grupo | | | | | |
| ENTRE 50% y 60% | | | | | |
| ENTRE 30% y 40% | | | | | |
| ENTRE 10% y 20% | | | | | |

Anexo B1: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE SALARIOS EN LA CLASIFICACIÓN EXTREMA POR SEXO Y TIPO DE OCUPACIÓN; CALI, PRIMER TRIMESTRE DE 2006

| Variable dependiente: Logaritmo natural del ingreso hora | HOMBRES | | | MUJERES | | |
|--|--|------------------------------|---|--|------------------------------|---|
| | Ocupaciones predominantemente masculinas | Ocupaciones mixtas | Ocupaciones predominantemente femeninas | Ocupaciones predominantemente masculinas | Ocupaciones mixtas | Ocupaciones predominantemente femeninas |
| Constante | 7.781925 *** (0.1263778) | 7.105113 *** (0.1326566) | 7.508471 *** (0.1940606) | 7.637357 *** (0.3219328) | 7.216833 *** (0.1917125) | 7.402334 *** (0.103792) |
| Años de educación | 0.0841926 *** (0.009012) | 0.1579678 *** (0.0091417) | 0.137789 *** (0.0114891) | 0.0883763 *** (0.0284473) | 0.1596077 *** (0.0115218) | 0.1304939 *** (0.0061159) |
| Experiencia | 0.0388142 *** (0.0063047)★ | 0.0422688 ** (0.008148)★ | 0.020168 (0.0190938)★ | 0.0467926 * (0.0268078) | 0.0054924 (0.0160136)★ | 0.0278837 *** (0.0063685)★ |
| Experiencia al cuadrado | -0.0005407 *** (0.0001147) | -0.0004282 *** (0.000184) | 0.0001176 (0.0005202) | -0.000531 (0.0004999) | 0.0003314 (0.0004796) | -0.0002239 * (0.00013) |
| Número de observaciones | 495 | 373 | 156 | 24 | 276 | 602 |
| R-cuadrado | 0.2124 | 0.573 | 0.5624 | 0.3725 | 0.4113 | 0.4783 |

Error estandar entre paréntesis

(*) Significativo al 90%

(**) Significativo al 95%

(***) Significativo al 99%

★ La experiencia y la experiencia al cuadrado son significativos para el modelo al 99%

Fuente: DANE encuesta continua de hogares primer trimestre del 2006

Anexo B2: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE SALARIOS EN LA CLASIFICACIÓN COMÚN POR SEXO Y TIPO DE OCUPACIÓN;
CALI, PRIMER TRIMESTRE DE 2006

| Variable dependiente: Logaritmo natural del ingreso hora | HOMBRES | | | MUJERES | | |
|--|--|-------------------------------|---|--|------------------------------|---|
| | Ocupaciones predominantemente masculinas | Ocupaciones mixtas | Ocupaciones predominantemente femeninas | Ocupaciones predominantemente masculinas | Ocupaciones mixtas | Ocupaciones predominantemente femeninas |
| Constante | 7.493782 *** (0.124554) | 7.215784 *** (0.1198318) | 7.59358 *** (0.3099591) | 7.201689 *** (0.3274083) | 7.246384 *** (0.1492928) | 7.475268 *** (0.1452947) |
| Años de educación | 0.1128576 *** (0.0091618) | 0.1521992 *** (0.0083345) | 0.1073112 *** (0.0228179) | 0.1445497 *** (0.0218125) | 0.1581599 *** (0.0094098) | 0.1173151 *** (0.0090991) |
| Experiencia | 0.0434034 *** (0.0062062)★ | 0.0357433 *** (0.0090209)★ | 0.0517204 ** (0.019318) | 0.0276409 (0.0212942) | 0.0042215 (0.0118862)★ | 0.0307275 *** (0.0081809)★ |
| Experiencia al cuadrado | -0.0005526 *** (0.0001157) | -0.0003076 (0.0002199) | -0.0009431 *** (0.0004555) | -0.0000778 (0.0004262) | 0.0003982 (0.000349) | -0.0003111 ** (0.0001507) |
| Número de observaciones | 559 | 391 | 74 | 49 | 408 | 445 |
| R-cuadrado | 0.3161 | 0.5813 | 0.3437 | 0.545 | 0.4356 | 0.3698 |

Error estandar entre paréntesis

(*) Significativo al 90%

(**) Significativo al 95%

(***) Significativo al 99%

★ La experiencia y la experiencia al cuadrado son significativos para el modelo al 99%.

Fuente: DANE encuesta continua de hogares áreas metropolitanas: primer trimestre del 2006.

Anexo C1: PROMEDIO DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS DEL INGRESO EN LA CLASIFICACIÓN EXTREMA POR SEXO Y TIPO DE OCUPACIÓN; CALI, PRIMER TRIMESTRE DE 2006

| Tipo de ocupación / promedios | HOMBRES | | | MUJERES | | |
|------------------------------------|--|-------------------------|---|--|-------------------------|---|
| | Ocupaciones predominantemente masculinas | Ocupaciones mixtas | Ocupaciones predominantemente femeninas | Ocupaciones predominantemente masculinas | Ocupaciones mixtas | Ocupaciones predominantemente femeninas |
| Logaritmo natural del ingreso hora | 8.966646 (0.30346) | 9.430118 (0.7163889) | 9.557464 (0.6852933) | 8.940281 (0.337243) | 9.264169 (0.5478619) | 9.101927 (0.5208421) |
| Años de educación | 8.565657 (3.69473) | 11.40751 (4.554939) | 12.08333 (4.559228) | 9.541667 (2.797191) | 11.72464 (3.577237) | 9.767442 (4.552786) |
| Experiencia | 20.66869 (14.1283) | 16.80965 (12.48391) | 16.6859 (11.24668) | 13.45833 (12.05054) | 13.88768 (10.4125) | 19.68605 (12.88924) |
| Experiencia al cuadrado | 626.402 (774.514) | 437.9946 (576.3281) | 404.0962 (489.2022) | 320.2917 (522.5679) | 300.8949 (393.9687) | 553.397 (649.7832) |

Fuente: DANE encuesta continua de hogares áreas metropolitanas: primer trimestre del 2006.

Desviación estandar entre paréntesis

Anexo C2: PROMEDIO DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS DEL INGRESO EN LA CLASIFICACIÓN COMÚN POR SEXO Y TIPO DE OCUPACIÓN; CALI, PRIMER TRIMESTRE DE 2006

| Tipo de ocupación / promedios | HOMBRES | | | MUJERES | | |
|------------------------------------|--|-------------------------|---|--|-------------------------|---|
| | Ocupaciones predominantemente masculinas | Ocupaciones mixtas | Ocupaciones predominantemente femeninas | Ocupaciones predominantemente masculinas | Ocupaciones mixtas | Ocupaciones predominantemente femeninas |
| Logaritmo natural del ingreso hora | 9.048484 (0.4197105) | 9.502681 (0.7128743) | 9.097802 (0.4455328) | 9.084254 (0.5642334) | 9.397423 (0.5281494) | 8.924856 (0.4261545) |
| Años de educación | 8.881932 (3.91537) | 11.99744 (4.574455) | 9.783784 (3.952701) | 10.42857 (4.41588) | 12.44853 (3.379705) | 8.438202 (4.21536) |
| Experiencia | 20.59571 (13.94283) | 16.50895 (12.16001) | 15.35135 (11.23404) | 14.59184 (12.36581) | 14.19608 (10.28182) | 21.34831 (13.25826) |
| Experiencia al cuadrado | 618.2379 (757.0447) | 420.0332 (556.0783) | 360.1622 (462.4598) | 362.7143 (503.3468) | 306.9853 (403.5455) | 631.1371 (694.1409) |

Fuente: DANE encuesta continua de hogares áreas metropolitanas: primer trimestre del 2006.

Desviación estándar entre paréntesis

2 ENFOQUE DISTRIBUTIVO DE LAS DIFERENCIAS SALARIALES POR GÉNERO.

2.1 INTRODUCCIÓN

El presente capítulo contribuye a la literatura existente a través de la exploración de la distribución de las diferencias salariales individuales, mediante una propuesta alternativa a partir de las Curvas de Discriminación absolutas y relativas (Del Rio, Gradín y Cantó 2004 y 2006). Estas curvas permiten estudiar el porcentaje de personas discriminadas (hombres y mujeres) a través de las componentes de incidencia, intensidad (cuantificada en pesos colombianos constantes de 2007) y desigualdad del fenómeno discriminatorio.

Así mismo, permite hacer comparaciones entre grupos de interés (rangos de ocupaciones, niveles de actividad económica, educativos y de experiencia), válidos para toda la distribución y no sólo para el promedio, como podría hacerse –no sin estar exento de críticas- en una descomposición de Oaxaca como las presentadas en el primer capítulo. En esta medida, el presente artículo suministra información valiosa para proponer medidas de política económica encaminadas a una reducción más rápida de la brecha salarial entre hombres y mujeres.

En la primera parte, se presentan las aproximaciones al enfoque distributivo de las diferencias salariales entre hombres y mujeres. En la segunda parte, las consideraciones técnicas involucradas en los cálculos hechos para Colombia. En la tercera, se discuten los resultados, calculando un índice modificado siguiendo a Foster, Greer y Thorbecke (1984), para resolver los problemas de cruces en las curvas de discriminación; finalmente se presentan las conclusiones.

2.2. APROXIMACIONES AL ENFOQUE DISTRIBUTIVO DE LAS DIFERENCIAS SALARIALES ENTRE HOMBRES Y MUJERES

El enfoque distributivo de las diferencias salariales surge para intentar responder las preguntas generadas por los resultados obtenidos de la descomposición de Oaxaca, señalados en el capítulo uno. Este enfoque tiene sus orígenes en Stewart (1983), quien calculó la descomposición de Oaxaca por persona y, al observar la distribución de los componentes de características y el inexplicado, encontró que los valores promedio de los componentes pueden no ser adecuados para el análisis, dada la variación por percentiles de ingreso presentes en sus datos. Posteriormente Jenkins (1994) siguiendo con la idea de que la experiencia discriminatoria no es homogénea, aplica a la medición de la discriminación herramientas diseñadas para medir desigualdad, como lo son las curvas Generalizadas de Lorenz²⁷²⁸. En el caso de la discriminación, a diferencia del análisis de desigualdad, el insumo para las curvas no es el vector de salarios de la población, sino la comparación de dos vectores: el de los salarios estimados, \hat{y}_i , por un modelo que adecuadamente pronostique con base en las características del individuo el salario que posee y otro cuyas componentes indican el salario que percibiría de no ser discriminado, \hat{r}_i .

Si esta información se puede construir, entonces es posible representar lo que el autor llama “experiencia discriminatoria” mediante la comparación de curvas generalizadas de Lorenz (CGL) para los ingresos femeninos estimados, y una curva de concentración Generalizada (CCG) para una distribución de referencia, que indicaría cuál sería el salario estimado de las mujeres si pudieran recibir la remuneración promedio de los hombres. Para poder garantizar que se sigue

²⁷ Shorrocks (1983) plantea el uso de curvas generalizadas de Lorenz para el estudio de la desigualdad. Las curvas generalizadas de Lorenz representan gráficamente, a partir de un vector de salarios ordenado de forma ascendente, la proporción acumulada de individuos y el salario acumulado per capita. A diferencia de las curvas de Lorenz tradicionales en las que el eje de ordenadas es el porcentaje acumulado de ingresos, en las curvas generalizadas de Lorenz el eje de ordenadas lo constituye el ingreso acumulado.

²⁸ No está claro que estas curvas midan solo desigualdad. Algunos autores sostienen que más bien miden niveles de vida-renta o valoración social. Para una discusión al respecto ver Pena et ál.(1997)

comparando al mismo individuo (la misma mujer) en una y otra curva, es necesario preservar el orden en el cual las mujeres están ordenadas mediante el criterio de la CGL. Estas curvas poseen las mismas propiedades de las Curvas Generalizadas de Lorenz en el ámbito de la desigualdad, y por ello permiten establecer índices que sean sensibles a las diferencias en las experiencias discriminatorias a lo largo de la distribución de ingresos, lo que facilita proponer distintos índices que agreguen, de una forma más adecuada que la media la experiencia discriminatoria.

Sin embargo, el calcular la CGL con base en el ordenamiento de la CGC es quizás la crítica más severa a la propuesta metodológica de Jenkins. Del Río, Gradín y Cantó (2004) ilustran claramente el problema: al mantener la misma ordenación entre la CCG y CGL, es imposible comprobar si una trabajadora afectada por la discriminación es capaz de mejorar, tras una medida anti-discriminación, más que otro que no estuviera tan afectado por ella inicialmente.

Esto llevó a los autores a proponer Curvas de Discriminación o Inversas de Lorenz generalizadas, que son una adaptación de las curvas TIP propuestas por Jenkins y Lambert (1997) para el análisis de la pobreza. Estas curvas están definidas sobre un vector de diferencias individuales $x = (\hat{r}_{m1} - \hat{y}_{m1}, \hat{r}_{m2} - \hat{y}_{m2}, \dots, \hat{r}_{mn} - \hat{y}_{mn})$ donde m representa al grupo minoritario y n el número de personas del grupo. De este vector de diferencias, se obtiene un vector $g(x_m)$, que contiene todos los valores positivos de x .

Con este último es posible definir *“La curva de Discriminación (o Inversa de Lorenz Generalizada) de $g(x_m)$ para cada $0 \leq p \leq 1$, como la suma del primer $100p$ de valores de $g(x_m)$ dividido por el total de trabajadoras, n , una vez que éstas han sido ordenadas de mayor a menor discriminación salarial. De esta forma, en*

$g(x_m) = (g_1, g_2, \dots, g_n)$ se verifica que $g_1 \geq g_2 \geq \dots \geq g_n$, y para cada valor de $p = k/n$, $k \leq n$, la curva se calcularía como²⁹:

$$D(g; p) = \sum_{i=1}^k \frac{g_i}{n}$$

Esta definición permite obtener el equivalente de una curva TIP³⁰, asociada a discriminación, con la misma forma creciente y cóncava de la original, en la cual se pueden reconocer tres dimensiones de la discriminación:

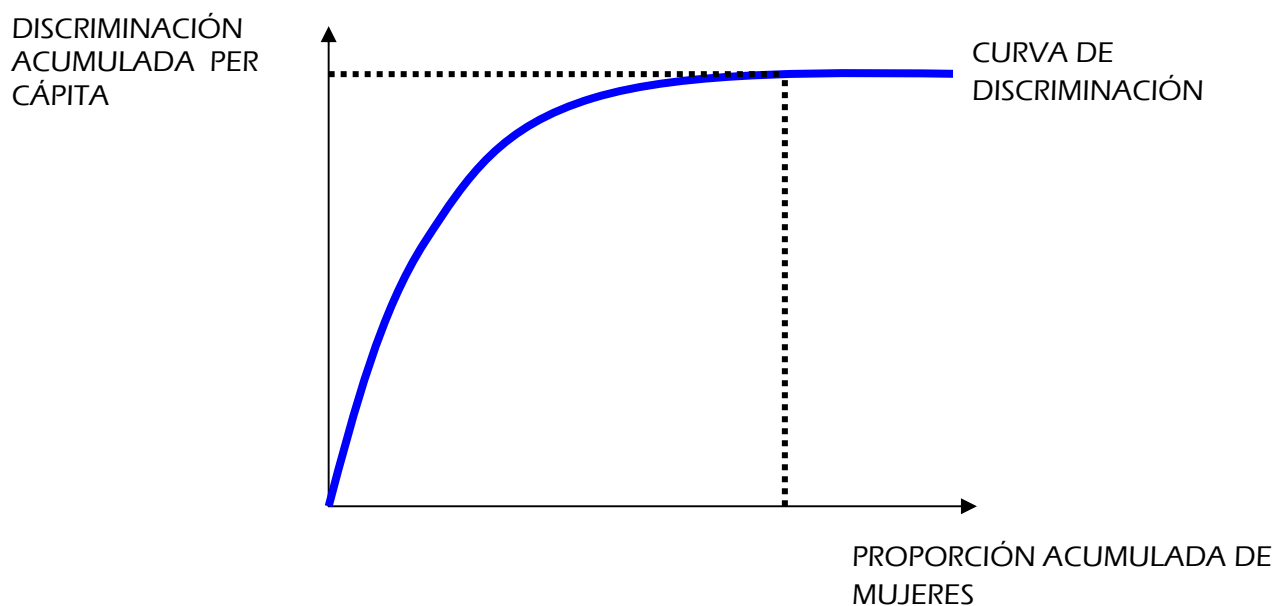
- a. La proporción de mujeres discriminadas
- b. La desigualdad del fenómeno discriminatorio
- c. La intensidad, entendida como la discriminación acumulada per cápita para todas las personas de la muestra.

Al acumular la discriminación salarial por persona, g_i/n , el eje de abscisas, la curva contabiliza el porcentaje de personas que experimenta discriminación. Así mismo, la función crecerá hasta que se acumule la última experiencia discriminatoria. Dado que el vector de discriminación está ordenado de mayor a menor, el incremento en discriminación será cada vez menor, lo cual explica la concavidad de la función; además, en el momento en el que se acumule la última experiencia de discriminación, la función dejará de crecer y en este punto se observará, en el eje de ordenadas, la intensidad de la discriminación, y en el de abscisas, la proporción de mujeres discriminadas. Una representación gráfica de esta curva se encuentra en la Ilustración 2:

²⁹ Op. Cit página 22.

³⁰ Jenkins y Lambert (1997)

ILUSTRACIÓN 2: REPRESENTACIÓN DE UNA CURVA DE DISCRIMINACIÓN



Fuente: Del R o et  l. (2004).

Las situaciones de mayor o menor discriminaci n a partir de criterios de dominaci n sobre la curva de discriminaci n, se interpretan de manera an loga a los criterios de dominaci n de Lorenz, reconociendo que curvas por debajo de una curva de referencia cualquiera, como la de la figura anterior, representan una menor discriminaci n acumulada, as  como un menor grado de desigualdad. De esta manera es posible definir la siguiente relaci n de dominancia:

$$\mathbf{g}_A \geq_D \mathbf{g}_B \Leftrightarrow \mathbf{D}(\mathbf{g}_A, \mathbf{p}) \leq \mathbf{D}(\mathbf{g}_B, \mathbf{p}), \quad \forall \mathbf{p} \in [0,1]$$

Es decir, que el vector de diferencias A domina en discriminaci n al vector de diferencias B cuando la curva de discriminaci n asociada al vector A, est  por debajo de aquella asociada a B.

La acumulación de la discriminación salarial en valores absolutos es atractiva porque da una idea de cuánto está perdiendo en promedio la población, en este caso, de pesos por hora trabajada de las mujeres. Sin embargo, si se han de comparar curvas de discriminación para colectivos diferenciados por rangos salariales, tal como es el caso de la separación por niveles educativos o de cargos jerárquicos, esta aproximación presenta problemas, ya que es posible que existan casos en los que la experiencia discriminatoria de dos individuos sea igual, pero uno de ellos tenga ingresos altos y otro ingresos bajos. En términos de bienestar, quien está experimentando mayores pérdidas por efecto de la discriminación es la persona de ingresos bajos, pero la curva de discriminación, como está definida hasta ahora, no reconoce la diferencia entre ellos.

Una forma de resolver este problema es cambiar el insumo para el cálculo de la curva de discriminación y en vez de usar el vector de diferencias individuales como:

$$x = (\hat{r}_{m1} - \hat{y}_{m1}, \hat{r}_{m2} - \hat{y}_{m2}, \dots, \hat{r}_{mn} - \hat{y}_{mn})$$

re-definirlo como

$$x = \left(\frac{\hat{r}_{m1} - \hat{y}_{m1}}{\hat{r}_{m1}}, \frac{\hat{r}_{m2} - \hat{y}_{m2}}{\hat{r}_{m2}}, \dots, \frac{\hat{r}_{mn} - \hat{y}_{mn}}{\hat{r}_{mn}} \right).$$

Es decir, representando cada diferencia como lo que a cada persona le falta porcentualmente para eliminar la discriminación que experimenta. Esto resolvería el problema señalado anteriormente, que también está relacionado con el efecto escala del salario, en particular para monedas como la colombiana que maneja cifras expresadas en millones.

Al igual que en el caso de las curvas de Lorenz y la comparación de CGL y CCG propuesta por Jenkins, las curvas de discriminación carecen de un criterio de dominancia en el caso de cruces entre las curvas planteadas para dos grupos poblacionales o dos momentos de tiempo. Así mismo, hay que destacar que,

cuantas más curvas de discriminación se comparen, y haya mayor similitud en la desigualdad experimentada por los grupos representados en las curvas, mayor es la probabilidad de cruces entre ellas, lo cual hace difícil la inspección visual. Esto llevó a la necesidad de construir índices de discriminación consistentes con el criterio de dominación de las Curvas de Discriminación.

Para los ordenamientos de discriminación en términos absolutos, Del Río, Gradín y Cantó (2004) proponen una modificación de la familia de Índices de pobreza de Foster, Greer y Thorbecke (FGT),³¹ propuestos inicialmente para medir pobreza. Estos, aparte de cumplir con las características normativas deseables en este tipo de índices, tienen la propiedad de ser descomponibles por grupos³².

La versión original del índice es de la forma:

$$d_{\alpha}(y_i) = \frac{1}{nz^{\alpha}} \sum_{i=1}^q (z - y_i)^{\alpha}, \quad \alpha > 0$$

donde n representa al total de la población, q es el número de personas que se encuentran por debajo de la línea de pobreza, z, y y_i corresponde a los ingresos del individuo i. α representa el grado de aversión a la pobreza. La propuesta de Del Río, Gradín y Cantó es:

$$d_{\alpha}(x_m) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q (x_{mi})^{\alpha}, \quad \alpha > 1$$

con $x_m = (\widehat{r}_{m1} - \widehat{y}_{m1}, \widehat{r}_{m2} - \widehat{y}_{m2}, \dots, \widehat{r}_{mm} - \widehat{y}_{mm})$

³¹ Foster, Greer y Thorbecke (1984)

³² Se dice que un índice es descomponible si éste se puede expresar como la suma ponderada de los índices calculados para todos los subgrupos definidos en una población. La ponderación de cada subgrupo representa la contribución de éste al total del índice.

El índice propuesto, si bien posee las propiedades deseables en un índice de discriminación, no oscila entre 0 y 1, con lo cual no están bien definidas las situaciones de ausencia y de máxima discriminación. Para resolver esta situación, se propone el siguiente índice:

$$ID_{\alpha}(x_m) = \frac{\sum_{i=1}^q (x_{mi})^{\alpha}}{\sum_{i=1}^n (r_i)^{\alpha}}, \quad \alpha > 1$$

con $x_m = (\widehat{r}_{m1} - \widehat{y}_{m1}, \widehat{r}_{m2} - \widehat{y}_{m2}, \dots, \widehat{r}_{mn} - \widehat{y}_{mn})$

Este índice mantiene la atractiva propiedad del índice FGT de ser aditivamente descomponible, esto es que la discriminación total se puede entender como la suma ponderada de la discriminación de los grupos, de tal forma que:

$$ID_{\alpha}(x_m) = \sum_{j=1}^M \frac{n_j}{n} ID_{\alpha}(x_m^{(j)}), \quad \alpha > 1$$

Siendo n_j el tamaño del grupo

Así, haciendo una analogía con el trabajo de Foster, Greer y Thorbecke (1984), un incremento en la discriminación del subgrupo j incrementará la discriminación total a la tasa $\frac{n_j}{n}$. Si el grupo tiene una alta participación, mayor será su impacto en el crecimiento de la discriminación, lo cual permite, tomar decisiones sobre qué grupos deberían controlarse prioritariamente, si el objetivo de política es reducir la discriminación.

Para los cálculos de esta memoria se toma el valor de $\alpha = 2$. Si bien un valor de $\alpha = 1$ sería atractivo para este índice en tanto que permitiría identificar las pérdidas económicas asociadas a la discriminación, tal planteamiento posee la desventaja de indicar erróneamente que la discriminación a lo largo del tiempo aumenta, si una persona cuya diferencia salarial es muy baja con respecto a lo que ganaría en ausencia de discriminación dejara de estar discriminada, *ceteris paribus*, dado que aumentaría la desigualdad de aquellos que permanecen discriminados.

Con este valor de α , el numerador del índice suma la discriminación acumulada de las mujeres al cuadrado, mientras que el denominador suma las remuneraciones al cuadrado que, en ausencia de discriminación, percibirían todas las mujeres, por lo que el índice se puede interpretar como la pérdida ponderada de masa salarial de las mujeres por efecto de diferencias salariales no explicadas por diferencias productivas entre hombres y mujeres. Dado que la pérdida salarial de cada mujer es su propio ponderador en el índice, las mujeres más discriminadas tienen un mayor peso en el cálculo, de la misma forma que el índice de FGT lo hace al medir pobreza³³.

Para los ordenamientos de discriminación en términos relativos, y pese a los problemas señalados anteriormente se usará el índice propuesto originalmente por Del Rio, Gradín y Cantó (2004), ya que la normalización planteada carecería de una interpretación clara y no cumpliría con su propósito original.

Lo anterior permite generar ordenamientos de discriminación y encontrar aquellos grupos que mayor impacto tienen en el crecimiento del índice, pero no nos dice nada sobre la desigualdad que experimentan las mujeres de cada subgrupo. Para determinar los órdenes de desigualdad en el interior de cada grupo analizado se calculó el Índice de Gini sobre el vector de diferencias individuales. Tanto en el

³³ Esta propiedad es la que Kakwani (1980) definió como "Transfer Sensitivity Axiom". En la literatura sobre pobreza, este principio indica que si un hogar pobre transfiere una cantidad dada de ingreso a otra familia pobre pero con más ingresos que ésta, el impacto en el incremento en la pobreza debe ser menor para aquella familia de ingresos más altos.

caso del índice de discriminación como en el de desigualdad se calculan intervalos de confianza para tener en cuenta sus respectivas variabilidades.

2.3. CONSIDERACIONES TÉCNICAS Y PROBLEMAS DEL ANÁLISIS DE CURVAS DE DISCRIMINACIÓN

La construcción de las curvas de discriminación sólo requiere dos cosas: un vector de salarios “sin discriminación” que indique, para cada conjunto de características productivas de la población analizada (en este caso, educación y experiencia potencial), cuál debería ser su salario en caso de no percibir discriminación, \hat{r}_i , y la predicción del salario que efectivamente devenga con base a esas características, \hat{y}_i . Sin embargo, la aplicación empírica no es tan directa, al dejar muchas elecciones al investigador para la construcción de estos vectores.

La primera elección a hacer es el método de estimación: paramétrico, semi-paramétrico o no-paramétrico. Si uno opta por el primero, los problemas tradicionales de estas estimaciones tienen, en su mayoría, soluciones de amplio consenso en el ámbito académico. Si uno opta por los semi o no-paramétricos, aunque gana al no hacer algunos o ningún supuesto sobre la forma funcional del modelo, no encuentra soluciones tan consensuadas sobre los métodos óptimos para afrontar comunes en estas estimaciones como el sesgo de selección (Heckman, 1979). Dado que esta es una primera exploración del fenómeno en Colombia, se optó por los métodos paramétricos, estimando los salarios de hombres y mujeres mediante ecuaciones de salarios mincerianas (Mincer, 1958 y 1974), corregidas por el sesgo de selección. Esta decisión se tomó debido a que la evidencia empírica en Colombia sugiere que el problema de selección existe y en esta medida afecta a los parámetros estimados³⁴. Así mismo, si se deseara hacer endógena la decisión de ocupación, no es muy clara ni la correcta forma de agruparlo ni la corrección del

³⁴ Ver nota al pie número 1.

sesgo de selección. En los métodos semiparamétricos y no paramétricos no hay consenso sobre cómo corregir dicho problema³⁵.

La segunda elección a hacer es con respecto a lo que se considera estructura no discriminatoria de los pagos; esta discusión surge de las aplicaciones de la descomposición de Oaxaca³⁶. Fundamentalmente, el problema radica en si el grupo mayoritario o no discriminado, en este caso los hombres, están remunerados correctamente o si están sobre-remunerados por efecto de la discriminación existente. Si lo primero ocurre, lo se debe hacer para calcular el vector \hat{r}_i es estimar las remuneraciones a las características productivas de los hombres y remunerar así a las mujeres, únicas discriminadas. De esa forma, sólo habría un vector \hat{r}_i para las mujeres. Si ocurre lo segundo, es necesaria una aproximación diferente, que permitiera verificar si también hay hombres discriminados. ¿Qué estructura elegir?

Desde la evidencia empírica, Bergmann (1971), usando información de salarios de trabajadores blancos y negros, encuentra una sobre-valoración en la remuneración de los trabajadores blancos que está relacionada con la elasticidad de sustitución entre los dos tipos de trabajadores. Desde el punto de vista teórico, Madden (1975) sugiere, basada en el poder de contratación que pueden tener ciertos empleadores en el mercado de trabajo, que la discriminación no solo reduce los salarios del grupo discriminado, sino que a su vez resulta en salarios más altos para otros grupos. Así, *"no sólo está subvalorado el grupo discriminado, solo que el grupo preferido está sobrevalorado y la subvaloración de uno subsidia la sobrevaloración del otro. Por tanto, las estructuras salariales de ambos grupos son ambas funciones de la discriminación y no esperaríamos que prevaleciera la una o la otra en ausencia de ella"*³⁷.

³⁵ Una forma en la que se ha corregido el problema en modelos semi - paramétricos se encuentra en Schafgans (1998).

³⁶ ver Reimers (1983) Cotton (1988), Neumark (1988) y Oaxaca y Ramson (1994)

³⁷ Traducción propia de Madden (1975).

Lo anterior ha llevado a distintas propuestas sobre cómo debería calcularse una estructura de pagos no discriminatoria de manera adecuada. Las alternativas más comunes en la literatura son las planteadas por Reimers (1993), quien propone que la estructura de pagos no discriminatoria sea un promedio simple entre las estructuras de pagos de hombres y mujeres; Cotton (1988) por su parte propone que éstas estructuras sean ponderadas por el tamaño de la población, mientras Neumark (1988) propone que la estructura de pagos sea la resultante de una ecuación de salarios estimada para ambos grupos. Para la aplicación empírica de este trabajo se trabajaron dos estructuras de pagos diferentes: la primera, suponiendo que los hombres en Colombia están siendo remunerados “justamente” de acuerdo a sus características productivas y la propuesta de Neumark, que aparte de proveer una estructura de salarios inherente a las muestras utilizadas, permite estudiar si en la población también hay hombres discriminados.

Si bien la elección del modelo a estimar se definió en párrafos anteriores, ésta requiere algo más de precisión, dadas las críticas que los analistas pueden hacer al modelo. En el capítulo uno se mostró que las ecuaciones mincerianas estiman el salario hora de un individuo i (hombre o mujer), en función de sus años de educación y experiencia. La especificación incluye un término cuadrático de la experiencia para capturar el efecto de U invertida observado en los perfiles de ingresos y experiencia: hasta cierto punto, años adicionales de experiencia, incrementan los ingresos, pero después de ciertos niveles de experiencia, los ingresos empiezan a caer.

Aunque estas ecuaciones han estado en la base del trabajo de los economistas laborales, no están exentas de problemas econométricos y críticas a la interpretación de sus parámetros, que vale la pena advertir. Dentro de los problemas econométricos, el más discutido es el del sesgo de selección (Heckman, 1979), junto con los problemas de especificación por variables omitidas, endogeneidad de la educación y otras variables potencialmente explicativas, y la heteroscedasticidad en los términos de error. Adicionalmente a estos problemas, Lemieux (2006) también discute la validez de la especificación originalmente propuesta por Mincer, teniendo

en cuenta los cambios ocurridos en el mercado de trabajo en los últimos 35 años. Estos temas se discutirán brevemente en los siguientes párrafos.

El problema del sesgo de selección (Heckman, 1979) surge porque las ecuaciones de salarios son estimativos para hombres y mujeres que en el momento de ser entrevistadas, se encontraban trabajando. Esto conlleva que la información utilizada puede no ser una muestra aleatoria de la población, ya que sólo es posible observar el salario de los individuos que participan con éxito en el mercado de trabajo (empleados), pero no permite observar el salario que podrían obtener en el mercado de trabajo aquellos individuos que, participando en el mercado, no han logrado obtener un empleo (desempleados) así como tampoco el salario que percibirían quienes no se encuentran en el momento de la encuesta participando de manera activa en el mercado laboral. Existirá un sesgo cuando las características promedio de estos dos grupos sean distintas a las de los ocupados.

Para corregir tal sesgo, Heckman (1979) propone un procedimiento en el cual el problema de la selección es tratado como un problema de variables omitidas, es decir, se trata de asumir que se ha excluido de la ecuación de salarios una variable relevante, que en la literatura se denomina λ . Esta variable corresponde al inverso de la razón de Mills y refleja la probabilidad de que un individuo sea seleccionado en la muestra. Así pues, para corregir este problema, el autor propuso estimar de manera separada una variable que aproxime a λ y que elimine el sesgo. El procedimiento de Heckman establece primero realizar una regresión de la probabilidad de estar ocupado, usando un modelo Probit, de la cual se pueda calcular correctamente λ . Enseguida se estiman las ecuaciones mincerianas, mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios, (MCO) obteniendo ecuaciones consistentes de todos los parámetros de acuerdo a:

$$\ln(W_{hi}) = X_{hi}\beta + \beta_{\lambda h} \hat{\lambda}_{hi} + U_h$$

$$\ln(W_{mi}) = X_{mi}\beta + \beta_{\lambda m} \hat{\lambda}_{mi} + U_m$$

donde W_{hi} y W_{mi} , representan los ingresos de hombres y mujeres de la muestra, X es la matriz de variables independientes (educación, experiencia y experiencia al cuadrado) β_h, β_m son los vectores de coeficientes a estimar, U_h y U_m son los términos de perturbación de cada grupo y λ_i es el inverso de Mills.

Aunque los valores de λ_i sean observables, la estimación anterior sigue presentado problemas ya que, pese a que los estimadores resultantes son insesgados, no son estimadores eficientes. La ineficiencia es una consecuencia de la heterocedasticidad que se genera en los términos de error U_m, U_h . El procedimiento utilizado para estimar las ecuaciones finalmente presentadas en este trabajo ha corregido el valor de las desviaciones estándar utilizando el procedimiento de White (1980) y, por lo tanto, las inferencias basadas en estos resultados son válidas, ya que los parámetros estimados son eficientes y consistentes³⁸.

Si la nueva variable, λ_i , resulta significativa, se puede concluir que existe sesgo de selección y en este caso, los coeficientes que deben intervenir en el cálculo de la discriminación serán los corregidos por el sesgo, es decir los de la última ecuación. En el caso de existir un sesgo negativo, se "sobrestima" la brecha, ya que si se incorporara el grupo auto seleccionado (desempleados), el salario promedio sería mayor.

Se puede hacer la misma corrección a través de una estimación de máxima verosimilitud que estime simultáneamente la decisión de participación y la ecuación de salarios. Esta es la aproximación usada en este artículo.

³⁸ Algunos autores sin embargo, no están de acuerdo en ningún procedimiento de corrección de este sesgo. El argumento es que, para identificar correctamente la decisión de participación, se requiere que las encuestas utilizadas contengan la suficiente información para identificar correctamente la participación y la ecuación de salarios como dos decisiones separadas, lo cual no necesariamente se cumple y, aunque es posible usar el mismo conjunto de variables independientes en la determinación de las dos ecuaciones, se tendría un problema de identificación. Por esta razón, la descomposición de Oaxaca presentada en el cuadro 1 se hace con base en los dos tipos de regresiones.

El segundo problema econométrico es la endogeneidad de la variable educación. ¿Son mayores salarios causantes de más educación o es el mayor nivel de educación el causante de mayores salarios?, siendo la solución más común a este problema es la basada en el uso de variables instrumentales. El problema es la selección del instrumento: éste debe estar correlacionado con la educación, pero no con los ingresos. En Colombia se han hecho estimaciones haciendo uso de la educación del padre y de la madre para corregir el problema. Sin embargo la Encuesta Continua de Hogares, fuente de la información del presente análisis, no cuenta con esta información para el período analizado.

Siguiendo con los problemas de endogeneidad, otra crítica a la especificación de las ecuaciones mincerianas está relacionada con la no inclusión de otras variables que pueden ser potencialmente explicativas en el análisis de regresión. Por ejemplo, el sector económico es una variable de elección del individuo que, dependiendo de las condiciones del mercado puede afectar sus ingresos. En esta dirección, también es posible pensar que las características individuales también condicionan la entrada a un sector o a otro. Bajo estas circunstancias, el sector económico donde trabaja el individuo es una variable de elección correlacionada con las características individuales no observadas y las preferencias³⁹. Cain (1986) argumenta que las variables exógenas son aquellas definidas antes de la entrada del trabajador al mercado de trabajo, tales como los años de escolaridad, edad, características familiares, lugar de residencia, etc. Es así como de manera similar a Schultz, él concluye que los sectores económicos son variables endógenas elegidas por el individuo. Por lo tanto, la inclusión de tales variables puede sesgar los estimadores. Teniendo en cuenta estas opiniones, en las estimaciones empíricas no se incluyeron dichas variables, lo cual no es un problema para la metodología del enfoque distributivo, ya que, al disponer de la información de la discriminación de cada individuo, es posible condicionar las curvas por ocupación, niveles educativos, de experiencia y cualquier otra característica socioeconómica que permita indagar la

³⁹ Schultz (1991).

encuesta. El análisis de esta información es justamente uno de los aportes del trabajo.

Finalmente, otro problema de potenciales sesgos en la ecuación de salarios ocurre si se omiten variables como la inteligencia, las características familiares, etc. Desde un planteamiento de análisis empírico, la medición de la productividad laboral no está exenta de errores y está restringida a la información disponible sobre las características del trabajador y del puesto de trabajo. La única forma de evitar este problema es incluir tales variables, lo cual no es posible dado que no están disponibles en la encuesta. Sin embargo, si asumimos que las variables omitidas tienen en promedio un efecto similar para hombres y mujeres, entonces estos problemas quedarán parcialmente resueltos dado que estamos interesados en las diferencias en parámetros más que en valores absolutos.

2.4. RESULTADOS PARA 13 GRANDES CIUDADES EN COLOMBIA,

Como ya se expuso en secciones anteriores, las curvas de discriminación caracterizan el fenómeno en tres componentes: su incidencia o porcentaje de población afectada por el problema, medida por el porcentaje de mujeres en el eje de abscisas antes que la curva de discriminación se transforme en horizontal, la desigualdad experimentada en la discriminación percibida por el grupo reflejada en la concavidad de la curva, y la intensidad del fenómeno que experimenta cada grupo medida a través de la altura de la curva. Las curvas de discriminación absolutas para el total de mujeres empleadas en las 13 ciudades para los años 2000, 2003 y 2006 se presentan en la Ilustración 3⁴⁰.

⁴⁰ Los resultados del análisis bajo la estructura de pagos no discriminatoria propuesta por Neumark, señalada en el apartado anterior, indicaron que los hombres tenían poca incidencia y bajo grado de discriminación absoluta y relativa, por lo cual no se presentan sus resultados.

Lo primero que llama la atención es que, pese a que los años 2000 y 2003 muestran brechas promedio por hora similares (ver

Ilustración 1), la distribución individual de las diferencias salariales parece ser bastante diferente entre los dos años. En primer lugar, se puede afirmar que el año 2003 domina en discriminación al año 2000, a pesar de las similitudes existentes en la brecha promedio por hora. Así mismo, el año 2006 domina en discriminación al año 2000, lo cual es evidencia de que la intensidad de la discriminación se ha reducido a partir de la segunda mitad del periodo de estudio.

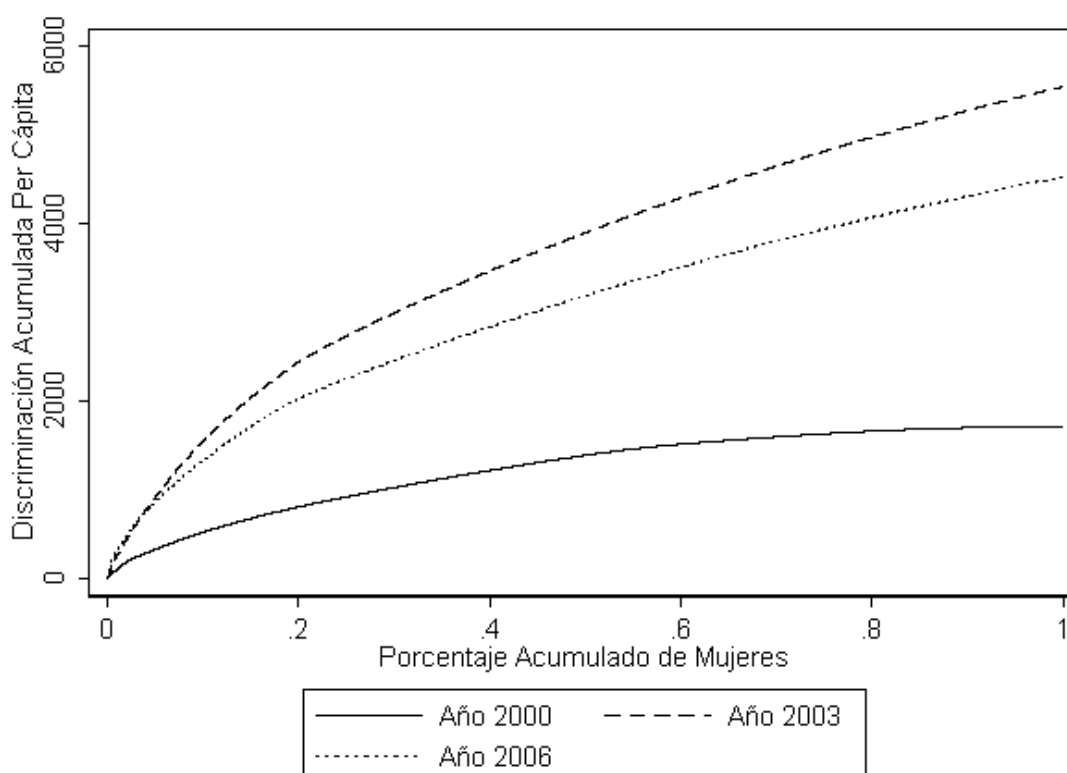
Como los valores de los vectores de diferencias salariales están calculados a pesos constantes de julio de 2007, es posible comparar las diferencias en la intensidad del fenómeno durante los 3 años presentados: mientras que en el año 2000, la discriminación acumulada per-cápita alcanzaba los 1808.64 pesos/hora, en el 2003 el valor era de 5547.10 pesos/hora y en el 2006 de 4527.55 pesos/hora. Se podría pensar que, el hablar de discriminación en este rango de valores puede resultar algo arbitrario por lo pequeños que éstos resultan en una lectura desprevenida pero, para hacerse una idea de las pérdidas económicas asociadas a estas diferencias salariales, pensemos en la mujer asalariada que percibe la discriminación media cada año: esta mujer trabaja 44.95, 46.86 y 47.14 horas respectivamente. La diferencia salarial experimentada por esta mujer es justamente el valor per cápita reportado antes, por lo que si trabaja las cuatro semanas del mes esta mujer promedio perdió en los tres años de referencia 325193.5, 1039748.4 y 853714.83 pesos respectivamente, en los dos últimos casos fue casi el doble o más del salario mínimo del país en 2007⁴¹.

Dado que el criterio de dominancia supone que no hay cruces entre las curvas, no es posible decir nada sobre la discriminación entre los años 2003 y 2006, aunque parece que el año 2003 domina al 2006. Para corroborar esta intuición se presenta

⁴¹ El salario mínimo en Colombia es un valor homogéneo para toda la población en todas las zonas del país. Para 2007, este valor es de 433700 pesos colombianos. Para más información sobre el salario mínimo en Colombia, ver los boletines del Ministerio de la Protección social, disponibles en: <http://www.minproteccionsocial.gov.co/vbecontent/NewsDetail.asp?ID=15571&IDCompany=3>

el índice de discriminación absoluto con sus errores estándar y su intervalo de confianza al 95% en la Tabla 9.

ILUSTRACIÓN 3: CURVAS DE DISCRIMINACIÓN ABSOLUTA, 13 PRINCIPALES CIUDADES, A PESOS COLOMBIANOS DE 2007



Elaboración propia a partir de la ECH.

TABLA 9: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN ABSOLUTA, TOTAL 13 CIUDADES.

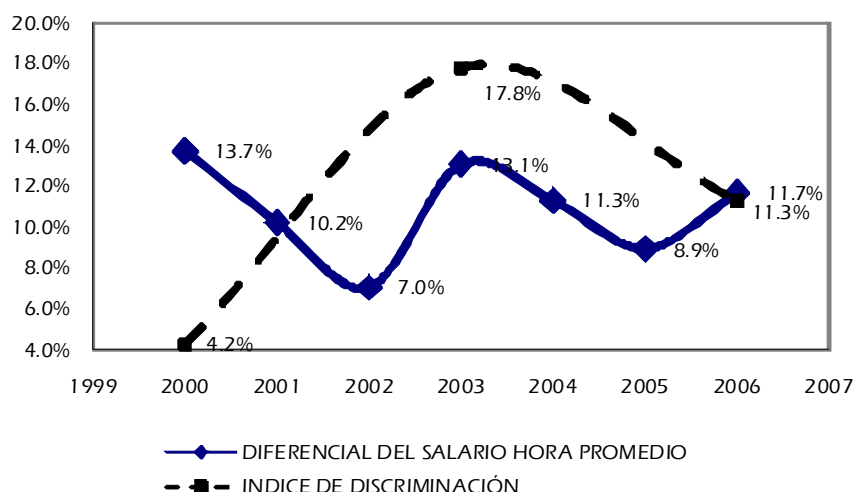
| | ID(2) | ERR STD | INTERVALO DE CONFIANZA 95% | |
|-------------|---------------|-----------|----------------------------|-----------|
| 2000 | <i>0.0425</i> | 0.0001151 | 0.0422371 | 0.0426884 |
| 2003 | <i>0.1779</i> | 0.0002966 | 0.1772799 | 0.1784424 |
| 2006 | <i>0.1129</i> | 0.0003723 | 0.1121569 | 0.1136162 |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

La comparación del índice de los años 2003 y 2006 efectivamente corrobora la intuición gráfica de las curvas de discriminación en la se aprecia que el corte de las dos curvas ocurre en un percentil muy pequeño y, a partir de ahí, la curva del año

2003 parece distanciarse bastante de la curva del año 2006. Como los intervalos de confianza de los índices calculados para diferentes años no se cruzan, es posible afirmar que hay diferencias estadísticamente significativas en los años de estudio. También se observa que estas diferencias no parecen seguir la misma tendencia de la brecha promedio (ver Ilustración 4), de hecho, del año 2000 a 2003 parece seguir la tendencia contraria a la brecha, mientras que de 2003 a 2006 sigue la tendencia de la brecha.

ILUSTRACIÓN 4: TENDENCIA DEL ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN ABSOLUTO Y DE LA BRECHA PROMEDIO HORA, 13 PRINCIPALES CIUDADES.



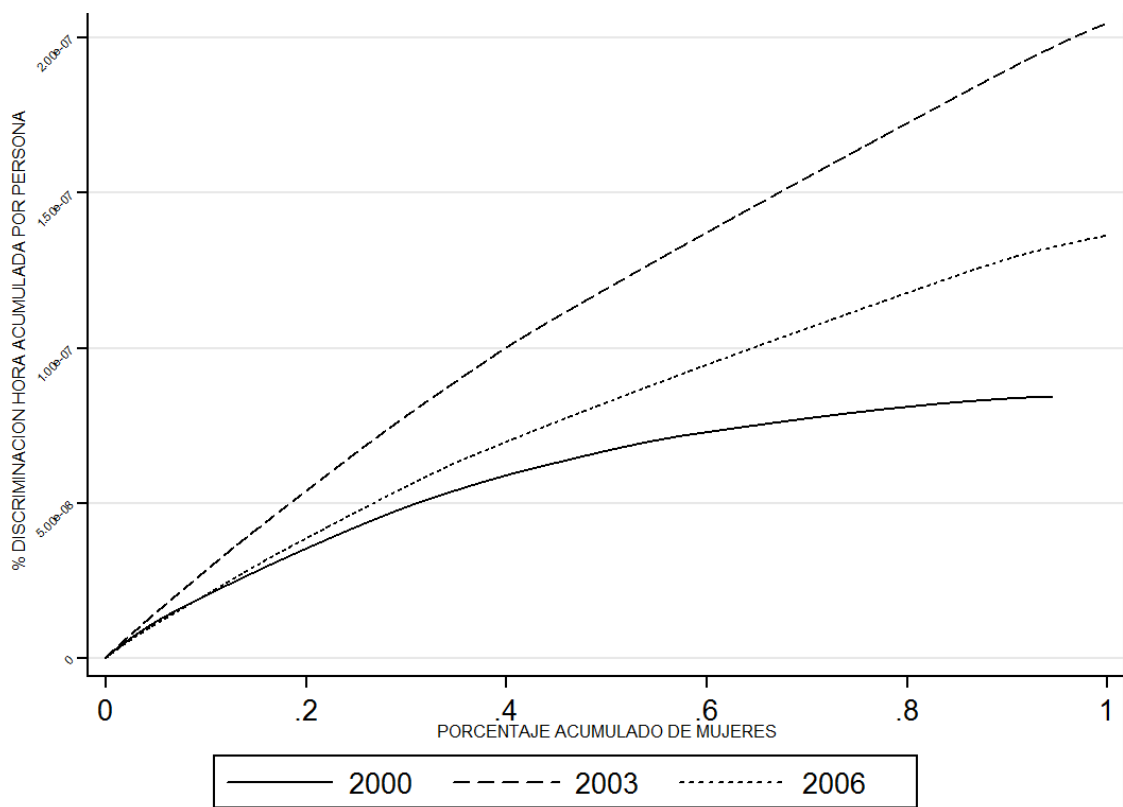
Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

Las curvas de discriminación relativa muestran una panorámica diferente por años como se observa en la Este RESULTADO parecería a primera vista contradictorio con lo que se acaba de mencionar, sin embargo, la contradicción es simplemente aparente, ya que es resultado de la forma en que la misma información conforma la curva. Como se mencionó antes, las curvas absolutas tienen como insumo las diferencias individuales de cada mujer en pesos, mientras que en las relativas, la información es porcentual.

ILUSTRACIÓN 5. Contrario a la situación anterior en la que el año 2003 destacaba por presentar diferencias individuales absolutas mayores, en términos relativos, la peor situación se encuentra en el año 2006, y el cruce entre las curvas aparece entre los años 2000 y 2006.

Este resultado parecería a primera vista contradictorio con lo que se acaba de mencionar, sin embargo, la contradicción es simplemente aparente, ya que es resultado de la forma en que la misma información conforma la curva. Como se mencionó antes, las curvas absolutas tienen como insumo las diferencias individuales de cada mujer en pesos, mientras que en las relativas, la información es porcentual.

ILUSTRACIÓN 5: CURVAS DE DISCRIMINACIÓN RELATIVA, 13 PRINCIPALES CIUDADES, A PESOS DE 2007



Fuente:

La diferencia entonces en los resultados radica en su interpretación: las curvas absolutas nos dicen que en el año 2003, las pérdidas monetarias de las mujeres por efecto de la discriminación son mayores, sin embargo, en términos de lo que falta para alcanzar una situación de lo que aquí se ha definido como una situación de remuneración ideal, el 2006 resulta un peor año para las mujeres que el 2003. El índice de discriminación relativo (

Tabla 10), corrobora esta intuición:

TABLA 10: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN RELATIVA, TOTAL 13 CIUDADES.

| AÑO | INDICE | ERROR STD | INTERVALO DE CONFIANZA* | N |
|------|--------|-----------|-------------------------|---------|
| 2000 | 0.0216 | 0.0000235 | 0.0215266 | 1415195 |
| 2003 | 0.1239 | 0.0000398 | 0.1238321 | 1684676 |
| 2006 | 0.0885 | 0.000034 | 0.0883944 | 2103663 |

* Nivel de Significancia: 5%

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

Otro aspecto a destacar de las curvas de discriminación tanto absolutas como relativas es que permiten ver cuántas mujeres se encuentran discriminadas en cada momento del tiempo. En este caso, las tasas de incidencia resultan bastante altas: en 2000 el 94.6% de las mujeres asalariadas presentaban diferencias salariales desfavorables. La cifra empeora en los años 2003 y 2006; mientras en el primer año, el porcentaje de mujeres con asciende al 99%, para en el 2006, a partir de la metodología planteada, todas las mujeres experimentan algún grado de discriminación.

Si hay más mujeres discriminadas conforme avanza el tiempo, es también posible que aumente la dispersión de las diferencias individuales entre la población, es decir, la desigualdad en el interior de los vectores de diferencias salariales. Gráficamente, esto se refleja en la concavidad de las curvas de discriminación; sin embargo, la

inspección gráfica puede llevar a engaño a través de cambios en la escala. Sólo por inspección visual, de la Ilustración 3, se podría pensar que el año 2003 es el que más experimenta desigualdad y que el año 2000 el que menos. Por tal motivo, para confirmar el grado de desigualdad presente en el interior de la información, a continuación se presentan los índices de Gini, con sus errores estándar, calculados sobre el vector de diferencias individuales en la

Tabla 11.

TABLA 11: ÍNDICE DE DESIGUALDAD DE GINI DE LAS DIFERENCIAS SALARIALES INDIVIDUALES, TOTAL 13 CIUDADES, 2000-2006

| AÑO | GINI | ERROR STD | INTERVALO DE CONFIANZA* | |
|------|---------------|-----------|-------------------------|-----------|
| 2000 | <i>0.4172</i> | 0.000306 | 0.4166134 | 0.417812 |
| 2003 | <i>0.3170</i> | 0.000225 | 0.3165878 | 0.3174698 |
| 2006 | <i>0.3264</i> | 0.000322 | 0.3258171 | 0.3270781 |

*Nivel de significancia: 5%

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

Curiosamente, pese a las diferencias en la intensidad del fenómeno entre el año 2000 y los años 2003 y 2006, es el primero el que presenta mayor grado de desigualdad. Lo que sí se observa es una disminución sustancial en el indicador de desigualdad del 2000 al 2003 y un leve repunte, estadísticamente significativo en el 2006. Comparado con la desigualdad del ingreso-hora femenino, la desigualdad de las diferencias individuales es menor⁴².

Entonces, visto el fenómeno en términos absolutos y relativos, para el agregado de las trece principales ciudades, es posible decir que:

⁴² El coeficiente de Gini del ingreso hora femenino para los años de referencia es de 0.47, 0.48 y 0.44 respectivamente.

1. La incidencia de la discriminación en Colombia metropolitana es alta y creciente, llegando a afectar al 100% de la población femenina asalariada al final del periodo considerado.
2. La discriminación salarial femenina, ya sea entendida en términos absolutos como en términos relativos, presenta un comportamiento diferente al señalado por el cociente de los promedios de hombres y mujeres en la muestra. En particular, en los años 2000 y 2006, los índices de discriminación absoluta y relativa, muestran valores inferiores a los de la brecha-hora, y en el 2003, valores superiores.
3. Las diferencias señaladas anteriormente entre los dos indicadores no deben revestir mayor preocupación dado que las cifras están analizado el fenómeno desde perspectivas distintas: para el cociente de promedios, todos los individuos del mismo sexo ganan lo mismo, y todas las diferencias son atribuidas a discriminación (ver sección 1.2 de esta memoria), mientras que en los indicadores aquí presentados, la discriminación controla por las características productivas de los individuos.
4. Crecimientos en la discriminación, no necesariamente van acompañados de mayor desigualdad en el trato discriminatorio, visto en términos monetarios, de quienes lo padecen. Esto se observa a través de la comparación de las tendencias en el índice de discriminación y las tendencias del índice de Gini: este último decrece cuando el primero crece y, cuando el primero decrece, Gini no decrece en la misma proporción. Esto es: más discriminadas, pero un trato discriminatorio más homogéneo.
5. La intensidad del fenómeno, en términos absolutos y relativos es muy importante y merece mayor detalle: En términos absolutos, para una mujer que trabajara a la semana el promedio de horas de la muestra y, percibiera el salario promedio, la discriminación entendida con esta metodología evidencia pérdidas mensuales promedio superiores al salario mínimo.

Como también se ha mencionado a lo largo de esta memoria, otra ventaja que tiene la metodología aplicada es que dado que calcula la experiencia individual de discriminación, es posible condicionar la información por características socioeconómicas relevantes, lo que permite indagar por los factores que contribuyen a que unas mujeres experimenten mayor discriminación relativa y absoluta que otras.

Así, por niveles educativos es posible observar en el anexo D1, que el grupo con educación universitaria experimenta una mayor intensidad absoluta en la discriminación a lo largo de todo el período. Esto está directamente relacionado con el hecho de que, en términos monetarios, los profesionales ganan más. Sin embargo, corrigiendo el problema en términos relativos, se observa que las mujeres que más lejos están de alcanzar una remuneración libre de discriminación son aquellas con educación primaria, seguidas de las de secundaria, dejando en último lugar a las trabajadoras con algún año cursado en universidad.

En pesos, las diferencias promedio se presentan en la Tabla 12. Vale la pena insistir en que, mientras la brecha salarial comúnmente analizada divide el promedio del salario de las mujeres entre el promedio del salario de los hombres, la Tabla 12 es resultado de promediar las diferencias salariales de cada mujer con respecto al salario que percibiría cada una de ellas de haber sido remuneradas como se remuneran las características productivas medias de los hombres. En este sentido, estas cifras son un promedio de un valor estimado por hora *para cada mujer* y no un cociente de los promedios de hombres y mujeres, como habitualmente se presenta este tipo de información. Lo primero que destaca del uso de esta metodología respecto a los cálculos promedio de uso habitual, es que la intensidad del fenómeno discriminatorio ha aumentado en los tres niveles educativos, y que las mujeres empleadas en 2006 experimentaron pérdidas, con respecto a una remuneración igual a la del hombre, muy superiores a las experimentadas por las mujeres empleadas en 2000 y un poco menos que lo experimentado en 2003.

Resalta el exagerado crecimiento de la discriminación promedio de las mujeres con educación universitaria que, como se mencionó en la introducción general de esta memoria, probablemente esté asociado con los desequilibrios macroeconómicos presentes en el mercado de trabajo ese año.

TABLA 12: DISCRIMINACIÓN PER CÁPITA HORA EN PESOS POR AÑO Y NIVEL EDUCATIVO.

| NIVEL EDUCATIVO | AÑO | | |
|-----------------|--------|--------|--------|
| | 2000 | 2003 | 2006 |
| PRIMARIA | 2004.7 | 3849.3 | 3551.6 |
| SECUNDARIA | 1007.8 | 3789.5 | 2955.6 |
| UNIVERSIDAD | 3218.5 | 9893.0 | 7153.0 |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

Los índices calculados son consistentes con estas observaciones de las curvas absolutas y relativas: mientras que la mayor pérdida monetaria la asumen los universitarios la mayor falta de salario con respecto a la ausencia de discriminación es de quienes solo tienen primaria. Las Tablas 13, 14 y 15, muestra el índice de discriminación absoluto y las Tablas 15, 16 y 17, el índice relativo para el total de las trece ciudades. En ambos indicadores, entre años y entre grupos, hay diferencias significativas entre los índices. Los valores corroboran que a lo largo del período, efectivamente las mujeres con secundaria experimentan menos discriminación absoluta que las mujeres con primaria -incluso en 2003, año en el que las curvas son aparentemente muy cercanas y el valor del índice es casi igual, pero las mujeres con secundaria tienen mayor influencia en el crecimiento del índice en los años 2003 y 2006, ya que su porcentaje de contribución fue del 16% y del 11% respectivamente.

Así mismo, la discriminación absoluta presente en las mujeres con educación universitaria es sustancialmente mayor que la presente en los otros dos grupos, siendo este último el que más contribuye a la discriminación total, de forma que si

en el año 2006 aumentara la discriminación de las mujeres con universidad, el índice aumentaría a una tasa del 82%⁴³.

TABLA 13: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN ABSOLUTO, 13 CIUDADES, POR NIVEL EDUCATIVO AÑO 2000

| NIVEL EDUCATIVO | INDICE | ERROR STD | INTERVALO DE CONFIANZA' | N | %CONTRIBUCIÓN AL INDICE | |
|-----------------|---------------|-----------|-------------------------|-----------|-------------------------|--------------|
| PRIMARIA | 0.0320 | 0.0000284 | 0.0319119 | 0.0320231 | 254610 | 13.5% |
| SECUNDARIA | 0.0106 | 0.0000139 | 0.010588 | 0.0106424 | 717608 | 12.7% |
| UNIVERSIDAD | 0.1001 | 0.0003509 | 0.0993993 | 0.1007748 | 442977 | 73.8% |

* Nivel de Significancia: 5%

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

TABLA 14: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN ABSOLUTO, 13 CIUDADES, POR NIVEL EDUCATIVO AÑO 2003

| NIVEL EDUCATIVO | INDICE | ERROR STD | INTERVALO DE CONFIANZA' | N | %CONTRIBUCIÓN AL INDICE | |
|-----------------|---------------|-----------|-------------------------|-----------|-------------------------|--------------|
| PRIMARIA | 0.0586 | 0.000039 | 0.0585314 | 0.0586841 | 357855 | 7.0% |
| SECUNDARIA | 0.0575 | 0.0000308 | 0.0574163 | 0.0575371 | 843385 | 16.2% |
| UNIVERSIDAD | 0.4762 | 0.0008979 | 0.474395 | 0.4779148 | 483436 | 76.8% |

* Nivel de Significancia: 5%

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

TABLA 15: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN ABSOLUTO, 13 CIUDADES, POR NIVEL EDUCATIVO AÑO 2006

| NIVEL EDUCATIVO | INDICE | ERROR STD | INTERVALO DE CONFIANZA' | N | %CONTRIBUCIÓN AL INDICE | |
|-----------------|---------------|-----------|-------------------------|-----------|-------------------------|--------------|
| PRIMARIA | 0.0385 | 0.0000175 | 0.0385081 | 0.0385769 | 353956 | 5.7% |
| SECUNDARIA | 0.0273 | 0.0000115 | 0.0272281 | 0.027273 | 1012134 | 11.6% |
| UNIVERSIDAD | 0.2661 | 0.0010383 | 0.2640427 | 0.2681127 | 737573 | 82.6% |

* Nivel de Significancia: 5%

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

⁴³ Siguiendo a Foster, Greer y Thorbecke (1984), la contribución a la discriminación se calcula de la

siguiente forma:
$$\left(\frac{n_j ID_{\alpha=2}^{(j)}}{n ID_{\alpha=2}} \right) * 100$$

En términos relativos (Tablas 16, 17 y 18)⁴⁴, las cosas parecen haber cambiado de una manera más drástica: en el año 2000, el mayor valor y contribución del índice, proviene de las mujeres con educación primaria quienes aportan el 53.3% del total. Sin embargo, la comparación de los valores de este índice con los años siguientes muestra que la tendencia es de deterioro del indicador y que ha afectado más a las mujeres con secundaria, que también son el grupo que más aporta a la medida global de estos dos últimos años.

TABLA 16: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN RELATIVO, TOTAL 13 CIUDADES POR NIVEL EDUCATIVO, AÑO 2000

| NIVEL EDUCATIVO | INDICE | ERROR STD | INTERVALO DE CONFIANZA* | N | %CONTRIBUCIÓN AL INDICE | |
|--------------------|---------------|-----------|-------------------------|-----------|-------------------------|--------------|
| PRIMARIA | 0,0640 | 0,000068 | 0,0638355 | 0,0641021 | 254610 | 53,3% |
| SECUNDARIA | 0,0139 | 0,0000191 | 0,0139103 | 0,0139853 | 717608 | 32,8% |
| UNIVERSIDAD | 0,0096 | 0,0000161 | 0,0095248 | 0,009588 | 442977 | 13,9% |

* Nivel de Significancia: 5%

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

TABLA 17: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN RELATIVO, TOTAL 13 CIUDADES POR NIVEL EDUCATIVO, AÑO 2003

| NIVEL EDUCATIVO | INDICE | ERROR STD | INTERVALO DE CONFIANZA* | N | %CONTRIBUCIÓN AL INDICE | |
|--------------------|---------------|-----------|-------------------------|-----------|-------------------------|--------------|
| PRIMARIA | 0,1986 | 0,0000484 | 0,1985465 | 0,1987361 | 357855 | 34,1% |
| SECUNDARIA | 0,1156 | 0,0000396 | 0,1155303 | 0,1156854 | 843385 | 46,7% |
| UNIVERSIDAD | 0,0831 | 0,000031 | 0,0830151 | 0,0831365 | 483436 | 19,2% |

* Nivel de Significancia: 5%

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

⁴⁴ Vale la pena recordar que los índices de discriminación absolutos y relativos tienen algunas diferencias en su forma de cálculo, ver sección 2.3 Consideraciones técnicas y problemas del análisis de curvas de discriminación.

TABLA 18: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN RELATIVO, TOTAL 13 CIUDADES POR NIVEL EDUCATIVO, AÑO 2006

| NIVEL EDUCATIVO | INDICE | ERROR STD | INTERVALO DE CONFIANZA* | | N | %CONTRIBUCIÓN AL INDICE |
|-----------------|---------------|-----------|-------------------------|-----------|---------|-------------------------|
| PRIMARIA | 0,1692 | 0,000051 | 0,1690822 | 0,1692821 | 353956 | 32,2% |
| SECUNDARIA | 0,0815 | 0,0000298 | 0,0813964 | 0,081513 | 1012134 | 44,3% |
| UNIVERSIDAD | 0,0593 | 0,0000404 | 0,0592587 | 0,0594172 | 737573 | 23,5% |

* Nivel de Significancia: 5%

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

En términos de desigualdad, el índice de Gini calculado sobre los valores de las diferencias individuales por nivel educativo muestra que en el año 2000, las mujeres con educación secundaria y universitaria poseían niveles de desigualdad similares y altos, en comparación con los de las mujeres con educación primaria (ver Tabla 19)

TABLA 19: ÍNDICE DE GINI DEL VECTOR DE DIFERENCIAS SALARIALES, POR NIVEL EDUCATIVO, 13 PRINCIPALES CIUDADES. AÑO 2000

| NIVEL EDUCATIVO | GINI | ERROR STD | INTERVALO DE CONFIANZA* | |
|-----------------|---------------|-----------|-------------------------|-----------|
| PRIMARIA | 0,1235 | 0,000226 | 0,1230363 | 0,1239229 |
| SECUNDARIA | 0,3475 | 0,000200 | 0,3471329 | 0,3479168 |
| UNIVERSIDAD | 0,3552 | 0,000530 | 0,3541675 | 0,356243 |

*Nivel de significancia: 5%

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

Y aunque el 2003 resulta ser el año con mayores diferencias absolutas en discriminación como se indicó en párrafos anteriores, la situación de desigualdad en las diferencias individuales mejora en este año respecto al 2000.

Esta mejora está concentrada en los grupos de mujeres con educación secundaria y universitaria (ver tabla 20), siendo más intensa en el primero que en el segundo.

TABLA 20: ÍNDICE DE GINI DEL VECTOR DE DIFERENCIAS SALARIALES, POR NIVEL EDUCATIVO, 13 PRINCIPALES CIUDADES. AÑO 2003

| NIVEL EDUCATIVO | GINI | ERROR STD | INTERVALO DE CONFIANZA* | |
|-----------------|---------------|-----------|-------------------------|-----------|
| PRIMARIA | 0,1198 | 0,000128 | 0,1195308 | 0,1200317 |
| SECUNDARIA | 0,1322 | 0,000084 | 0,1320742 | 0,1324033 |
| UNIVERSIDAD | 0,2855 | 0,000304 | 0,2849114 | 0,2861028 |

*Nivel de significancia: 5%

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

En el año 2006, la tendencia en la reducción de la desigualdad continúa para los grupos de mujeres con primaria y secundaria, pero se observa una reversión de la tendencia en las mujeres universitarias que terminan el periodo de análisis con una desigualdad mayor que al comienzo del mismo (ver

Tabla 21).

TABLA 21: ÍNDICE DE GINI DEL VECTOR DE DIFERENCIAS SALARIALES, POR NIVEL EDUCATIVO, 13 PRINCIPALES CIUDADES. AÑO 2006

| NIVEL EDUCATIVO | GINI | ERROR STD | INTERVALO DE CONFIANZA* | |
|-----------------|---------------|-----------|-------------------------|-----------|
| PRIMARIA | 0,0812 | 0,000101 | 0,0810415 | 0,081436 |
| SECUNDARIA | 0,1157 | 0,000065 | 0,115616 | 0,1158692 |
| UNIVERSIDAD | 0,3653 | 0,000445 | 0,3644019 | 0,3661457 |

*Nivel de significancia: 5%

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

Los años de experiencia parecen también tener fuerte impacto en la intensidad absoluta de la discriminación. Como se aprecia en la tabla 22, la discriminación promedio absoluta crece conforme aumentan los años de experiencia de las mujeres. En términos de niveles, las mujeres con más experiencia laboral son quienes mayor discriminación por hora experimentan. Sin embargo, en términos de crecimientos de estos promedios, las mujeres con menos de 6 años de experiencia son las que, a lo largo del tiempo, han experimentado un mayor deterioro de la diferencia promedio, y aunque entre 2003 y 2006, se reduce, no alcanza los niveles del año 2000.

TABLA 22: DISCRIMINACIÓN ABSOLUTA PROMEDIO POR AÑO Y RANGOS DE EXPERIENCIA, A PESOS DE 2007.

| AÑOS DE EXPERIENCIA | AÑO | | |
|---------------------|----------|----------|----------|
| | 2000 | 2003 | 2006 |
| 0-1 | 878.967 | 5284.806 | 3519.074 |
| 2 A 6 | 940.435 | 4369.856 | 3642.604 |
| 7 A 13 | 1568.108 | 5076.033 | 3950.770 |
| 14 A 20 | 2185.110 | 6027.695 | 4971.156 |
| 21 A 27 | 2328.285 | 6208.790 | 5182.813 |
| 28 A 34 | 2000.097 | 6380.703 | 5682.628 |
| 35 o mas | 1704.579 | 5522.348 | 4272.442 |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

El promedio de los déficits relativos mostrados en la tabla 23, muestra de forma más clara la importancia del incremento de las brechas individuales entre 2000 y 2003. Mientras en el 2000, a una mujer con más de 13 años de experiencia le faltaba más de un 15% de remuneración salarial para eliminar diferencias con los hombres, en 2003 este valor supera el 32% y se agudiza conforme más edad/experiencia se tiene. Y aunque la tendencia se revierte para el 2006, en los dos últimos años del periodo, es claro que las diferencias porcentuales son mucho más uniformes entre rangos de experiencia.

TABLA 23: PROMEDIO DE DÉFICITS RELATIVOS DE LAS MUJERES POR AÑOS DE EXPERIENCIA, TOTAL 13 CIUDADES

| RANGO DE EXPERIENCIA | TOTAL | | |
|----------------------|-------------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| | 2000 | 2003 | 2006 |
| 0 A 1 | 7.33% <i>12376</i> (0,056) | 31.79% 23735 (0,0335) | 25.59% 30452 (0,0583) |
| 2 A 6 | 6.28% <i>185731</i> (0.051) | 31.46% 291228 (0.043) | 25.45% 329982 (0.055) |
| 6 A 13 | 10.09% <i>322118</i> (0.064) | 32.08% 363041 (0.054) | 26.48% 509854 (0.061) |
| 14 A 20 | 13.35% <i>28189</i> (0.073) | 32.90% 328411 (0.064) | 27.39% 393983 (0.073) |
| 21 A 27 | 15.17% <i>241036</i> (0.082) | 34.58% 293928 (0.066) | 28.43% 329696 (0.075) |
| 28 A 34 | 15.93% <i>167693</i> (0.092) | 38.17% 206463 (0.066) | 31.27% 252468 (0.080) |
| 35 o mas | 17.85% <i>126843</i> (0.099) | 43.77% 175325 (0.063) | 37.37% 257228 (0.078) |
| Total | 12.60% <i>1337687</i> (0.083) | 34.53% 1682131 (0.070) | 28.69% 2103663 (0.079) |

Número de observaciones en cursiva
Desviación estandar entre paréntesis

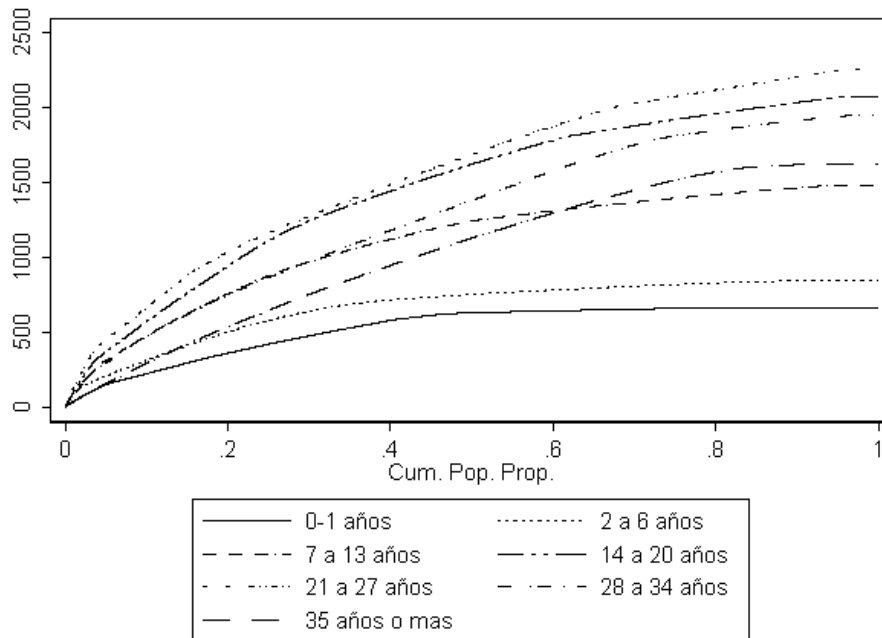
Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

En lo que se refiere a la distribución completa (ver Ilustración 6), las curvas de discriminación absolutas por niveles de experiencia muestran un comportamiento más complejo que lo presentado en curvas de discriminación hasta el momento debido al número de categorías seleccionadas. Un análisis detallado permite identificar, al menos gráficamente que en el año 2000, la curva de discriminación de las mujeres con 21 a 27 años de experiencia, domina en discriminación al resto, seguida por las de 14 a 20 años, con lo cual se corrobora el análisis de promedios

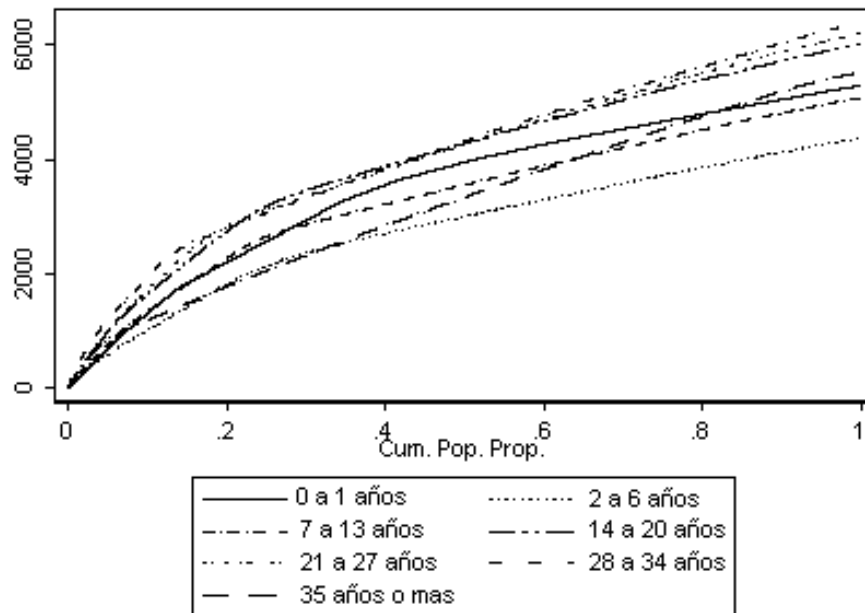
presentado anteriormente, sin embargo hay cruces en las distribuciones de 28 a 34 años y de 35 o más con el resto de categorías.

ILUSTRACIÓN 6: CURVAS DE DISCRIMINACIÓN POR NIVELES DE EXPERIENCIA, AÑOS 2000, 2003 Y 2006

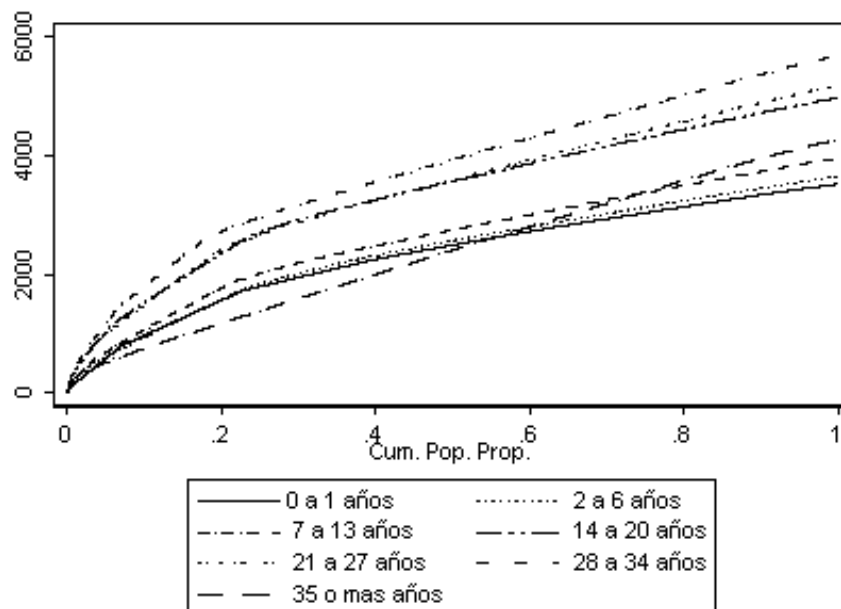
Año 2000



Año 2003



Año 2006



El escenario es más complicado para 2003 y 2006 en el que las curvas están, al menos gráficamente más cercanas unas a otras y hay más cruces entre ellas. Por tal motivo, es necesario de nuevo recurrir a los índices de discriminación y al índice de Gini para definir un ordenamiento entre las categorías de experiencia en términos de cuál experimenta las mayores diferencias salariales y cuales categorías presentan mayor desigualdad entre sus miembros. Los resultados se presentan en las Tablas 24 y 26, respectivamente.

TABLA 24: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN ABSOLUTO POR RANGOS DE EXPERIENCIA, TOTAL 13 CIUDADES

| EXPERIENCIA | ID(2) | Error Estándar | Intervalo de Confianza | | Porcentaje de Contribución a la Discriminación Total |
|----------------|--------|----------------|------------------------|----------|--|
| <i>2000</i> | | | | | |
| 0 A 1 años | 0.0080 | 0.000137 | 0.007696 | 0.008235 | 0.2% |
| 2 A 6 años | 0.0165 | 0.000184 | 0.016095 | 0.016814 | 5.7% |
| 7 A 13 años | 0.0335 | 0.000162 | 0.033207 | 0.033840 | 19.0% |
| 14 A 20 años | 0.0559 | 0.000238 | 0.055396 | 0.056328 | 27.7% |
| 21 A 27 años | 0.0716 | 0.000497 | 0.070671 | 0.072617 | 29.6% |
| 28 A 35 años | 0.0428 | 0.000211 | 0.042341 | 0.043166 | 12.2% |
| MAS DE 35 años | 0.0254 | 0.000063 | 0.025260 | 0.025509 | 5.6% |
| <i>2003</i> | | | | | |
| 0 A 1 años | 0.1517 | 0.001291 | 0.149197 | 0.154258 | 1.2% |
| 2 A 6 años | 0.0992 | 0.000264 | 0.098730 | 0.099762 | 9.7% |
| 7 A 13 años | 0.1456 | 0.000412 | 0.144775 | 0.146389 | 17.7% |
| 14 A 20 años | 0.2122 | 0.000707 | 0.210804 | 0.213574 | 23.4% |
| 21 A 27 años | 0.2218 | 0.000768 | 0.220298 | 0.223308 | 21.8% |
| 28 A 35 años | 0.2564 | 0.001510 | 0.253400 | 0.259320 | 17.7% |
| MAS DE 35 años | 0.1483 | 0.000657 | 0.147053 | 0.149626 | 8.7% |
| <i>2006</i> | | | | | |
| 0 A 1 años | 0.0587 | 0.000874 | 0.057029 | 0.060453 | 0.8% |
| 2 A 6 años | 0.0700 | 0.000578 | 0.068839 | 0.071105 | 9.7% |
| 7 A 13 años | 0.0774 | 0.000368 | 0.076699 | 0.078142 | 16.6% |
| 14 A 20 años | 0.1458 | 0.000993 | 0.143885 | 0.147777 | 24.2% |
| 21 A 27 años | 0.1501 | 0.001233 | 0.147634 | 0.152468 | 20.8% |
| 28 A 35 años | 0.1923 | 0.001713 | 0.188975 | 0.195691 | 20.4% |
| MAS DE 35 años | 0.0686 | 0.000689 | 0.067228 | 0.069927 | 7.4% |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

Como se observa en la Tabla 24, con excepción del año 2000, son las con más de 21 años de experiencia las más discriminadas en el nivel absoluto. Pero las mujeres de 14 a 20 años percibieron más discriminación que el grupo señalado antes. Sin

embargo, de los cálculos anteriores no es posible deducir que menos experiencia equivalga a menos discriminación; así en el año 2003 las mujeres con 1 año o menos de experiencia padecen de un grado de discriminación similar al de las mujeres con 7 a 13 años de experiencia, pero las mujeres de 2 a 6 años sufren menos discriminación que éstas. La principal contribución al crecimiento del índice es generada por las mujeres de 14 a 27 años de experiencia, pero en general todas las mujeres con más de 7 años de experiencia influyen de manera importante en el índice de discriminación.

TABLA 25: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN RELATIVO POR RANGOS DE EXPERIENCIA, TOTAL 13 CIUDADES

| AÑOS DE EXPERIENCIA | INDICE | ERROR STD | INTERVALO DE CONFIANZA ¹ | N | %CONTRIBUCIÓN AL INDICE | |
|---------------------|---------------|-----------|-------------------------------------|-----------|-------------------------|--------------|
| 2000 | | | | | | |
| 0 a 1 | 0.0064 | 0.0000736 | 0.0062376 | 0.0065263 | 16492 | 0.3% |
| 2 a 6 | 0.0059 | 0.0000264 | 0.0058571 | 0.0059607 | 207183 | 4.0% |
| 7 a 13 | 0.0135 | 0.0000314 | 0.0133916 | 0.0135146 | 340828 | 15.0% |
| 14 a 20 | 0.0219 | 0.0000468 | 0.0217633 | 0.0219469 | 297720 | 21.3% |
| 21 a 27 | 0.0288 | 0.000059 | 0.0286831 | 0.0289143 | 248105 | 23.4% |
| 28 a 34 | 0.0331 | 0.0000813 | 0.0329474 | 0.0332663 | 171658 | 18.6% |
| 35 y mas | 0.0396 | 0.0001054 | 0.03943 | 0.039843 | 133209 | 17.3% |
| 2003 | | | | | | |
| 0 a 1 | 0.1022 | 0.0001481 | 0.1018991 | 0.1024797 | 23735 | 1.2% |
| 2 a 6 | 0.1008 | 0.0000551 | 0.1006843 | 0.1009002 | 291428 | 14.1% |
| 7 a 13 | 0.1056 | 0.0000639 | 0.105472 | 0.1057226 | 363833 | 18.4% |
| 14 a 20 | 0.1118 | 0.000079 | 0.111617 | 0.1119266 | 329832 | 17.7% |
| 21 a 27 | 0.1238 | 0.0000869 | 0.1236456 | 0.1239863 | 294060 | 17.4% |
| 28 a 34 | 0.1501 | 0.0001084 | 0.1498563 | 0.1502814 | 206463 | 14.8% |
| 35 y mas | 0.1955 | 0.000125 | 0.1952246 | 0.1957144 | 175325 | 16.4% |
| 2006 | | | | | | |
| 0 a 1 | 0.0689 | 0.0001747 | 0.0685343 | 0.0692191 | 30452 | 1.1% |
| 2 a 6 | 0.0678 | 0.0000543 | 0.0676503 | 0.067863 | 329982 | 12.0% |
| 7 a 13 | 0.0739 | 0.0000498 | 0.0738058 | 0.074001 | 509854 | 20.2% |
| 14 a 20 | 0.0803 | 0.0000699 | 0.0801894 | 0.0804635 | 393983 | 17.0% |
| 21 a 27 | 0.0864 | 0.0000787 | 0.0862654 | 0.0865739 | 329696 | 15.3% |
| 28 a 34 | 0.1042 | 0.0001029 | 0.1040245 | 0.1044277 | 252468 | 14.1% |
| 35 y mas | 0.1458 | 0.0001104 | 0.1455806 | 0.1460132 | 257228 | 20.2% |

* Nivel de Significancia: 5%

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

En términos relativos (Tabla 25) y en términos absolutos (Tabla 24), se observa que el grupo que menos contribuciones a la medida de discriminación tiene, es el que posee un año o menos de experiencia, mientras que los que más aportan corresponden a mujeres con 7 años de experiencia y menos de 20. Un condicionamiento de los déficits relativos de las mujeres por experiencia y nivel

educativo (ver anexo D2) muestra que éstos se reducen conforme aumenta el grado de escolaridad como era de esperarse, pero se muestran bastante homogéneos al interior de cada nivel educativo. Esto es interesante porque refleja que la mayor contribución del índice presentada hasta el momento ocurre porque en estos grupos hay mayor participación de mujeres y una mayor desviación estándar respecto a la media en estos subgrupos que en el resto.

TABLA 26: ÍNDICE DE GINI POR RANGOS DE EXPERIENCIA, TOTAL 13 CIUDADES

| | <i>2000</i> GINI | ERROR STD | INTERVALO DE CONFIANZA | | N |
|----------------|------------------|-----------|------------------------|--------|--------|
| 0 A 1 AÑOS | <i>0.2175</i> | 0.0021715 | 0.2133 | 0.2218 | 12376 |
| 2 A 6 AÑOS | <i>0.2033</i> | 0.0004902 | 0.2023 | 0.2042 | 185731 |
| 7 A 13 AÑOS | <i>0.2252</i> | 0.0003963 | 0.2245 | 0.2260 | 322118 |
| 14 A 20 AÑOS | <i>0.2406</i> | 0.0004323 | 0.2397 | 0.2414 | 281890 |
| 21 A 27 AÑOS | <i>0.2489</i> | 0.0004777 | 0.2480 | 0.2499 | 241036 |
| 28 A 35 AÑOS | <i>0.2494</i> | 0.0005659 | 0.2482 | 0.2505 | 167693 |
| MAS DE 35 AÑOS | <i>0.2524</i> | 0.0006489 | 0.2511 | 0.2536 | 126843 |
| <i>2003</i> | | | | | |
| 0 A 1 AÑOS | <i>0.3146</i> | 0.0015227 | 0.3116 | 0.3176 | 23735 |
| 2 A 6 AÑOS | <i>0.3081</i> | 0.0004281 | 0.3073 | 0.3090 | 291228 |
| 7 A 13 AÑOS | <i>0.2994</i> | 0.0003835 | 0.2987 | 0.3002 | 363041 |
| 14 A 20 AÑOS | <i>0.2949</i> | 0.0004119 | 0.2941 | 0.2957 | 328411 |
| 21 A 27 AÑOS | <i>0.2972</i> | 0.0004427 | 0.2963 | 0.2981 | 293928 |
| 28 A 35 AÑOS | <i>0.3064</i> | 0.0005344 | 0.3053 | 0.3074 | 206463 |
| MAS DE 35 AÑOS | <i>0.3130</i> | 0.0005738 | 0.3119 | 0.3141 | 175325 |
| <i>2006</i> | | | | | |
| 0 A 1 AÑOS | <i>0.2983</i> | 0.0013516 | 0.2956 | 0.3009 | 30452 |
| 2 A 6 AÑOS | <i>0.3011</i> | 0.0004012 | 0.3004 | 0.3019 | 329982 |
| 7 A 13 AÑOS | <i>0.2923</i> | 0.000321 | 0.2916 | 0.2929 | 509854 |
| 14 A 20 AÑOS | <i>0.2859</i> | 0.0003712 | 0.2852 | 0.2867 | 393983 |
| 21 A 27 AÑOS | <i>0.2872</i> | 0.0004137 | 0.2864 | 0.2880 | 329696 |
| 28 A 35 AÑOS | <i>0.2908</i> | 0.0004777 | 0.2898 | 0.2917 | 252468 |
| MAS DE 35 AÑOS | <i>0.3037</i> | 0.0004665 | 0.3028 | 0.3046 | 257228 |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

El incremento de la desigualdad en el interior de los grupos de experiencia comparando el año 2000 con el 2006, también ocurre cuando las mujeres han acumulado 14 o más años de experiencia: el coeficiente de Gini crece de un promedio de 0.24 para el grupo a 0.28. Esto está directamente relacionado con el crecimiento en el valor monetario de la brecha en los años 2003 y 2006 respecto al año 2000.

Por ramas de actividad, los índices de discriminación absoluta y relativa muestran el mismo comportamiento. En la Tabla 27 se encuentran los cálculos del índice absoluto y en la Tabla 28 los del relativo. Lo primero que destaca es el crecimiento de la discriminación absoluta de las mujeres en el sector servicios cuyo índice pasa de 0.06 a 0.17 a lo largo del período analizado, crecimiento importante si se tiene en cuenta que la contribución al crecimiento del índice de este sector supera el 60%.

Dos cosas importantes merecen ser comentadas con relación a las tablas desagregadas por ramas de actividad económica. En primer lugar, entre el año 2000 y 2003, la encuesta desagregó la clasificación CIIU, disponible en la muestra de dos a cuatro dígitos. Esto permite la aparición de la categoría de actividades inmobiliarias a partir del año 2003. Por otra parte, hay ramas de actividad en la que la participación de mujeres es baja; tal es el caso del grupo de electricidad, gas y agua, así como construcción. Esto explica el bajo porcentaje de contribución al total del índice.

Por otro lado, si bien las mujeres que trabajan en el sector manufacturero y de comercio, restaurantes y hoteles no experimentan valores tan altos del índice de discriminación como las que se encuentran en el sector de electricidad, gas y agua o establecimientos financieros, si tienen mayor impacto que éstas en el crecimiento del índice, dado que la contribución de los dos primeros grupos en el crecimiento del índice es del 10% en promedio a lo largo del período, mientras que la contribución de los dos últimos es en promedio de menos de 1% y de 6% respectivamente. En estos últimos resultados se pueden encontrar similitudes con Tenjo, Ribero y Bernat (2002) en el que se muestra que el sector de electricidad, gas y agua experimenta brechas salariales medias entre hombres y mujeres altas, pero con baja participación, y con Tenjo (2000) en el que se evidencia la importancia de las diferencias salariales en el sector financiero, al menos en términos absolutos.

TABLA 27: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN ABSOLUTA POR RAMAS DE ACTIVIDAD

| Rama de Actividad | ID(2) | Error Estandar | Intervalo de Confianza | | Porcentaje de Contribución a la Discriminación total |
|----------------------------------|---------------|----------------|------------------------|-----------|--|
| 2000 | | | | | |
| Agropecuaria, minas-canteras | <i>0.0472</i> | 0.0005433 | 0.0461677 | 0.0482978 | 1.21% |
| Manufactura | <i>0.0260</i> | 0.0000995 | 0.0258173 | 0.0262074 | 12.32% |
| Electricidad, Gas y Agua | <i>0.0454</i> | 0.0012344 | 0.0429966 | 0.047836 | 0.65% |
| construccion | <i>0.0325</i> | 0.0003069 | 0.0319262 | 0.0331295 | 0.76% |
| Comercio, Restaurantes y Hoteles | <i>0.0217</i> | 0.0001668 | 0.0214202 | 0.0220742 | 10.88% |
| Transporte | <i>0.0304</i> | 0.0002149 | 0.0299443 | 0.0307869 | 2.33% |
| Establecimientos Financieros | <i>0.0335</i> | 0.0001395 | 0.0331809 | 0.0337276 | 7.28% |
| servicios | <i>0.0631</i> | 0.000242 | 0.0626664 | 0.0636149 | 64.56% |
| 2003 | | | | | |
| Agropecuaria, minas-canteras | <i>0.1142</i> | 0.0009128 | 0.1124128 | 0.115991 | 0.71% |
| Manufactura | <i>0.1009</i> | 0.000283 | 0.1003816 | 0.101491 | 10.56% |
| Electricidad, Gas y Agua | <i>0.3172</i> | 0.0039313 | 0.3094961 | 0.3249096 | 0.63% |
| construccion | <i>0.2460</i> | 0.0023176 | 0.2414361 | 0.2505221 | 0.77% |
| Comercio, Restaurantes y Hoteles | <i>0.0916</i> | 0.0003016 | 0.0909634 | 0.0921457 | 10.02% |
| Transporte | <i>0.1796</i> | 0.0009628 | 0.1776656 | 0.1814398 | 3.36% |
| Establecimientos Financieros | <i>0.2512</i> | 0.0010387 | 0.2491566 | 0.2532285 | 4.88% |
| actividades inmobiliarias | <i>0.1880</i> | 0.0011869 | 0.1856545 | 0.1903072 | 6.13% |
| servicios | <i>0.2368</i> | 0.0005659 | 0.2356446 | 0.237863 | 62.94% |
| 2006 | | | | | |
| Agropecuaria, minas-canteras | <i>0.0991</i> | 0.0011282 | 0.0969129 | 0.1013359 | 0.60% |
| Manufactura | <i>0.0559</i> | 0.0002073 | 0.0554512 | 0.0562638 | 8.95% |
| Electricidad, Gas y Agua | <i>0.1324</i> | 0.0016815 | 0.1291066 | 0.1356985 | 0.72% |
| construccion | <i>0.0739</i> | 0.0007465 | 0.072391 | 0.0753175 | 0.47% |
| Comercio, Restaurantes y Hoteles | <i>0.0476</i> | 0.0001453 | 0.0473072 | 0.0478769 | 9.09% |
| Transporte | <i>0.0762</i> | 0.0004263 | 0.0753615 | 0.0770325 | 2.93% |
| Establecimientos Financieros | <i>0.1596</i> | 0.000903 | 0.1578395 | 0.1613794 | 4.56% |
| actividades inmobiliarias | <i>0.0959</i> | 0.0009592 | 0.0940169 | 0.0977768 | 5.31% |
| servicios | <i>0.1708</i> | 0.0008087 | 0.1691958 | 0.1723658 | 67.38% |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

TABLA 28: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN RELATIVA POR RAMAS DE ACTIVIDAD

| 2000 | | | | | | |
|---------------------|---------------|-----------|-------------------------|-----------|-------------------------|--------------|
| ACTIVIDAD ECONOMICA | INDICE | ERROR STD | INTERVALO DE CONFIANZA* | N | %CONTRIBUCIÓN AL INDICE | |
| Agropecuaria, minas | 0.0272 | 0.0002565 | 0.0267331 | 0.0277385 | 15391 | 1.4% |
| Manufactura | 0.0239 | 0.0000473 | 0.0237982 | 0.0239835 | 284617 | 22.3% |
| Elec-gas-agua | 0.0077 | 0.0001013 | 0.0074547 | 0.0078518 | 8587 | 0.2% |
| construccion | 0.0208 | 0.0001825 | 0.0204122 | 0.0211275 | 14055 | 1.0% |
| com-rest-hot | 0.0216 | 0.000056 | 0.0215347 | 0.021754 | 300559 | 21.3% |
| Transporte | 0.0115 | 0.0000772 | 0.0113527 | 0.0116553 | 46188 | 1.7% |
| Establecimientos | 0.0120 | 0.000047 | 0.0118894 | 0.0120735 | 130708 | 5.1% |
| Servicios | 0.0233 | 0.0000379 | 0.0232536 | 0.0234023 | 614348 | 47.0% |
| 2003 | | | | | | |
| Agropecuaria, minas | 0.1177 | 0.0003248 | 0.1171061 | 0.1183793 | 18744 | 1.1% |
| Manufactura | 0.1228 | 0.0000843 | 0.1226799 | 0.1230104 | 313388 | 18.5% |
| Elec-gas-agua | 0.1155 | 0.0005542 | 0.1143896 | 0.1165626 | 5956 | 0.3% |
| construccion | 0.0983 | 0.0004161 | 0.0974575 | 0.0990887 | 9385 | 0.4% |
| com-rest-hot | 0.1201 | 0.0000837 | 0.1198941 | 0.120222 | 327795 | 18.9% |
| Transporte | 0.0934 | 0.0001192 | 0.0931344 | 0.0936015 | 56031 | 2.5% |
| Establecimientos | 0.0923 | 0.0001288 | 0.0920421 | 0.0925469 | 58168 | 2.6% |
| Act Inmobiliarias | 0.1134 | 0.0001449 | 0.1130909 | 0.1136588 | 97676 | 5.3% |
| Servicios | 0.1322 | 0.0000627 | 0.1320593 | 0.1323052 | 796227 | 50.5% |
| 2006 | | | | | | |
| Agropecuaria, minas | 0.0849 | 0.0004204 | 0.0840304 | 0.0856783 | 14301 | 0.7% |
| Manufactura | 0.0867 | 0.0000663 | 0.0865548 | 0.0868145 | 380355 | 17.7% |
| Elec-gas-agua | 0.0543 | 0.000211 | 0.0539112 | 0.0547385 | 12935 | 0.4% |
| construccion | 0.0716 | 0.0003429 | 0.0708868 | 0.0722311 | 15142 | 0.6% |
| com-rest-hot | 0.0869 | 0.0000658 | 0.0867671 | 0.0870248 | 453434 | 21.2% |
| Transporte | 0.0666 | 0.0000998 | 0.0663777 | 0.0667691 | 91257 | 3.3% |
| Establecimientos | 0.0645 | 0.0001019 | 0.0642949 | 0.0646942 | 67895 | 2.4% |
| Act Inmobiliarias | 0.0749 | 0.0001119 | 0.0746988 | 0.0751374 | 131424 | 5.3% |
| Servicios | 0.0965 | 0.0000582 | 0.0963933 | 0.0966214 | 936920 | 48.6% |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

Por categorías ocupacionales (Tabla 29) se observa que los profesionales son quienes ostentan mayor nivel, mayor crecimiento en la discriminación absoluta a lo largo del tiempo y mayor contribución al crecimiento del índice; el personal administrativo y las trabajadoras del sector servicios también tienen importancia tanto en el grado de discriminación como en su contribución a la discriminación total.

TABLA 29: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN ABSOLUTA POR CATEGORÍAS OCUPACIONALES

| OCUPACIÓN | ID(2) | Error Estandar | Intervalo de Confianza | | Porcentaje de contribución a la discriminación total |
|---------------------------|--------|----------------|------------------------|-----------|--|
| 2000 | | | | | |
| Profesionales- técnicos | 0.1259 | 0.0005657 | 0.1247684 | 0.126986 | 52.81% |
| Directivos | 0.0966 | 0.0008433 | 0.0949541 | 0.0982599 | 4.74% |
| Personal Administrativo | 0.0238 | 0.0000861 | 0.0236667 | 0.024004 | 13.85% |
| Comerciantes y Vendedores | 0.0196 | 0.0002413 | 0.0190971 | 0.0200428 | 6.21% |
| Trabajadores Servicios | 0.0234 | 0.0000402 | 0.0233613 | 0.0235187 | 15.81% |
| Agrícolas y Forestales | 0.0269 | 0.0002356 | 0.0264465 | 0.0273702 | 0.31% |
| No agrícolas | 0.0209 | 0.0000357 | 0.0208211 | 0.020961 | 6.27% |
| 2003 | | | | | |
| Profesionales- técnicos | 0.6128 | 0.0014894 | 0.6099089 | 0.6157472 | 53.47% |
| Directivos | 0.4752 | 0.0018 | 0.4716721 | 0.478728 | 8.05% |
| Personal Administrativo | 0.1344 | 0.0003502 | 0.1337448 | 0.1351174 | 14.25% |
| Comerciantes y Vendedores | 0.0982 | 0.0004292 | 0.0974068 | 0.0990894 | 7.07% |
| Trabajadores Servicios | 0.0609 | 0.000057 | 0.0607658 | 0.0609892 | 12.92% |
| Agrícolas y Forestales | 0.0595 | 0.000533 | 0.0584082 | 0.0604979 | 0.18% |
| No agrícolas | 0.0638 | 0.0001099 | 0.0635406 | 0.0639716 | 4.05% |
| 2006 | | | | | |
| Profesionales- técnicos | 0.3847 | 0.0019775 | 0.3808433 | 0.3885952 | 54.11% |
| Directivos | 0.2419 | 0.0020503 | 0.2378839 | 0.2459209 | 6.49% |
| Personal Administrativo | 0.0949 | 0.0007369 | 0.0934193 | 0.0963079 | 17.58% |
| Comerciantes y Vendedores | 0.0511 | 0.0001802 | 0.0507778 | 0.0514842 | 6.87% |
| Trabajadores Servicios | 0.0392 | 0.000196 | 0.0388336 | 0.0396017 | 11.82% |
| Agrícolas y Forestales | 0.0353 | 0.0003248 | 0.0346818 | 0.0359553 | 0.06% |
| No agrícolas | 0.0328 | 0.0000368 | 0.0327332 | 0.0328774 | 3.06% |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

Aquí, al igual que en el caso de los niveles educativos, puede haber problemas con la escala monetaria de los salarios de unos grupos, como el de profesionales con respecto a los trabajadores en el sector servicios. Por esta razón, en esta categoría resulta importante considerar el índice relativo de discriminación, más que el absoluto antes señalado. Los resultados presentados en la Tabla 30 corroboran lo reflejado en los índices absolutos respecto al sector servicios, categoría que no solo tiene el primer lugar en discriminación relativa, sino que además ostenta un peso dentro del índice superior al 40%, aunque con tendencia a la baja a lo largo del periodo.

Destaca, tanto en términos absolutos como en niveles relativos, el bajo nivel de discriminación encontrado en la categoría de directivos y su escasa contribución al índice. Esto sugeriría que la evidencia de un techo de cristal (Albrecht, Bjorklund and Vroman ,2003) es débil para el tipo de información analizada.

TABLA 30: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN RELATIVA POR CATEGORÍAS OCUPACIONALES

| OCUPACIÓN | INDICE | ERROR STD | INTERVALO DE CONFIANZA* | N | %CONTRIBUCIÓN AL INDICE | |
|---|---------------|-----------|-------------------------|-----------|-------------------------|--------------|
| 2000 | | | | | | |
| Profesionales-Técnicos | 0.0105 | 0.0000253 | 0.010493 | 0.0105922 | 251888 | 8.7% |
| Directivos | 0.0105 | 0.0000604 | 0.0103331 | 0.01057 | 29464 | 1.0% |
| Personal Administrativo | 0.0074 | 0.0000188 | 0.0073778 | 0.0074514 | 348846 | 8.5% |
| Comerciantes y Vendedores | 0.0151 | 0.0000513 | 0.0150231 | 0.0152243 | 190571 | 9.5% |
| Trabajadores Servicios agrícolas-forestales | 0.0386 | 0.0000548 | 0.0385046 | 0.0387196 | 404887 | 51.3% |
| no agrícolas | 0.0439 | 0.0004695 | 0.0429358 | 0.0447765 | 6983 | 1.0% |
| | 0.0336 | 0.0000689 | 0.033452 | 0.0337222 | 180222 | 19.9% |
| 2003 | | | | | | |
| Profesionales-Técnicos | 0.0884 | 0.000048 | 0.0882928 | 0.088481 | 261210 | 11.1% |
| Directivos | 0.0881 | 0.0001043 | 0.0878724 | 0.0882812 | 50740 | 2.1% |
| Personal Administrativo | 0.0913 | 0.0000471 | 0.0912317 | 0.0914163 | 317452 | 13.9% |
| Comerciantes y Vendedores | 0.1060 | 0.0000822 | 0.1058268 | 0.1061488 | 215508 | 11.0% |
| Trabajadores Servicios agrícolas-forestales | 0.1590 | 0.0000642 | 0.1588591 | 0.1591107 | 635394 | 48.5% |
| no agrícolas | 0.1385 | 0.0004979 | 0.1375015 | 0.1394534 | 9237 | 0.6% |
| | 0.1386 | 0.0001123 | 0.1383546 | 0.138795 | 189982 | 12.7% |
| 2006 | | | | | | |
| Profesionales-Técnicos | 0.0670 | 0.0000648 | 0.0669195 | 0.0671736 | 333812 | 12.1% |
| Directivos | 0.0639 | 0.0001136 | 0.063668 | 0.0641134 | 63625 | 2.2% |
| Personal Administrativo | 0.0618 | 0.0000451 | 0.0617082 | 0.061885 | 439836 | 14.6% |
| Comerciantes y Vendedores | 0.0733 | 0.0000611 | 0.0732156 | 0.073455 | 319000 | 12.6% |
| Trabajadores Servicios agrícolas-forestales | 0.1190 | 0.0000639 | 0.1189148 | 0.1191652 | 715454 | 45.9% |
| no agrícolas | 0.1401 | 0.0007686 | 0.1386186 | 0.1416325 | 4301 | 0.3% |
| | 0.1021 | 0.0000901 | 0.1019056 | 0.102259 | 221319 | 12.2% |

* Nivel de Significancia: 5%

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

Finalmente, la información por ciudades se presenta en las Tabla 31 y 32. Las ciudades principales, por su tamaño de muestra, son las que más contribuyen al índice en términos absolutos y relativos, y aunque no hay una tendencia clara en lo que respecta a discriminación absoluta, en términos relativos sí la hay. Son Montería, Pasto y Cúcuta, las ciudades con mayor discriminación relativa. Estas ciudades son relativamente aisladas, con costumbres bastante conservadoras, por lo cual no es sorprendente este resultado. Bogotá, Medellín y Cali son las ciudades que más contribuyen al índice, sin embargo, esto es consecuencia de la forma en que éste está compuesto.

TABLA 31: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN ABSOLUTO POR CIUDADES.

| CIUDAD | ID(2) | Orden | Error Estandar | Intervalo de Confianza | | Porcentaje de Contribución a la Discriminación total |
|---------------|---------------|-------|----------------|------------------------|-----------|--|
| 2000 | | | | | | |
| MEDELLÍN | 0.0358 | 12 | 0.0003849 | 0.0350211 | 0.0365297 | 12.33% |
| BARRANQUILLA | 0.0420 | 7 | 0.0003519 | 0.0413231 | 0.0427027 | 7.08% |
| BOGOTA | 0.0458 | 4 | 0.0001408 | 0.0455229 | 0.0460747 | 44.59% |
| CARTAGENA | 0.0438 | 6 | 0.0004933 | 0.0428435 | 0.0447772 | 4.04% |
| MANIZALES | 0.0450 | 5 | 0.0006247 | 0.0437873 | 0.0462361 | 2.20% |
| MONTERIA | 0.0508 | 2 | 0.0009999 | 0.0488083 | 0.0527282 | 1.25% |
| VILLAVICENCIO | 0.0370 | 11 | 0.0006778 | 0.0357157 | 0.0383727 | 1.31% |
| PASTO | 0.0619 | 1 | 0.0016812 | 0.0586479 | 0.0652385 | 2.64% |
| CUCUTA | 0.0408 | 8 | 0.0004211 | 0.0399435 | 0.0415941 | 3.55% |
| PEREIRA | 0.0356 | 13 | 0.0003913 | 0.0348329 | 0.0363668 | 3.02% |
| BUCARAMANGA | 0.0393 | 9 | 0.0003525 | 0.0386244 | 0.040006 | 4.74% |
| IBAGUE | 0.0526 | 3 | 0.0015543 | 0.0495121 | 0.0556052 | 2.51% |
| CALI | 0.0378 | 10 | 0.000422 | 0.0369532 | 0.0386076 | 10.76% |
| 2003 | | | | | | |
| MEDELLÍN | 0.1451 | 11 | 0.000542 | 0.1440542 | 0.1461787 | 11.72% |
| BARRANQUILLA | 0.1704 | 7 | 0.0008143 | 0.1688238 | 0.1720158 | 6.74% |
| BOGOTA | 0.2023 | 2 | 0.0005077 | 0.2012589 | 0.2032491 | 48.42% |
| CARTAGENA | 0.1352 | 12 | 0.0008468 | 0.1335299 | 0.1368494 | 2.46% |
| MANIZALES | 0.1775 | 6 | 0.0017019 | 0.1741366 | 0.1808083 | 2.42% |
| MONTERIA | 0.1660 | 8 | 0.0020909 | 0.1618629 | 0.1700595 | 1.10% |
| VILLAVICENCIO | 0.1820 | 4 | 0.0029385 | 0.1762412 | 0.1877607 | 1.47% |
| PASTO | 0.2230 | 1 | 0.0023481 | 0.2183656 | 0.2275704 | 2.23% |
| CUCUTA | 0.1819 | 5 | 0.0024089 | 0.1771656 | 0.1866086 | 3.27% |
| PEREIRA | 0.1538 | 9 | 0.0012593 | 0.151305 | 0.1562416 | 3.35% |
| BUCARAMANGA | 0.1699 | 8 | 0.0017685 | 0.1664259 | 0.1733585 | 4.84% |
| IBAGUE | 0.1975 | 3 | 0.0022313 | 0.1931638 | 0.2019106 | 2.58% |
| CALI | 0.1454 | 10 | 0.0006654 | 0.1440726 | 0.1466811 | 9.41% |
| 2006 | | | | | | |
| MEDELLÍN | 0.0775 | 13 | 0.0008364 | 0.0758811 | 0.0791596 | 10.40% |
| BARRANQUILLA | 0.0844 | 10 | 0.0003208 | 0.0837721 | 0.0850296 | 5.04% |
| BOGOTA | 0.1344 | 1 | 0.0006497 | 0.1331092 | 0.1356561 | 50.53% |
| CARTAGENA | 0.0825 | 11 | 0.0006537 | 0.0812129 | 0.0837755 | 2.72% |
| MANIZALES | 0.0994 | 9 | 0.0013601 | 0.0967314 | 0.1020629 | 1.57% |
| MONTERIA | 0.1132 | 6 | 0.0031714 | 0.1069608 | 0.1193929 | 1.16% |
| VILLAVICENCIO | 0.1052 | 7 | 0.0024666 | 0.1003211 | 0.1099903 | 1.16% |
| PASTO | 0.1031 | 8 | 0.0011367 | 0.1008383 | 0.1052943 | 1.40% |
| CUCUTA | 0.1260 | 2 | 0.0028841 | 0.1203711 | 0.1316769 | 3.85% |
| PEREIRA | 0.1165 | 4 | 0.0028553 | 0.1108887 | 0.1220815 | 3.56% |
| BUCARAMANGA | 0.0821 | 12 | 0.00062 | 0.0808361 | 0.0832663 | 3.91% |
| IBAGUE | 0.1124 | 5 | 0.0010941 | 0.1102152 | 0.1145041 | 2.00% |
| CALI | 0.1201 | 3 | 0.001209 | 0.1177671 | 0.1225065 | 12.69% |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

TABLA 32: ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN RELATIVA POR CIUDADES.

| CIUDAD | INDICE | ORDEN | ERROR STD | INTERVALO DE CONFIANZA ¹ | N | %CONTRIBUCIÓN AL INDICE | |
|---------------|---------------|-------|-----------|-------------------------------------|-----------|-------------------------|--------------|
| 2000 | | | | | | | |
| Medellin | 0.0238 | 7 | 0.0000614 | 0.0236471 | 0.0238876 | 207137 | 16.1% |
| Barranquilla | 0.0198 | 12 | 0.0000926 | 0.0195849 | 0.0199481 | 101225 | 6.6% |
| Bogotá | 0.0189 | 13 | 0.0000327 | 0.0188007 | 0.0189289 | 585016 | 36.1% |
| Cartagena | 0.0243 | 5 | 0.0001334 | 0.0240423 | 0.0245651 | 55392 | 4.4% |
| Manizales | 0.0228 | 9 | 0.0001921 | 0.0223735 | 0.0231266 | 29343 | 2.2% |
| Monteria | 0.0248 | 4 | 0.0003121 | 0.0242379 | 0.0254616 | 14826 | 1.2% |
| Villavicencio | 0.0230 | 8 | 0.0002063 | 0.0226423 | 0.0234509 | 21180 | 1.6% |
| Pasto | 0.0296 | 2 | 0.0002169 | 0.0291442 | 0.0299945 | 25607 | 2.5% |
| Cucuta | 0.0326 | 1 | 0.0001582 | 0.0323189 | 0.032939 | 52345 | 5.6% |
| Pereira | 0.0260 | 3 | 0.0001429 | 0.025765 | 0.0263252 | 50896 | 4.3% |
| Bucaramanga | 0.0238 | 6 | 0.0001051 | 0.023627 | 0.024039 | 72467 | 5.7% |
| Ibague | 0.0198 | 11 | 0.0001596 | 0.0194896 | 0.0201152 | 28682 | 1.9% |
| Cali | 0.0211 | 10 | 0.0000622 | 0.0209977 | 0.0212416 | 171079 | 11.8% |
| 2003 | | | | | | | |
| Medellin | 0.1249 | 7 | 0.0001079 | 0.1246499 | 0.1250727 | 241938 | 14.5% |
| Barranquilla | 0.1267 | 5 | 0.0001536 | 0.1263972 | 0.1269994 | 118422 | 7.2% |
| Bogotá | 0.1212 | 13 | 0.000057 | 0.1210836 | 0.121307 | 717303 | 41.6% |
| Cartagena | 0.1229 | 11 | 0.0002204 | 0.1224404 | 0.1233045 | 54588 | 3.2% |
| Manizales | 0.1226 | 12 | 0.000261 | 0.1220919 | 0.123115 | 40874 | 2.4% |
| Monteria | 0.1294 | 3 | 0.0003769 | 0.1287006 | 0.1301781 | 19901 | 1.2% |
| Villavicencio | 0.1234 | 9 | 0.0003384 | 0.1227696 | 0.1240962 | 24283 | 1.4% |
| Pasto | 0.1311 | 2 | 0.0003489 | 0.1303719 | 0.1317394 | 29912 | 1.9% |
| Cucuta | 0.1315 | 1 | 0.0002424 | 0.1310471 | 0.1319972 | 53932 | 3.4% |
| Pereira | 0.1251 | 6 | 0.0002173 | 0.1246257 | 0.1254775 | 65193 | 3.9% |
| Bucaramanga | 0.1242 | 8 | 0.0001906 | 0.1237894 | 0.1245365 | 85335 | 5.1% |
| Ibague | 0.1232 | 10 | 0.0002614 | 0.1227318 | 0.1237566 | 39122 | 2.3% |
| Cali | 0.1275 | 4 | 0.0001232 | 0.1273028 | 0.1277858 | 193873 | 11.8% |
| 2006 | | | | | | | |
| Medellin | 0.0875 | 9 | 0.0000888 | 0.0873206 | 0.0876685 | 318662 | 15.0% |
| Barranquilla | 0.0906 | 6 | 0.0001219 | 0.0903139 | 0.0907918 | 141936 | 6.9% |
| Bogotá | 0.0853 | 13 | 0.0000512 | 0.0851888 | 0.0853895 | 892937 | 40.9% |
| Cartagena | 0.0867 | 11 | 0.0001706 | 0.0864059 | 0.0870747 | 78439 | 3.7% |
| Manizales | 0.0869 | 10 | 0.0002405 | 0.0864174 | 0.0873602 | 37396 | 1.7% |
| Monteria | 0.0970 | 3 | 0.000351 | 0.0963383 | 0.0977141 | 24337 | 1.3% |
| Villavicencio | 0.0888 | 8 | 0.0002908 | 0.0881984 | 0.0893384 | 26185 | 1.2% |
| Pasto | 0.0976 | 2 | 0.0002893 | 0.097024 | 0.0981582 | 32329 | 1.7% |
| Cucuta | 0.1020 | 1 | 0.000202 | 0.101593 | 0.102385 | 72546 | 4.0% |
| Pereira | 0.0939 | 4 | 0.0001879 | 0.0935378 | 0.0942744 | 72575 | 3.7% |
| Bucaramanga | 0.0892 | 7 | 0.0001452 | 0.0888858 | 0.0894549 | 113221 | 5.4% |
| Ibague | 0.0867 | 12 | 0.0002068 | 0.0863236 | 0.0871343 | 42234 | 2.0% |
| Cali | 0.0930 | 5 | 0.000102 | 0.0928121 | 0.0932118 | 250866 | 12.5% |

* Nivel de Significancia: 5%

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

2.5. CONCLUSIONES

La metodología empleada en este trabajo ofrece aspectos desconocidos y muy interesantes sobre lo que se puede entender como un fenómeno de discriminación salarial en contra de las mujeres. En primer lugar, contrario a lo que ocultan las cifras promedio, el análisis distributivo permite evidenciar que la incidencia del fenómeno, bajo los supuestos de cálculo detrás de esta metodología, ha llegado a afectar a toda la población femenina asalariada. En términos de pérdidas de bienestar, la situación es peor en el año 2006 que al comienzo del período. Sólo la desigualdad en los niveles de discriminación se ha reducido. Un titular de periódico podría decir que en 2006, las mujeres estaban peor, pero que era el trato desigual era más homogéneo.

Lo más importante del trabajo es que da pautas para focalizar las políticas que se puedan proponer con miras a la reducción de este fenómeno. Son las mujeres con primaria, con más de 7 años de experiencia, que desarrollan actividades de prestación servicios, aquellas a quienes más aquejan las diferencias salariales con respecto a los hombres en términos del porcentaje de dinero que les falta para alcanzar una remuneración libre de discriminación. Aun así, no deja de ser relevante que en términos de la remuneración monetaria, las pérdidas promedio más altas superen el salario mínimo del país en 2007 y que sean las profesionales y técnicas quienes más pérdidas experimenten.

Así mismo, el trabajo deja algunos interrogantes importantes, como cuáles son los factores que pueden estar asociados a las mejorías experimentadas por ciertas ciudades frente al deterioro de otras. Una posible hipótesis al respecto, tema de otro trabajo es que en los años analizados se ha dado un proceso de ajuste de los puestos de trabajo, es decir un mejor emparejamiento entre oferta y demanda de trabajo que ha favorecido la remuneración de las mujeres.

2.6. ANEXOS

ANEXO D1. CURVAS DE DISCRIMINACIÓN ABSOLUTAS Y RELATIVAS, POR NIVEL EDUCATIVO 2000-2003

Gráfico 1. Curvas de Discriminación Absolutas por Niveles de Educación, 2000

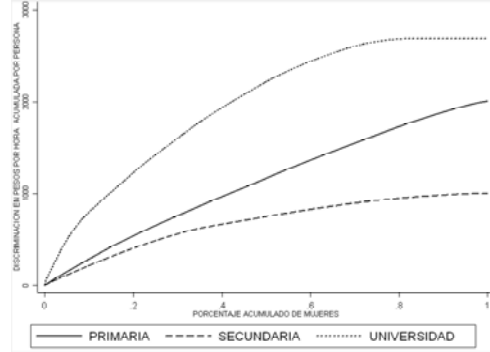


Gráfico 2. Curvas de Discriminación Relativa por Niveles de Educación, 2000

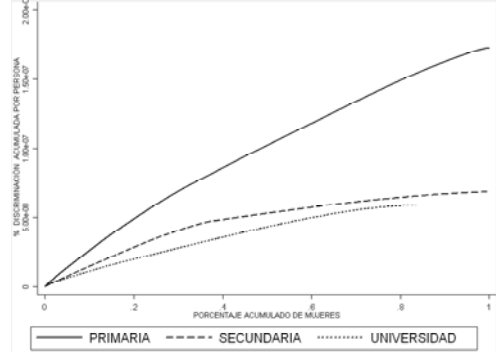


Gráfico 3. Curvas de Discriminación Absolutas por Niveles de Educación, 2003

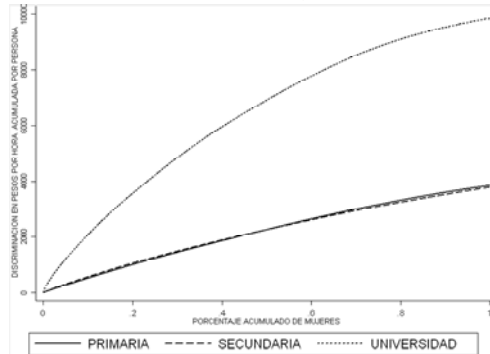


Gráfico 4. Curvas de Discriminación Relativas por Niveles de Educación, 2003

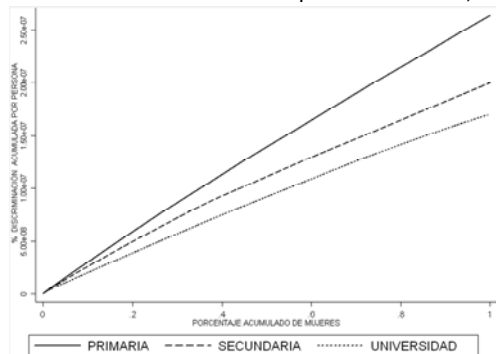


Gráfico 5. Curvas de Discriminación Absolutas por Niveles de Educación, 2006

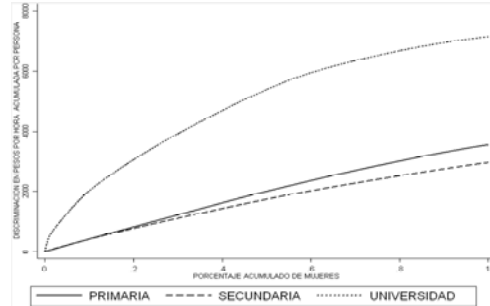
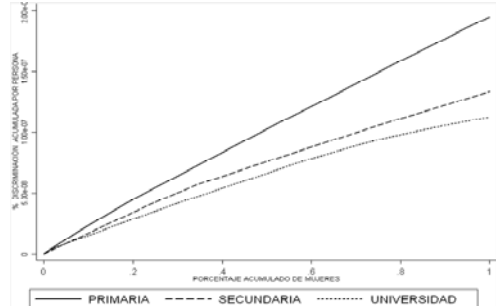


Gráfico 6. Curvas de Discriminación Relativas por Niveles de Educación, 2006



ANEXO D2. PROMEDIO DE DEFICITS RELATIVOS DE LAS MUJERES POR EXPERIENCIA Y NIVEL EDUCATIVO

TABLA 33: PROMEDIO DE DÉFICITS RELATIVOS DE LAS MUJERES POR EXPERIENCIA Y NIVEL EDUCATIVO, AÑO 2000

| RANGO DE EXPERIENCIA | PRIMARIA | SECUNDARIA | UNIVERSIDAD | TOTAL |
|----------------------|------------------------------------|------------------------------------|-----------------------------------|-------------------------------------|
| 0 A 1 | | 7.15% <i>7359</i> (0,0692) | 7.58% <i>5017</i> (0,0264) | 7.33% <i>12376</i> (0,056) |
| 2 A 6 | 22.43% <i>2089</i> (0.040) | 5.05% <i>108716</i> (0.048) | 7.62% <i>74926</i> (0.045) | 6.28% <i>185731</i> (0.051) |
| 6 A 13 | 24.35% <i>20919</i> (0.044) | 8.63% <i>187075</i> (0.059) | 9.87% <i>114124</i> (0.035) | 10.09% <i>322118</i> (0.064) |
| 14 A 20 | 26.29% <i>35039</i> (0.053) | 11.38% <i>15478</i> (0.065) | 11.74% <i>92071</i> (0.028) | 13.35% <i>28189</i> (0.073) |
| 21 A 27 | 25.97% <i>50036</i> (0.051) | 12.80% <i>135063</i> (0.068) | 11.21% <i>55937</i> (0.042) | 15.17% <i>241036</i> (0.082) |
| 28 A 34 | 25.00% <i>61505</i> (0.057) | 11.03% <i>84583</i> (0.069) | 9.26% <i>21605</i> (0.030) | 15.93% <i>167693</i> (0.092) |
| 35 o mas | 22.55% <i>84837</i> (0.078) | 9.09% <i>35796</i> (0.063) | 4.21% <i>621</i> (0.033) | 17.85% <i>126843</i> (0.099) |
| Total | 24.48% <i>254425</i> (0.064) | 9.76% <i>713372</i> (0.067) | 9.92% <i>36989</i> (0.040) | 12.60% <i>1337687</i> (0.083) |

Número de observaciones en cursiva

Desviación estandar entre paréntesis

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

ANEXOS E

TABLA 34: PROMEDIO DE DÉFICITS RELATIVOS DE LAS MUJERES POR EXPERIENCIA Y NIVEL EDUCATIVO, AÑO 2003

| RANGO DE EXPERIENCIA | PRIMARIA | SECUNDARIA | UNIVERSIDAD | TOTAL |
|----------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|------------------------------|
| 0 A 1 | | 33.72% 8768 (0,0365) | 30.66% 14967 (0,0256) | 31.79% 23735 (0,0335) |
| 2 A 7 | 43.61% 712 (0.016) | 32.94% 161906 (0.037) | 28.79% 122202 (0.028) | 31.46% 291228 (0.043) |
| 6 A 13 | 43.27% 29141 (0.022) | 32.54% 212804 (0.044) | 28.56% 121096 (0.031) | 32.08% 363041 (0.054) |
| 14 A 20 | 42.64% 55658 (0.019) | 32.70% 163723 (0.050) | 28.21% 10903 (0.035) | 32.90% 328411 (0.064) |
| 21 A 27 | 43.02% 6335 (0.022) | 33.96% 160262 (0.053) | 28.37% 70316 (0.030) | 34.58% 293928 (0.066) |
| 28 A 34 | 43.63% 82546 (0.021) | 36.37% 8958 (0.056) | 29.75% 34337 (0.044) | 38.17% 206463 (0.066) |
| 35 o mas | 46.98% 12004 (0.033) | 37.86% 46342 (0.053) | 31.25% 8943 (0.031) | 43.77% 175325 (0.063) |
| Total | 44.46% 357855 (0.031) | 33.63% 843385 (0.050) | 28.71% 480891 (0.033) | 34.53% 1682131 (0.070) |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

TABLA 35: PROMEDIO DE DÉFICITS RELATIVOS DE LAS MUJERES POR EXPERIENCIA Y NIVEL EDUCATIVO, AÑO 2006

| RANGO DE EXPERIENCIA | PRIMARIA | SECUNDARIA | UNIVERSIDAD | TOTAL |
|-----------------------------|-----------------------------|------------------------------|-----------------------------|------------------------------|
| 0 A 1 | | 29.07% 11001 (0,0426) | 23.62% 19451 (0,0568) | 25.59% 30452 (0,0583) |
| 2 A 6 | 40.28% 1584 (0.001) | 27.29% 155385 (0.040) | 23.66% 173013 (0.059) | 25.45% 329982 (0.055) |
| 6 A 13 | 40.15% 29723 (0.021) | 27.17% 280992 (0.044) | 23.48% 199139 (0.055) | 26.48% 509854 (0.061) |
| 14 A 20 | 39.79% 45341 (0.023) | 27.51% 197466 (0.050) | 23.51% 151176 (0.065) | 27.39% 393983 (0.073) |
| 21 A 27 | 39.78% 50911 (0.020) | 28.35% 167517 (0.053) | 23.35% 111268 (0.061) | 28.43% 329696 (0.075) |
| 28 A 34 | 40.36% 72172 (0.028) | 29.33% 115209 (0.055) | 24.63% 65087 (0.066) | 31.27% 252468 (0.080) |
| 35 o mas | 42.20% 154225 (0.041) | 31.72% 84564 (0.053) | 22.88% 18439 (0.060) | 37.37% 257228 (0.078) |
| Total | 40.99% 353956 (0.034) | 28.10% 1012134 (0.050) | 23.60% 737573 (0.060) | 28.69% 2103663 (0.079) |

Número de observaciones en cursiva
Desviación estandar entre paréntesis

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

3. UNA VISION DE LA SEGREGACION OCUPACIONAL POR GÉNERO A TRAVÉS DE INDICADORES SINTETICOS

3.1 INTRODUCCIÓN

Poco se ha indagado sobre las tendencias recientes de la segregación ocupacional por sexo en Colombia. Estudios conocidos sobre el tema son el de Tenjo, Ribero y Bernat (2002) en el que a través de una comparación con Argentina, Honduras, Brasil, Costa Rica y Uruguay, se considera el nivel de segregación ocupacional como alto. Aunque no trabaja ocupaciones directamente, Urdinola (1997) clasifica la segregación industrial y por posición ocupacional en el país como moderada pero persistente en su período de análisis. Posibles explicaciones para la falta de literatura en el país, pueden radicar en las siguientes causas:

1. La discusión sobre la forma correcta de medir el fenómeno,
2. Las dificultades metodológicas para entender si la segregación existente está relacionada con remuneraciones desiguales para los sexos en el mercado de trabajo y
3. La forma de relacionarla con diferencias en el acceso al empleo⁴⁵.

Pese a esto, la discusión internacional sobre la forma correcta de medir el fenómeno y sobre su importancia como reflejo de ineficiencias e inequidades en el mercado de trabajo dista de ser un tema cerrado. Anker (1998) señala, entre otras, cuatro razones fundamentales por las que el análisis del fenómeno es de vital importancia, si se desean diseñar políticas económicas dirigidas a mejorar la situación de la mujer en el mercado de trabajo y en la sociedad; estas son:

1. La segregación ocupacional tiene un importante efecto negativo en cómo los hombres ven a las mujeres y cómo las mujeres se ven a si mismas reforzando y perpetuando estereotipos de género.
2. La segregación ocupacional, en cuanto impide la entrada de trabajadores igualmente productivos a los ya existentes en ciertos oficios, determina ineficiencias en el funcionamiento del mercado del mercado de trabajo, entre ellas las diferencias en remuneraciones para hombres y mujeres.

⁴⁵ Poco se ha analizado sobre este último tema. En lo referente al primero y para aplicaciones internacionales, ver Brown, Moon y Zoloth (1980), Flückiger y Silber(1999); para aplicaciones para Colombia, ver por ejemplo, Tenjo, Ribero y Bernat (2002),), y lo presentado en el capítulo 1 de esta memoria.

3. Afecta negativamente la educación y el entrenamiento de futuras generaciones, si éstas consideran cerrado el acceso a algunas actividades en el mercado de trabajo.
4. Puede autoseleccionar negativamente a las mujeres del mercado de trabajo.

Adicionalmente, las nuevas dinámicas del mercado de trabajo han hecho que el fenómeno no solo sea un problema de preocupación para el colectivo femenino. En un informe de la OIT, se reconoce: "...que esta segregación ocupacional por razón del género se está convirtiendo en una creciente preocupación también para los hombres. En los últimos años, en efecto, el crecimiento del empleo ha favorecido, en general, a las típicas ocupaciones "femeninas" (como las del sector de servicios), más que a las típicamente "masculinas" (como las del sector manufacturero)"⁴⁶.

Por tal motivo, el presente trabajo pretende aportar novedades a la literatura existente en dos frentes. Por un lado, presenta evidencia más reciente sobre el fenómeno en Colombia, basada en la Encuesta Continua de Hogares (ECH); la información de esta encuesta, esta desagregada a dos dígitos⁴⁷ y está disponible para cinco ciudades adicionales a las analizadas por los autores señalados anteriormente. Por otro lado, presenta una solución a las dificultades de selección de un único índice para medir la segregación ocupacional, construyendo un indicador sintético de segregación, haciendo uso de la metodología propuesta por García, Núñez, Rivera y Zamora (2002) y Domínguez y Núñez (2006, 2007) para la medición de la desigualdad.

El presente trabajo se estructura de la siguiente manera: en la primera parte, se reseñan las definiciones que ofrece la literatura sobre segregación ocupacional y se presentan las propiedades que se han considerado deseables para medirla; en la segunda parte, se resumen los índices propuestos en la literatura en función de las propiedades definidas. En la tercera parte, se presenta la metodología para construir un indicador sintético de segregación. En la cuarta parte, se presenta un análisis para las trece principales ciudades colombianas en los años 2000, 2003 y 2006. Finalmente se presentan las conclusiones.

⁴⁶ CINTERFOR, OIT.

⁴⁷ En lo referente a ocupaciones, la encuesta hace uso de la Clasificación Internacional Uniforme de Ocupaciones, CNO-88, A.C. Para obtener más información sobre la Encuesta Continua de Hogares y sobre la Clasificación Nacional de Ocupaciones, se puede encontrar en <http://www.dane.gov.co>

3.2. DEFINICIÓN Y PROPIEDADES DESEABLES DE UNA MEDIDA DE SEGREGACIÓN

Se entiende por segregación a las diferencias en la distribución de diferentes grupos sociales (James and Taeuber, 1985, página 4). Definiendo grupos sociales como hombres y mujeres, Siltanen et ál. (1995) entienden la segregación como *“La tendencia de hombres y mujeres a ser empleados en diferentes ocupaciones a lo largo del espectro completo de ocupaciones bajo análisis”*⁴⁸ (op. cit., páginas: 4-5). Siguiendo con este argumento, Flückiger y Silber (1999) plantean que *“si se acepta la idea de que la segregación está relacionada, hasta el grado en el que es posible, con hacer una distinción entre las ocupaciones (industrias) “intensivas en hombres (mujeres)”, se llega a la conclusión que el grado de segregación depende de la forma de la distribución entre ocupaciones (industrias) de una variable que mida la proporción de mujeres relativa a la de hombres”* (op. cit., página: 33, traducción propia).

De acuerdo con estas definiciones, se han propuesto múltiples índices, siendo el pionero el propuesto por Duncan y Duncan (1955), que lleva su nombre. Sólo después de múltiples aplicaciones, críticas y propuestas alternativas, James y Tauber (1985), basándose en el trabajo de Winship (1977), empezaron a preguntarse cuáles eran las características deseables en un índice de segregación, de aplicación general a cualquier grupo social.

Se han criticado y añadido múltiples propiedades a estas primeras propuestas, conforme se han propuesto nuevos índices y se ha hecho énfasis en lo que se desea capturar con una medida de segregación ocupacional. Tal es el caso de Hutchens (2001), Kakwani (1994), Frankel y Volij (2004), Blackburn, Siltanen y Jarman (1995) y Flückiger y Silber (1999). Algunas de ellas han sido aplicadas a grupos étnicos y escolaridad, como las de Frankel y Volij (2004), pero otras han sido aplicadas en el contexto específico de la segregación ocupacional por sexo, en algunos casos tratando de efectuar la analogía directa con los indicadores de desigualdad (Hutchens, 1991). Una lista de éstas, junto con sus principales propuestas alternativas se resume a continuación.

⁴⁸ Traducción propia.

Con el fin de presentar una formalización integrada de las propiedades presentadas, se seguirá el planteamiento de Hutchens (2004), en el que una medida de segregación, $S(X)$, se calcula sobre la información de la matriz X , cuyas filas corresponden a cada tipo de individuos, i (en este caso hombres y mujeres), y cuyas columnas representan los grupos de interés, $j, j=1,2,..T$, para la medida de segregación (en este caso, categorías ocupacionales). Los elementos x_{ij} de la matriz corresponden al número total de personas tipo i en el grupo j .

De esta forma, la matriz $X (T, N_1, N_2)$, representa la información para el cálculo de segregación presente entre dos grupos particulares de individuos 1 y 2, cuya población total por tipo es N_1 y N_2 y que se encuentra separada en T grupos o categorías de interés.

De acuerdo con estos planteamientos generales, las propiedades o axiomas exigibles a las medidas de segregación son los que se exponen a continuación:

1. **Normalización:** Los índices se encuentran acotados en el intervalo $[0,1]$, donde 0 representa la ausencia de segregación: esto es, que en cada ocupación analizada, la proporción de hombres y la de mujeres sean iguales. La segregación absoluta se alcanzaría cuando esta proporción es 0 para alguno de los tipos, en todas las categorías de interés. Formalmente,

$$S(X) = 0, \text{ si } \frac{x_{1j}}{N_1} = \frac{x_{2j}}{N_2}, \quad \forall j, j = 1, \dots, T$$

y

$$S(X) = 1, \text{ si } \frac{x_{1j}}{N_1} = 0 \text{ ,v, } \frac{x_{2j}}{N_2} = 0 \quad \forall j, j = 1, \dots, T$$

Hutchens (2004) llama a la condición $S(X)=0$ una situación de completa integración, y a $S(X)=1$, una situación de segregación completa.

Otra forma de normalización es la propuesta por Chakravarty y Silber (1994) quienes plantean que no deberían ser las proporciones sino el número de personas en la ocupación los que definan la ausencia de segregación; concepto al que llaman reflexividad. La máxima segregación por tanto se alcanza cuando no existen personas de algún grupo dentro de la categoría analizada. Formalmente,

$$S(X) = 0, \text{ si } x_{1j} = x_{2j}, \quad \forall j, j = 1, \dots, T$$

y

$$S(X) = 1, \text{ si } x_{1j} = 0, \vee, x_{2j} = 0 \quad \forall j, j = 1, \dots, T$$

Obviamente, ambas definiciones son coincidentes cuando $N_1 = N_2$, y sólo difieren cuando $S(X) = 0$.

2. **Simetría, Anonimidad o Imparcialidad.** La medida de segregación no debe favorecer la distribución de alguno de los grupos involucrados en su cálculo; esto es, cualquier permutación de sus argumentos, debe mantener inalterada la medida. Formalmente, Sea $Y(J_T, N_1, N_2)$, una permutación de $X(T, N_1, N_2)$ tal que:

$$X = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1T} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2T} \end{bmatrix} \text{ e } Y = \begin{bmatrix} x_{1J1} & x_{1J2} & \dots & x_{1JT} \\ x_{2J1} & x_{2J2} & \dots & x_{2JT} \end{bmatrix}$$

entonces,

$$S(X) = S(Y)$$

Nótese que este supuesto no se ve afectado por la forma en que se defina la segregación mediante la primera propiedad antes señalada.

3. **Continuidad.** El índice de segregación debe ser continuo en todos sus argumentos, lo que garantiza que cambios pequeños en los factores que componen la medida no generarán grandes cambios en la misma.
4. **Equivalencia organizacional** (organization equivalence, James y Tauber, 1985): Si dos o más categorías ocupacionales presentan idénticas

proporciones por grupo, la agrupación de éstas en una sola, debe mantener invariante la medida.

$$X = \begin{bmatrix} X_{11} & X_{12} & \dots & X_{1T} \\ X_{21} & X_{22} & \dots & X_{2T} \end{bmatrix} \text{ y } X' = \begin{bmatrix} X_{11} + X_{12} & \dots & X_{1(T-1)} \\ X_{21} + X_{22} & \dots & X_{2(T-1)} \end{bmatrix}$$

$$\text{y } \frac{X_{11}}{N_1} = \frac{X_{21}}{N_2},$$

entonces,

$$S(X) = S(X')$$

5. **Invarianza de tamaño** (size invariance, James y Tauber, 1985): la medida no debe cambiar si las distribuciones de ambos grupos se multiplican por la misma constante.

$$X = \begin{bmatrix} X_{11} & X_{12} & \dots & X_{1T} \\ X_{21} & X_{22} & \dots & X_{2T} \end{bmatrix} \text{ y } X' = \Phi X$$

con $\Phi = \alpha I_{2 \times 2}$, $\alpha > 0$, entonces,

$$S(X) = S(X')$$

Flückiger y Silber (1999) definen esta propiedad como la capacidad que puede tener una medida de segregación para no ser afectada por cambios en el número total de trabajadores en la fuerza de trabajo.

6. **Invarianza de la composición** (composition invariance, James y Tauber, 1985). Un cambio proporcional, en uno de los dos grupos, que no altere la distribución por categorías del mismo, no debe alterar la medida de segregación. Formalmente, si:

$$X = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1T} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2T} \end{bmatrix} \text{ y } X' = \Phi X$$

$$\text{con } \Phi = \begin{bmatrix} \alpha & 0 \\ 0 & \beta \end{bmatrix}, \alpha, \beta > 0, \text{ entonces,}$$

$$S(X) = S(X')$$

A este criterio, Siltanen et ál. (1995) lo llaman invarianza en la composición por sexo (o por tipo en el caso más general), dado que proponen un nuevo agrupamiento de las ocupaciones que añade consideraciones de género más específicas y que requiere una propiedad adicional que es la invarianza ocupacional por género, descrita a continuación:

6.1 Invarianza ocupacional por género (Siltanen et ál., 1995): Esta propiedad exige que los cambios en el peso en el empleo de las diferentes ocupaciones no debe implicar por sí mismo un cambio en la segregación. Esto supone que, aparte de la separación por sexo de las ocupaciones, se agrega una consideración de género adicional, en la cual un grupo de las T categorías se consideran masculinas y el resto como femeninas.

Formalmente, si de las T categorías ocupacionales definidas antes, m son consideradas como masculinas y f con consideradas como femeninas, a

partir de algún criterio, basado en las proporciones $\frac{x_{1j}}{N_1}, \frac{x_{2j}}{N_2} \forall j,,$ la matriz

X definida anteriormente queda convertida en:

$$X_A = \begin{bmatrix} x_{1m} & x_{1f} \\ x_{2m} & x_{2f} \end{bmatrix}$$

De acuerdo con esta nueva matriz, si hay cambios en la composición de X tales que N_m y N_f permanecen inalterados, entonces $S(X_A)$ no se debe ver afectada por tales cambios.

Deben considerarse tres aspectos en relación con esta propiedad: el primero es que este agrupamiento viola la normalización señalada en la propiedad 1, al usar la igualdad entre las proporciones como un punto de referencia para definir qué ocupaciones son femeninas y cuáles masculinas. El segundo es que el criterio de separación de las ocupaciones no está claramente definido.⁴⁹

El tercero es que esta propiedad no la cumple ninguno de los índices presentados en la literatura hasta la aparición de la propiedad y relacionados con el índice de Duncan, así como que particulariza los cambios relevantes de la matriz X para la medida de segregación. Para aquellos que creen que todo cambio entre grupos de la distribución de las proporciones por tipo es relevante, resulta una propiedad difícil de admitir como deseable en un índice.

7. **Principio de transferencias.** Esta propiedad responde, de alguna forma, a la crítica señalada anteriormente al establecer que la medida de segregación debe disminuir cuando el participante de un grupo se mueve de una categoría con una proporción alta de su mismo tipo a otra con una menor proporción de ellos.

Hutchens (2004) y Kakwani (1994) presentan refinamientos de este principio. Así es posible diferenciar tres axiomas relacionados con el movimiento de personas de una ocupación a otra.

De acuerdo a Hutchens, si dos ocupaciones con la misma diferencia inicial en proporciones de personas experimentan movimientos poblacionales de

⁴⁹ Y hasta el momento, en la literatura, no se encuentra una propuesta metodológica satisfactoria para este agrupamiento. Para una reseña de estos problemas, ver la sección 1.7 de este trabajo.

una a otra, la medida de segregación debería aumentar. Para ello, define un movimiento desequilibrante como aquel que permite encontrar una distribución por tipos y grupos tal que:

para i y j se cumple que :

$$(a) \ x_{2i} = x_{2j} = y_{2i} = y_{2j} > 0$$

$$(b) \ \frac{x_{1i}}{x_{2i}} < \frac{x_{1j}}{x_{2j}}$$

$$(c) \ y_{1i} = x_{1i} - d \text{ y } y_{1j} = x_{1j} + d \text{ para } 0 < d \leq x_{1i}$$

y

$$x_{hk} = y_{hk}, \quad h=1,2; \quad k \neq i, j$$

Por tanto, si y se obtiene a partir de un movimiento como el definido anteriormente, debe cumplirse que $S(Y) > S(X)$.

En la primera propiedad propuesta por Kakwani, si dos ocupaciones con la misma diferencia inicial en proporciones de personas experimentan movimientos poblacionales de una a otra, la medida de segregación debería aumentar cuando el movimiento es hacia aquella que menor proporción de empleo tiene.

Formalmente: Sea $b_j = \left| \frac{x_{1j}}{N_1} - \frac{x_{2j}}{N_2} \right|$ la brecha entre la proporción de personas tipo 1 y tipo 2 en la ocupación j . Si para cualesquiera ocupaciones h y k , con $b_h = b_k$, hay un cambio de personas tipo 1(2) de la ocupación h

a la ocupación k , $S(Y) > S(X)$ si $\frac{(x_{1h} + x_{2h})}{(x_1 + x_2)} < \frac{(x_{1k} + x_{2k})}{(x_1 + x_2)}$

En el segundo refinamiento, si ambas ocupaciones tienen igual participación en el empleo total y hay un movimiento sólo del grupo que se considera en desventaja por efecto de la segregación de aquella ocupación con menor brecha de proporciones a aquella con mayor brecha, la segregación total debe disminuir.

Esto es, si para cualesquiera ocupaciones h y k con $\frac{(x_{1h} + x_{2h})}{(x_1 + x_2)} = \frac{(x_{1k} + x_{2k})}{(x_1 + x_2)}$, un cambio de la fuerza laboral del tipo 1(2) de la ocupación h a la ocupación k, $S(Y) < S(X)$ si $b_h > b_k$.

Nótese que la diferencia entre las propiedades propuestas por Hutchens y las propuestas por Kakwani radican en que, para este último autor, el empleo total por ocupación es el que define la importancia relativa en el cambio de las proporciones, mientras que para Hutchens cualquier cambio es importante independientemente de cuánto empleo genere la ocupación.

8. **Descomponibilidad Aditiva:** La medida de segregación agregada debe ser una suma ponderada de la segregación encontrada en grupos excluyentes de interés.

Formalmente, si hay un conjunto de $\{S_1, S_2, \dots, S_n\}$ índices de segregación locales, un índice global de segregación $S(x)$ podrá expresarse como:

$$\sum_{m=1}^n \alpha_m S_m, \quad \sum_{m=1}^n \alpha_m = 1$$

3.3. ÍNDICES PROPUESTOS

Como se mencionó en la sección anterior, el índice de segregación más conocido en la literatura es el llamado índice de Duncan o de disimilaridad. Este se define como:

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

donde $i=1, 2, \dots, n$, es el número de categorías, F es el número de personas que pertenecen al grupo F (mujeres de aquí en adelante) , M es el número de personas que pertenecen

al grupo M (hombres de aquí en adelante), F_i es el número de mujeres en la categoría i y M_i es el número de hombres en la misma categoría.

Una interpretación, aunque discutida de este índice, afirma que su valor se puede entender como la proporción de personas que deben moverse entre categorías con el fin de lograr que en cada categoría (ocupación, nivel educativo o rama de actividad) haya igual número de mujeres que de hombres. Anker (1998), quien considera esta interpretación errónea, demuestra que el índice se puede interpretar como “la suma de la mínima proporción de mujeres más la mínima proporción de hombres que deberían cambiar su ocupación para que la proporción de mujeres sea igual en todas las ocupaciones”⁵⁰.

Las primeras críticas del índice en la literatura se remontan a Moir y Selby Smith (1979), Lewis (1982) y Karmel y MacLachlan (1988). Las tres están relacionadas con la elección de la distribución de referencia: Para los primeros, la segregación ocupacional es entendida como un problema femenino. Lo que no era claro era que la distribución ideal de comparación fuese la de los hombres. Por tal razón, la modificación propuesta por Moir y Selby Smith a la medida es comparar la distribución de las mujeres con la proporción total del empleo en la ocupación, mientras que Lewis propone que la comparación sea con respecto a la distribución de los hombres. Karmel y MacLachlan (1988) generalizan los Índices de Moir y Selby Smith y el de Lewis en una sola medida⁵¹.

Las críticas iniciales del índice, junto con el refinamiento de las propiedades señaladas en el apartado anterior, permitieron que se continuara con la adaptación de los índices orientados a medir desigualdad de ingresos a la medición de la segregación. Así, índices como el de Gini (Lieberson, 1975, y Silber, 1989), Theil (Fuchs, 1975) o Atkinson (James y Tauber, 1985) han sido adaptados para medir las desigualdades presentes en las distribuciones de hombres y mujeres. Los dos últimos se justifican por su propiedad de ser aditivamente descomponible, mientras que el primero corresponde a una medida relativa de la dispersión de la distribución de la razón de mujeres respecto a hombres por categorías ocupacionales.

⁵⁰ Anker (1998) Página 75. Otras interpretaciones pueden verse en Flückiger y Silber (1999), capítulo 4.

⁵¹ Este índice también es conocido en la literatura como Índice WE: Women and Employment Index, por su presentación en informes de la OECD sobre el tema desde 1980.

Con el fin de comprobar estadísticamente diferencias en el tiempo en el grado de segregación observado, Kakwani (1994) propone su propio índice, que depende de un parámetro β , que cuando toma el valor de cero, también coincide con el Índice de Duncan. Cuando toma el valor 1, se convierte en un estadístico de prueba⁵², para medir la desviación de las distribuciones observadas de hombres y mujeres de la hipótesis nula de ausencia de segregación, y permite analizar si hay cambios significativos en la medida a través del tiempo. Así mismo, también generaliza el índice para valores de β mayores o iguales a cero, que no tienen la propiedad estadística del índice de orden 1. En el artículo original, Kakwani plantea que un tema abierto de análisis es el encontrar propiedades deseables en los índices de orden diferente a 1.

Finalmente, están los índices que se formulan a partir de la idea de que algunas categorías ocupacionales emplean proporcionalmente más mujeres que la proporción de mujeres en la fuerza de trabajo (Hakim, 1981, Blackburn et ál. ,1993). Estos descansan en agrupamientos las categorías ocupacionales según las que son “desproporcionadamente” masculinas y las “desproporcionadamente” femeninas, son el llamado “sex ratio index” (Hakim, 1981), su versión normalizada propuesta por Siltanen (1990) y el “Marginal Matching Index”, de Blackburn et ál. (1993). En el primero, se propone clasificar como femeninas a todas aquellas ocupaciones en las cuales la proporción de mujeres con respecto a la hombres sea superior a la proporción total presente en la población y lo que se observa es cómo de desigual es la proporción de mujeres entre ambos grupos. En el segundo, se propone una forma diferente para agrupar las ocupaciones, basados en un ordenamiento decreciente de las ocupaciones de acuerdo a la fracción de hombres $M_i / (M_i + F_i)$ en cada una de ellas.

Siguiendo con la notación presentada al comienzo de esta sección, el criterio es clasificar las ocupaciones como masculinas cuando se cumple que:

$$\sum_{i=1}^{n_M} (M_i + F_i) = \sum_{i=1}^n M_i$$

⁵² La distribución de este estadístico es χ^2 con k-1 grados de libertad, donde k indica categorías ocupacionales.

De esta manera se garantiza que el límite superior del índice sea uno cuando todos los hombres se encuentran trabajando en ocupaciones masculinas.

Un resumen de los índices más utilizados en la literatura de segregación ocupacional por sexo, su formulación basada en las definiciones dadas para el índice de Duncan al comienzo del apartado y sus propiedades se resumen en la tabla 36.

TABLA 36: ÍNDICES DE SEGREGACIÓN FORMULACIÓN Y PROPIEDADES

| INDICE | EXPRESION MATEMÁTICA | PROPIEDADES QUE CUMPLEN (MARCADAS CON X) | | | | | | | | | | |
|--------------------------------|--|--|----------|-------------|-----------------------------|----------------------|------------------------------|-----------------------------------|-------------------------|----------------------------|----------------------------|---------------------------|
| | | NORMALIZACIÓN | SIMETRIA | CONTINUIDAD | EQUIVALENCIA ORGANIZACIONAL | INVARIANZA DE TAMAÑO | INVARIANZA DE LA COMPOSICIÓN | INVARIANZA OCUPACIONAL POR GENERO | TRANSFERENCIAS HUTCHENS | TRANSFERENCIAS KAKWANI (1) | TRANSFERENCIAS KAKWANI (2) | DESCOMPONIBILIDAD ADITIVA |
| DUNCAN | $D = \frac{1}{2} \sum_i \left \frac{M_i}{M} - \frac{F_i}{F} \right $ | x | x | x | x | x | x | x | | | | |
| Moir & Selby Smith (Indice WE) | $MSS = \sum_i \left \frac{F_i}{F} - \frac{(F_i + M_i)}{(F + M)} \right $ | x | | x | x | x | x | x | | | | |
| Karmel & Maclachlan | $KM = \frac{1}{(F+M)} \sum_i \left \left(1 - \frac{M}{(F+M)}\right) M_i - \left(\frac{M}{(F+M)}\right) F_i \right $ | x | x | x | x | x | x | x | | | | |
| Lewis | $L = \sum_i \left \frac{M_i}{M} - \frac{(F_i + M_i)}{(F + M)} \right $ | x | | x | x | x | x | x | | | | |
| GINI | $G = \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \left \frac{F_i M_j}{FM} - \frac{F_j M_i}{FM} \right $ | x | x | x | x | x | x | x | | x | x | |
| SEX RATIO (NORMALIZADO) | $SR = \frac{F_f}{F_f + M_f} - \frac{F_m}{F_m + M_m}$ | x* | x | x | x | x | x | | | | | |

| INDICE | EXPRESION MATEMÁTICA | PROPIEDADES QUE CUMPLEN (MARCADAS CON X) | | | | | | | | | | |
|------------------------------|---|--|----------|-------------|-----------------------------|----------------------|------------------------------|-----------------------------------|-------------------------|----------------------------|----------------------------|---------------------------|
| | | NORMALIZACIÓN | SIMETRIA | CONTINUIDAD | EQUIVALENCIA ORGANIZACIONAL | INVARIANZA DE TAMAÑO | INVARIANZA DE LA COMPOSICIÓN | INVARIANZA OCUPACIONAL POR GENERO | TRANSFERENCIAS HUTCHENS | TRANSFERENCIAS KAKWANI (1) | TRANSFERENCIAS KAKWANI (2) | DESCOMPONIBILIDAD ADITIVA |
| MATCHING APPROACH | $M M = \left(\frac{F_j M_m - F_m M_j}{F M} \right)$ | X* | X | X | X | X | X | X | | | | |
| KAKWANI | $K_\beta = \left[\left(\frac{F}{F+M} \right)^\beta \left(\frac{M}{F+M} \right)^\beta \right] \sum_i \frac{\left \frac{F_i - M_i}{F+M} \right ^{\beta+1}}{\left[\left(\frac{F_i}{F+M} + \frac{M_i}{F+M} \right) \right]^\beta}$ | X | X | X | X | X | X | X | | | X | |
| FUCHS (Aplicación de Theil) | $F = \frac{1}{(M+F)E} \sum_i (M_i + F_i)(E - E_i)$ donde $E_i = \frac{M_i}{M_i + F_i} \log \left(\frac{M_i + F_i}{M_i} \right) + \frac{F_i}{M_i + F_i} \log \left(\frac{M_i + F_i}{F_i} \right)$ $E = \frac{M}{M+F} \log \left(\frac{M+F}{M} \right) + \frac{F}{M+F} \log \left(\frac{M+F}{F} \right)$ | | | X | X | X | X | X | | X | X | X |
| ATKINSON | $A_\beta = 1 - \left[\sum_i \left(\frac{M_i}{M} \right)^{1-\beta} \left(\frac{F_i}{F} \right)^\beta \right]^{\frac{1}{1-\beta}}$ | X | X | X | X | X | X | | | | | |
| Chakravarty y Silber | $CS = \sum_i \left M_i - F_i \right $ | X* | X | X | | | | | | | | X |
| HUTCHENS (square root index) | $H = 1 - \sum_i \sqrt{\left(\frac{M_i}{M} \right) \left(\frac{F_i}{F} \right)}$ | X | X | X | X | X | X | | X | | X | X |

Fuente: Elaboración propia

Conforme los índices avanzan en propiedades, se hace más difícil su interpretación. En el caso de los índices de Moir y Selby Smith (1979), Lewis (1982), y Karmel y MacLachlan (1988), es posible mostrar que los índices son una combinación lineal del índice de Duncan⁵³ y por tanto las interpretaciones del índice están muy relacionadas con éste. De esta forma, el índice de Moir y Selby Smith (1979) se puede interpretar como el porcentaje de la fuerza laboral femenina que debe cambiar de ocupación para que la distribución ocupacional de mujeres sea la misma que la de los hombres; el indicador propuesto por Karmel y MacLachlan (1988) se interpreta como la proporción de personas, independiente de su género, que se requiere que cambien de ocupación para que la distribución de hombres y mujeres sea la misma, manteniendo la estructura ocupacional global constante.

La interpretación del índice de Gini es un poco más compleja. Flückiger y Silber (1999, página 62) presentan dos tipos de interpretaciones. En la primera, bajo el supuesto de que las ocupaciones están ordenadas en forma decreciente de acuerdo al cociente del número de mujeres respecto a hombres y siguiendo a Fossett et ál. (1986), interpretan el coeficiente de Gini de segregación como *“la diferencia entre dos probabilidades opuestas de ventaja de grupo”*. En nuestro caso, diríamos que la primera es la probabilidad de que un hombre seleccionado aleatoriamente, esté empleado en una ocupación cuya relación de mujeres respecto a hombres es más alta que aquella en la que trabaja una mujer seleccionada de la misma forma. La segunda es la probabilidad de que una mujer seleccionada aleatoriamente sea empleada en una ocupación con una relación de mujeres respecto a hombres más alta que aquella en la que un hombre es aleatoriamente seleccionado”

En la segunda, las proporciones de hombres por ocupación se consideran probabilidades “previas” (prior) y las proporciones de mujeres como probabilidades “posteriores” (posterior). De acuerdo a esta definición, el índice *“mide el grado de conformidad de las probabilidades posteriores respecto de las probabilidades previas. Entre menos conformidad haya entre las dos, es mayor el grado de segregación ocupacional”* Flückiger y Silber (1999, página 62)

⁵³ Ver Flückiger y Silber (1999)

Estas probabilidades previas y posteriores también sirven para interpretar el Índice de Theil aplicado a la segregación, el cual compara probabilidades previas y posteriores de tener un número determinado de individuos en una categoría específica. La ventaja de este índice sobre los anteriores es que se puede extender más fácilmente a situaciones en las que los grupos segregados no necesariamente son binarios.

El índice de Kakwani (1994) de orden 1 es un estadístico de prueba para la hipótesis nula de que no existe segregación por sexo en todas las categorías ocupacionales, es decir en el que la probabilidad de que una mujer esté en alguna ocupación específica es la misma probabilidad que la de un hombre.

3.4. CONSTRUCCIÓN DE UN INDICADOR SINTÉTICO DE SEGREGACIÓN

De los apartados anteriores se puede inferir que la selección de un indicador para medir segregación depende fundamentalmente de qué propiedades se consideren deseables en la medida y, en el caso de la segregación por sexo, de la decisión de si se deberían condensar o no las ocupaciones en categorías femeninas y masculinas y de esa manera hacer explícitas las diferencias de género al interior de los índices.

Al igual que en el análisis de desigualdad, debido a la formulación y a las diferentes propiedades que cumple cada índice, éstos no coincidirán con el ordenamiento que le asignen a diferentes poblaciones de interés. Por tal motivo, García et ál. (2002) definen el siguiente indicador sintético, partiendo de que el investigador ha hecho una selección previa de p indicadores tipificados⁵⁴, I_1, I_2, \dots, I_p :

$$Z^* = \sum_{j=1}^p a_{ij}^* I_j \quad \text{con} \quad a_{ij}^* = \frac{a_{ij}}{\sum_{j=1}^p a_{ij}}$$

⁵⁴ La tipificación se hace para eliminar la influencia de la escala en el cálculo de las correlaciones que implica el método.

Donde las a_{ij}^* son ponderaciones resultantes de la primera componente de un Análisis de Componentes Principales, que tiene la virtud de maximizar la variación de los índices señalados.

Si se reconoce que hay más información conforme más variabilidad o varianza existe, la principal ventaja de este indicador es la capacidad que tiene de resumir la máxima información que proveen los indicadores propuestos en la literatura, con la interesante propiedad de ser una combinación lineal convexa de éstos, de tal forma que si todos los índices seleccionados están acotados en el intervalo $[0, 1]$, el índice sintético también lo estará y tendrá la misma interpretación de éstos en lo referente a mínima y máxima segregación.

El uso de este indicador a lo largo del tiempo plantea el problema de que los autovectores resultantes del análisis de componentes principales sean diferentes a lo largo del tiempo. Una solución posible para el problema es estimar un autovector basado en la matriz de correlaciones común de los periodos analizados. Este autovector será válido si la estructura de correlaciones de los índices es estable en el tiempo. Para probar esta estabilidad, Domínguez, Núñez y Rivera (2006) proponen el uso del estadístico M de Box. Este estadístico contrasta la hipótesis nula de igualdad de las matrices de correlación poblacionales entre los años analizados.

Aún en la situación en la que el valor del estadístico rechace la hipótesis nula de homogeneidad en las matrices de correlación, siempre que todos los primeros autovectores asociados a la matriz de correlación común estén cerca los unos de los otros, es posible hacer una comparación dinámica a través del procedimiento de Análisis de Espacio Común, el cual tiene como objetivo encontrar aquel vector más cercano a todos los autovectores, bajo la restricción de que el ángulo conformado por este vector resultante y todos y cada uno de los autovectores sea lo suficientemente bajo.

3.5. SELECCIÓN DE LOS ÍNDICES DE SEGREGACIÓN

Definida la metodología, el siguiente paso es la selección de los índices que compondrán el indicador sintético. Como se mencionó en la sección 3.3, cada indicador propuesto en la literatura tiene asociadas diferentes propiedades deseables para medir segregación.

Para este ejercicio particular, la primera propiedad a considerar para la selección de los índices fue el criterio de normalización que se considera más adecuado para medir segregación. Como se dijo anteriormente, el índice de Chakravarty y Silber supone que la ausencia de segregación ocurre cuando en cada categoría ocupacional, el número de hombres y mujeres es igual. Para los índices de Hakim y el de Blackburn et ál., la ausencia de segregación se define respecto a la proporción de mujeres en ocupaciones predominantemente masculinas y femeninas, y en ambos casos, con diferentes criterios de agrupación de dichas actividades.

Por tal razón, se decidió trabajar con aquellos índices cuya definición de ausencia y máxima segregación fuera común. De esta forma, el primer conjunto de índices preseleccionados correspondió a todos aquellos que consideran que el fundamento de la segregación está relacionado con las proporciones de mujeres relativas a las de los hombres en cada categoría ocupacional, lo que descarta los tres índices anteriormente señalados.

Así mismo, fueron descartados los índices que son una combinación lineal del índice de Duncan, a saber: el índice de Moir y Selby Smith, el índice de Lewis, el índice de Karmel y MacLachlan y el índice de Kakwani de orden 0⁵⁵. En una primera selección, se incluyó el índice de Fuchs como representante de los índices fundamentados en el concepto de entropía, por su propiedad de ser descomponible de forma aditiva, y por

⁵⁵ Que corresponde al mismo Índice de Duncan

comportarse mucho mejor que los de Atkinson que, aunque son familiares de éstos, mostraron un comportamiento atípico situándose en valores muy cercanos a 1.

Este comportamiento atípico es debido a que los índices de Atkinson están afectados por potencias de orden $(1-\beta)$, para $\beta > 0$, porque comparan medias generalizadas de orden inferior con la de orden 1 (media aritmética). Es por esto que, cuanto más aumenta β , más se ponderan los elementos más pequeños hasta el punto que si nos acercamos a infinito, el índice compara el mínimo valor con la media.

En estas circunstancias, efectivamente, para valores de β altos, si se tienen insumos muy pequeños, los índices de esta familia se acercan mucho a 1 y esto pasa en el presente caso. Mientras que, en desigualdad, lo que se hace es eliminar las rentas que sean excesivamente pequeñas, considerándolas como atípicos, en segregación esto implica eliminar las ocupaciones de mayor interés: aquellas que en las que sólo se emplean hombres o sólo se emplean mujeres. Por tal razón, pese a haberlos calculado, se excluyen como insumo deseable del indicador sintético.

También, debido al número de características deseables que cumple, se incluyeron tanto el índice de Gini de segregación como los índices de Kakwani de orden 1 y el índice de Hutchens.

De esta forma, la batería de indicadores queda conformada por el índice de Duncan, el índice de Gini, el índice de Fuchs, los índices de Kakwani de órdenes 1 y 0.5, y el índice de Hutchens. Estos indicadores, junto con sus ordenamientos por años y ciudades, se presentan en la Tabla 37. La ordenación se establece de menor a mayor grado de segregación, para cada año e indicador.

TABLA 37: INDICADORES DE SEGREGACIÓN SELECCIONADOS, 13 ÁREAS METROPOLITANAS 2000-2006.

| CIUDAD | NUMERO DE OBSERVACIONES | NUMERO DE CATEGORIAS OCUPACIONALES | INDICE DE GINI | ORDENAMIENTO GINI | INDICE DE DUNCAN | ORDENAMIENTO DUNCAN | INDICE DE FUCHS | ORDENAMIENTO FUCHS | INDICE DE KAKWANI 0.5 | ORDENAMIENTO KAKWANI 0.5 | INDICE DE KAKWANI 1 | ORDENAMIENTO KAKWANI 1 | INDICE DE HUTCHENS | ORDENAMIENTO HUTCHENS |
|---------------|-------------------------|------------------------------------|----------------|-------------------|------------------|---------------------|-----------------|--------------------|-----------------------|--------------------------|---------------------|------------------------|--------------------|-----------------------|
| 2000 | | | | | | | | | | | | | | |
| Medellín | 4760 | 74 | 0.736 | 5 | 0.545 | 7 | 0.340 | 11 | 0.464 | 5 | 0.411 | 4 | 0.109 | 1 |
| Barranquilla | 4310 | 75 | 0.733 | 4 | 0.521 | 2 | 0.309 | 6 | 0.457 | 3 | 0.415 | 5 | 0.330 | 7 |
| Bogotá | 3447 | 77 | 0.698 | 1 | 0.504 | 1 | 0.299 | 3 | 0.421 | 1 | 0.370 | 1 | 0.273 | 2 |
| Cartagena | 3022 | 73 | 0.776 | 12 | 0.561 | 9 | 0.386 | 13 | 0.502 | 11 | 0.467 | 6 | 0.372 | 12 |
| Manizales | 2951 | 78 | 0.748 | 8 | 0.544 | 6 | 0.228 | 1 | 0.473 | 8 | 0.426 | 7 | 0.343 | 10 |
| Montería | 2931 | 76 | 0.781 | 13 | 0.575 | 10 | 0.303 | 4 | 0.511 | 12 | 0.471 | 13 | 0.378 | 13 |
| Villavicencio | 2652 | 74 | 0.763 | 11 | 0.588 | 12 | 0.323 | 9 | 0.503 | 13 | 0.446 | 12 | 0.339 | 8 |
| Pasto | 3473 | 75 | 0.761 | 10 | 0.579 | 11 | 0.308 | 5 | 0.500 | 9 | 0.451 | 11 | 0.351 | 11 |
| Cúcuta | 2906 | 73 | 0.742 | 7 | 0.534 | 4 | 0.272 | 2 | 0.465 | 6 | 0.421 | 10 | 0.341 | 9 |
| Pereira | 3132 | 74 | 0.761 | 9 | 0.598 | 13 | 0.326 | 10 | 0.502 | 10 | 0.435 | 8 | 0.319 | 6 |
| Bucaramanga | 3377 | 76 | 0.739 | 6 | 0.547 | 8 | 0.349 | 12 | 0.467 | 7 | 0.417 | 9 | 0.309 | 5 |
| Ibagué | 3153 | 77 | 0.730 | 3 | 0.538 | 5 | 0.310 | 7 | 0.460 | 4 | 0.408 | 2 | 0.299 | 3 |
| Cali | 3564 | 78 | 0.729 | 2 | 0.526 | 3 | 0.320 | 8 | 0.454 | 2 | 0.408 | 3 | 0.305 | 4 |
| 2003 | | | | | | | | | | | | | | |
| Medellín | 4706 | 73 | 0.732 | 5 | 0.531 | 5 | 0.345 | 11 | 0.456 | 5 | 0.406 | 4 | 0.294 | 1 |
| Barranquilla | 3609 | 75 | 0.734 | 7 | 0.532 | 6 | 0.302 | 7 | 0.457 | 6 | 0.407 | 5 | 0.312 | 8 |
| Bogotá | 3791 | 72 | 0.698 | 1 | 0.499 | 1 | 0.193 | 1 | 0.423 | 1 | 0.377 | 1 | 0.301 | 5 |
| Cartagena | 3103 | 69 | 0.783 | 12 | 0.573 | 12 | 0.307 | 8 | 0.509 | 12 | 0.463 | 12 | 0.375 | 12 |
| Manizales | 3228 | 75 | 0.718 | 2 | 0.514 | 2 | 0.272 | 4 | 0.441 | 2 | 0.393 | 2 | 0.297 | 2 |
| Montería | 3243 | 71 | 0.790 | 13 | 0.584 | 13 | 0.294 | 5 | 0.521 | 13 | 0.481 | 13 | 0.393 | 13 |
| Villavicencio | 3132 | 71 | 0.763 | 11 | 0.570 | 11 | 0.355 | 13 | 0.494 | 11 | 0.446 | 12 | 0.339 | 10 |
| Pasto | 3236 | 73 | 0.742 | 10 | 0.559 | 10 | 0.240 | 3 | 0.477 | 10 | 0.427 | 10 | 0.341 | 11 |
| Cúcuta | 2967 | 72 | 0.739 | 9 | 0.538 | 8 | 0.295 | 6 | 0.466 | 9 | 0.419 | 9 | 0.321 | 9 |
| Pereira | 3696 | 73 | 0.734 | 8 | 0.536 | 7 | 0.312 | 10 | 0.458 | 7 | 0.408 | 7 | 0.308 | 7 |
| Bucaramanga | 3239 | 76 | 0.731 | 4 | 0.529 | 4 | 0.310 | 9 | 0.456 | 4 | 0.408 | 6 | 0.302 | 6 |
| Ibagué | 3323 | 72 | 0.719 | 3 | 0.520 | 3 | 0.236 | 2 | 0.444 | 3 | 0.395 | 3 | 0.299 | 3 |
| Cali | 3773 | 76 | 0.734 | 6 | 0.540 | 9 | 0.352 | 12 | 0.463 | 8 | 0.413 | 8 | 0.300 | 4 |
| 2006 | | | | | | | | | | | | | | |
| Medellín | 4933 | 76 | 0.710 | 4 | 0.513 | 3 | 0.307 | 10 | 0.436 | 4 | 0.384 | 4 | 0.286 | 4 |
| Barranquilla | 3561 | 76 | 0.732 | 8 | 0.520 | 6 | 0.276 | 5 | 0.452 | 7 | 0.406 | 7 | 0.324 | 8 |
| Bogotá | 4140 | 76 | 0.685 | 2 | 0.494 | 2 | 0.268 | 3 | 0.412 | 2 | 0.361 | 2 | 0.274 | 1 |
| Cartagena | 3477 | 69 | 0.778 | 13 | 0.574 | 12 | 0.348 | 13 | 0.507 | 13 | 0.457 | 13 | 0.351 | 12 |
| Manizales | 2796 | 74 | 0.772 | 12 | 0.582 | 13 | 0.309 | 11 | 0.502 | 12 | 0.447 | 11 | 0.344 | 11 |
| Montería | 3172 | 70 | 0.756 | 11 | 0.537 | 8 | 0.292 | 7 | 0.485 | 11 | 0.452 | 12 | 0.365 | 13 |
| Villavicencio | 2947 | 70 | 0.749 | 9 | 0.552 | 10 | 0.284 | 6 | 0.480 | 9 | 0.432 | 10 | 0.336 | 10 |
| Pasto | 2989 | 70 | 0.731 | 7 | 0.548 | 9 | 0.324 | 12 | 0.462 | 8 | 0.408 | 8 | 0.305 | 6 |
| Cúcuta | 2770 | 69 | 0.754 | 10 | 0.562 | 11 | 0.298 | 8 | 0.482 | 10 | 0.427 | 9 | 0.334 | 9 |
| Pereira | 3982 | 73 | 0.720 | 6 | 0.530 | 7 | 0.272 | 4 | 0.449 | 6 | 0.398 | 6 | 0.309 | 7 |
| Bucaramanga | 3212 | 68 | 0.717 | 5 | 0.520 | 5 | 0.306 | 9 | 0.443 | 5 | 0.393 | 5 | 0.295 | 5 |
| Ibagué | 2886 | 76 | 0.534 | 1 | 0.479 | 1 | 0.236 | 1 | 0.401 | 1 | 0.355 | 1 | 0.277 | 2 |
| Cali | 4216 | 73 | 0.706 | 3 | 0.519 | 4 | 0.256 | 2 | 0.434 | 3 | 0.379 | 3 | 0.284 | 3 |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH

Dos cosas merecen ser señaladas antes de comenzar a explicar los resultados: la primera guarda relación con la homogeneidad de las muestras, como se había señalado antes, y con el número de categorías ocupacionales que conforman los índices. En promedio, cada indicador incluye 74 categorías ocupacionales, con tamaños de muestra superiores a las 2600 observaciones.

En la primera fila de la Tabla 37, se observa claramente el problema del ordenamiento generado por las distintas propiedades que exhiben los índices. De las trece ciudades estudiadas, en el año 2000, Medellín es clasificada por el índice de Hutchens como la de mayor segregación ocupacional, mientras que el índice de Fuchs la clasifica en el puesto once. Pasto es otra ciudad que parece verse afectada por el índice de Fuchs más que por cualquier otro: independientemente de la posición relativa que le asignen otros índices, el de Fuchs la clasifica, en promedio, 4 puestos al alza o a la baja respecto del resto de grupos.

También es posible observar grandes cambios en el ordenamiento entre períodos. Así, Manizales en 2000 era una ciudad con segregación intermedia, pasando en 2003 de estar ubicada entre las tres ciudades con menos segregación a ser una de las ciudades con más segregación en 2006.

Bogotá se perfila como la ciudad con menos segregación ocupacional del país en la mayoría de los índices y para todos los años. Ibagué, que sigue una tendencia similar en 2003 y 2006, no parece mostrar un comportamiento tan regular en el año 2000, mientras que Montería parece ser una de las más estables en el extremo de alta segregación.

3.6. CONSTRUCCIÓN DE INDICADORES SINTÉTICOS MEDIANTE EL ANÁLISIS DE COMPONENTES PRINCIPALES.

Los análisis teóricos y empíricos de desigualdad y de pobreza basados en la metodología de indicadores sintéticos, exhiben un porcentaje de varianza explicada por la primera componente que supera, en todos los casos, el 90%.⁵⁶ En el presente estudio, las Componentes Principales arrojan porcentajes explicados de varianza inferiores aunque altos, año a año. De esta forma, la Tabla 38 señala que, en los años 2003 y 2006, la primera componente recoge más del 80% de la varianza común, pero en el año 2000 tan solo recoge el 67%.

TABLA 38: VARIANZA EXPLICADA POR LA PRIMERA COMPONENTE CON SEIS INDICADORES DE SEGREGACIÓN, AÑOS 2000-2006

| Año | Primera componente | Segunda componente |
|------|--------------------|--------------------|
| 2000 | 67.81% | 19.42% |
| 2003 | 83.20% | 15.82% |
| 2006 | 84.22% | 9.28% |

Elaboración propia a partir de la ECH

Dos posibilidades surgen de este análisis: La primera es que el año 2000 sea un atípico, y la segunda es que la estructura interna de la distribución del empleo por ocupaciones sea diferente entre años. Ninguno de los dos escenarios favorece a los supuestos de homogeneidad en las matrices de correlación entre años para el cálculo de un indicador sintético y dinámico en el tiempo de segregación.

Para corroborar lo anterior, se prestó especial cuidado al análisis de la segunda componente. Como es habitual, los valores de la segunda componente ofrecen una

⁵⁶ Ver García et ál. (2002), Domínguez y Núñez (2007a), Domínguez y Núñez (2007b)

interpretación diferenciadora de los indicadores iniciales, señalando antagonismos contabilizados por los mismos. La

Tabla 39 , presenta dicha información.

TABLA 39: PRIMERA Y SEGUNDA COMPONENTES, ANÁLISIS CON SEIS INDICADORES, AÑOS 2000-2006

| INDICE | 2000 | | 2003 | | 2006 | |
|----------|------|-------|------|-------|------|-------|
| | 1 | 2 | 1 | 2 | 1 | 2 |
| DUNCAN | .219 | .116 | .198 | -.009 | .969 | -.024 |
| FUCHS | .064 | .739 | .092 | .939 | .796 | .558 |
| KAK05 | .244 | .037 | .200 | -.029 | .988 | -.136 |
| KAK1 | .239 | -.024 | .199 | -.009 | .981 | -.048 |
| GINI | .242 | -.005 | .199 | -.002 | .893 | .128 |
| HUTCHENS | .137 | -.545 | .182 | -.420 | .873 | -.406 |

Elaboración propia a partir de la ECH

A partir de ella, cabe admitir de los índices de Duncan, Kakwani y Gini miden un concepto similar que deberá ser, lógicamente, segregación por construcción, mientras que Fuchs y Hutchens se sitúan en extremos opuestos de manera consistente durante todo el período, lo que indica que están recogiendo otros aspectos adicionales. Por tal razón, se tomó la decisión de realizar un análisis de sensibilidad de los resultados obtenidos excluyendo estos dos índices. En la Tabla 40, se presentan las ponderaciones resultantes del cálculo del indicador sintético, para la batería de seis indicadores originalmente seleccionados.

TABLA 40: PONDERACIONES DE LOS ÍNDICES, AÑOS 2000-2006

| Índices de Segregación | 2000 | 2003 | 2006 |
|------------------------|--------|--------|--------|
| DUNCAN | 0.1946 | 0.2125 | 0.1953 |
| FUCHS | 0.0421 | 0.0497 | 0.1635 |
| KAK05 | 0.2299 | 0.1940 | 0.1876 |
| KAK1 | 0.2177 | 0.1818 | 0.1797 |
| GINI | 0.2654 | 0.2070 | 0.0888 |
| HUTCHENS | 0.0503 | 0.1551 | 0.1850 |

Elaboración propia a partir de la ECH

De la Tabla 40, merece la pena resaltar la baja ponderación de los índices de Fuchs y de Hutchens en el índice, lo cual seguramente está asociado al poco porcentaje de varianza común recogido en la primera componente, y que refuerza la idea de que estos dos índices están midiendo aspectos de la segregación diferentes a los analizados por el resto de indicadores seleccionados.

Tras excluir los indicadores de Fuchs y de Hutchens de la batería inicial, la varianza explicada por la primera componente principal aumenta de manera importante, corroborando lo expuesto anteriormente, como puede observarse en la tabla siguiente.

TABLA 41: VARIANZA EXPLICADA POR LA PRIMERA COMPONENTE CON CUATRO INDICADORES DE SEGREGACIÓN TRADICIONALES, AÑOS 2000-2006

| Año | Primera componente | Segunda componente |
|------|--------------------|--------------------|
| 2000 | 93.5% | 6.3% |
| 2003 | 98.8% | 1.0% |
| 2006 | 91.4% | 6.1% |

Elaboración propia a partir de la ECH

Las ponderaciones de este nuevo indicador se presentan a continuación. Como se observa en la Tabla 42, dichas ponderaciones son mucho más homogéneas que las presentadas para el conjunto de seis indicadores y permitirían pensar en la posibilidad no sólo de construir un indicador sintético de segregación sino de carácter dinámico en el tiempo, como lo plantean Domínguez y Núñez (2007a,b). Por tal razón y siguiendo la propuesta de García et ál. (2002), inicialmente se calculó el estadístico M de Box tanto para la estructura de correlación conjunta de los tres años de estudio y que se presenta en la Tabla 43 y en la Tabla 44.

TABLA 42: PONDERACIONES DE LOS ÍNDICES CON LA BATERÍA DE INDICADORES REDUCIDA, AÑOS 2000-2006

| Índices de Segregación | 2000 | 2003 | 2006 |
|------------------------|--------|--------|--------|
| DUNCAN | 0.2190 | 0.2678 | 0.3030 |
| KAK05 | 0.2908 | 0.2598 | 0.1381 |
| KAK1 | 0.2538 | 0.2439 | 0.2867 |
| GINI | 0.2365 | 0.2285 | 0.2722 |

TABLA 43: PRUEBA M DE BOX PARA ESTABILIDAD EN LAS MATRICES DE CORRELACIÓN DE SEIS INDICADORES PARA EL PERIODO 2000-2006

| Año | Rango | Logaritmo del determinante | Estadístico M de Box | |
|-----------------|----------|----------------------------|------------------------|----------|
| 2000 | 6 | -54.545 | | 242.405 |
| 2003 | 6 | -62.317 | F aproximada | 4.350 |
| 2006 | 6 | -55.306 | Grados de libertad 1 | 42 |
| Agrupado | 6 | -50.656 | Grados de libertad 2 | 3847.550 |
| | | | Nivel de significancia | .000 |

Elaboración propia a partir de la ECH

TABLA 44: PRUEBA M DE BOX PARA ESTABILIDAD EN LAS MATRICES DE CORRELACIÓN DE CUATRO INDICADORES PARA EL PERIODO 2000-2006

| Año | Rango | Logaritmo del determinante | Estadístico M de Box | |
|-----------------|----------|----------------------------|------------------------|----------|
| 2000 | 4 | -41.800 | | 131.076 |
| 2003 | 4 | -43.935 | F aproximada | 5.482 |
| 2006 | 4 | -35.950 | Grados de libertad 1 | 20 |
| Agrupado | 4 | -36.921 | Grados de libertad 2 | 4652.067 |
| | | | Nivel de significancia | .000 |

Elaboración propia a partir de la ECH

La evidencia presentada en las tablas anteriores rechaza la hipótesis nula de igualdad en la estructura de correlación de los índices, incluso en el caso del indicador sintético con cuatro indicadores.

Aunque el siguiente paso a seguir podría ser un análisis de espacio común, como sugieren Domínguez y Núñez (2007a, 2007b) en el caso de la pobreza y la desigualdad, la estructura de los coeficientes que muestra la Tabla 43 para los indicadores de segregación que intervienen en el análisis no muestra la regularidad necesaria para que ofrezca buenos resultados. En efecto, un vector cercano a los tres vectores temporales obtenidos sería, a la postre, lejano a alguno de ellos y, por lo tanto, no cabe esperar un resultado favorable a nuestro estudio. Seguramente, lo ocurrido es que claramente la situación macroeconómica es diferente y además, la estructura del empleo por ocupaciones y por sexos no permanece estable, lo que explicaría el cambio en la estructura de correlación de los índices, que miden aspectos diferentes de la segregación.

Sin embargo, la construcción es valiosa, por lo que merece la pena culminar el estudio con el análisis seccional de lo ocurrido con cada indicador sintético en comparación con los indicadores que lo generan, para tratar de esclarecer cuál fue el comportamiento de la segregación durante este periodo. Las tablas 45 y 46 presentan la información del indicador sintético con base en los seis indicadores preseleccionados previamente así como la información basada en los índices de Duncan, Gini y Kakwani de orden 0.5 y orden 1.

Conforme era de esperar, los índices presentan un alto nivel de segregación ocupacional por género, mucho más homogéneo y alto para todas las ciudades en el año 2000 con respecto a 2003 y 2006.

Lo primero que vale la pena mencionar es que los ordenamientos de ambos índices en los años 2003 y 2006 son iguales. En el año 2000, el ordenamiento resulta diferente principalmente para las ciudades de Bucaramanga y Medellín. Esta última ciudad aparenta estar menos segregada con el indicador sintético de seis índices.

Como era de esperarse, Bogotá, capital de Colombia es la ciudad menos segregada para el periodo analizado. Ciudades culturalmente muy conservadoras como Pasto,

Cartagena, Montería y Villavicencio aparecen en último lugar. Finalmente, Bucaramanga e Ibagué exhiben índices de segregación inferiores a los anteriores.

TABLA 45: INDICADOR SINTÉTICO CON BASE EN SEIS ÍNDICES, AÑOS 2000-2006

| CIUDAD | 2000 | | 2003 | | 2006 | |
|---------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | VALOR | ORDEN | VALOR | ORDEN | VALOR | ORDEN |
| Medellín | 0.517 | 2 | 0.489 | 5 | 0.417 | 4 |
| Barranquilla | 0.521 | 4 | 0.491 | 6 | 0.429 | 7 |
| Bogotá | 0.487 | 1 | 0.458 | 1 | 0.394 | 2 |
| Cartagena | 0.567 | 12 | 0.540 | 12 | 0.480 | 13 |
| Manizales | 0.533 | 8 | 0.474 | 2 | 0.471 | 12 |
| Montería | 0.571 | 13 | 0.552 | 13 | 0.459 | 11 |
| Villavicencio | 0.560 | 10 | 0.526 | 11 | 0.450 | 9 |
| Pasto | 0.558 | 11 | 0.507 | 10 | 0.441 | 8 |
| Cúcuta | 0.528 | 6 | 0.498 | 9 | 0.454 | 10 |
| Pereira | 0.558 | 9 | 0.492 | 7 | 0.425 | 6 |
| Bucaramanga | 0.531 | 7 | 0.489 | 4 | 0.424 | 5 |
| Ibagué | 0.521 | 5 | 0.475 | 3 | 0.370 | 1 |
| Cali | 0.518 | 3 | 0.495 | 8 | 0.408 | 3 |

Elaboración propia a partir de la ECH

TABLA 46: INDICADOR SINTÉTICO CON BASE EN CUATRO ÍNDICES, AÑOS 2000-2006

| CIUDAD | 2000 | | 2003 | | 2006 | |
|---------------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|
| | VALOR | ORDEN | VALOR | ORDEN | VALOR | ORDEN |
| Medellín | 0.5326 | 5 | 0.5269 | 5 | 0.5193 | 4 |
| Barranquilla | 0.5257 | 3 | 0.5282 | 6 | 0.5358 | 7 |
| Bogotá | 0.4919 | 1 | 0.4951 | 1 | 0.4965 | 2 |
| Cartagena | 0.5709 | 12 | 0.5777 | 12 | 0.5868 | 13 |
| Manizales | 0.5416 | 8 | 0.5120 | 2 | 0.5840 | 12 |
| Montería | 0.5789 | 13 | 0.5898 | 13 | 0.5650 | 11 |
| Villavicencio | 0.5687 | 11 | 0.5643 | 11 | 0.5611 | 9 |
| Pasto | 0.5665 | 9 | 0.5474 | 10 | 0.5458 | 8 |
| Cúcuta | 0.5344 | 6 | 0.5362 | 9 | 0.5644 | 10 |
| Pereira | 0.5671 | 10 | 0.5300 | 7 | 0.5330 | 6 |
| Bucaramanga | 0.5361 | 7 | 0.5268 | 4 | 0.5266 | 5 |
| Ibagué | 0.5278 | 4 | 0.5153 | 3 | 0.4476 | 1 |
| Cali | 0.5231 | 2 | 0.5332 | 8 | 0.5183 | 3 |

Elaboración propia a partir de la ECH

3.7. CONCLUSIONES

Si bien los primeros intentos para medir la segregación ocupacional por sexo han cumplido más de cincuenta años desde el trabajo pionero de Duncan, la revisión de la literatura y la evidencia empírica revelada tanto en el primer capítulo de esta memoria como en el presente, muestran que aún falta elaborar un criterio más unificado en relación a las propiedades deseables de un índice de segregación, ya que como se observó tanto en los datos de los índices presentados en la Tabla 37, como en el posterior análisis de componentes principales, éstas definen elementos diferenciadores en las medidas que explican las diferencias en los ordenamientos.

Dado que gran parte de los índices propuestos para medir segregación provienen del análisis de la desigualdad de ingresos, algunos de éstos comparten problemas ya señalados en la literatura sobre desigualdad. En particular, los índices de Fuchs y de Hutchens, pese a sus interesantes propiedades, parecen ir en contra de la tendencia del resto de indicadores trabajados en este ejercicio. Dado que son los índices de Fuchs, Hutchens y en menor medida el índice de Gini el grupo de indicadores que se distancia del resto, es posible concluir que las propiedades de transferencias son las que rompen con los ordenamientos más tradicionales de segregación.

En este orden de ideas, este trabajo presentó dos indicadores sintéticos alternativos: el primero con un insumo de seis indicadores que fueron considerados por sus propiedades los más adecuados para medir el fenómeno, y otro calculado en base a los cuatro indicadores, de los seis anteriores, que parecen estar midiendo los mismos aspectos de la segregación.

Así, se presentan dos ordenamientos cuya característica fundamental es la extracción de la máxima información que se considera relevante para el análisis del fenómeno. Los ordenamientos por ciudades del indicador sintético con seis y cuatro índices son idénticos en los años 2003 y 2002.

A diferencia de los indicadores de desigualdad, los indicadores de segregación calculados a dos dígitos como en el presente ejercicio, muestran bastante inestabilidad a lo largo del tiempo. Esto puede estar relacionado con fenómenos de índole macroeconómica que, si bien afectan a tanto la composición del empleo, como los salarios percibidos, se reflejan de manera inmediata en los índices de segregación, pero pueden tener un efecto de recomposición al interior de los índices de desigualdad que lleva a que el mismo fenómeno no se refleje en los agregados. Esto hace que sea cuestionable la idea de un vector común para el cálculo del índice sintético que permita comparaciones a lo largo del tiempo, con lo cual, sigue abierta la pregunta, ya existente en la literatura sobre cómo analizar correctamente la segregación en contextos dinámicos y con información de corte transversal. Algunas ideas generales sobre cómo atacar este problema, se presentan en las conclusiones generales y líneas abiertas de investigación.

4. POLARIZACIÓN DEL INGRESO PERSONAL Y POR GÉNERO.

4.1 INTRODUCCIÓN

La polarización de ingresos, entendida como “desaparición de la clase media”, es un fenómeno relativamente nuevo. Surge en los años 80 en los Estados Unidos con la preocupación respecto a la desaparición de oportunidades de trabajo que generaran ingresos alrededor de la histórica media de la distribución de ingresos como potencial fuente de conflictos sociales (Kuttner, 1983).

Sin embargo, sólo en los últimos veinte años, el análisis de polarización se ha consolidado como un complemento diferenciado del estudio de la desigualdad del ingreso, gracias al análisis pionero de Foster y Wolfson (1992) y Wolfson (1994) y a la posterior formalización del concepto por parte de Esteban y Ray (1994), la operativización de tal formalización planteada por Esteban, Gradín y Ray (1999) y las propuestas metodológicas y análisis sucesivos del fenómeno.

Si bien el análisis de la Polarización de ingresos, es un tema de particular interés para América del Norte, el continente Europeo y para algunos países de Latinoamérica como Argentina, Uruguay y Perú, poco se ha dicho en Colombia al respecto, pese a ser un país con alta desigualdad de ingresos. En particular, en la literatura Colombiana sólo se presentan dos tipos de análisis de polarización del ingreso ver (Bonet y Meisel, 2006, y Espitia, 2006), con el fin de analizar la convergencia entre departamentos del ingreso per cápita. En la literatura internacional se encuentra una comparación de la polarización de los ingresos por hogar (Gasparini, Horestein y Olivieri, 2006) a partir del índice de Esteban, Duclos y Ray (2004) en el que clasifican la polarización de estos ingresos como alta.

El presente trabajo, contribuye con la literatura existente en el país, calculando índices de polarización para los ingresos personales en los años 2000, 2003 y 2006, con el fin de ampliar la caracterización de las distribuciones de ingreso del país. Para tal fin los ingresos de la población se analizan de manera agregada para las 13 áreas metropolitanas disponibles y diferenciando entre asalariados y no asalariados, ingresos mensuales e ingresos hora e ingresos de hombres y mujeres. En este último caso no

sólo se estudian las diferencias en polarización de los dos grupos, sino que además también se hace un análisis de género más detallado haciendo uso de los cálculos realizados en la sección 2.2 de este trabajo sobre la distribución de ingresos que poseerían las mujeres de ser igualmente remuneradas que los hombres.

Este artículo se estructura de la siguiente forma: en la segunda parte se presenta una breve reseña sobre los orígenes del interés por medir polarización, que pasa por entender las diferencias conceptuales en desigualdad y polarización; en la tercera parte se formalizan estas ideas y conforme se estructuran, se revisan cronológicamente las propuestas de medición del fenómeno de polarización, convirtiéndose en una monografía bastante completa del tema; en la cuarta parte se reseña la evidencia internacional sobre el mismo con el fin de un punto de referencia para el análisis del caso Colombiano en el período señalado en la introducción general de esta monografía de grado. Finalmente, la quinta parte presenta las conclusiones.

4.2. DE LA “DESAPARICIÓN DE LA CLASE MEDIA” A LAS IDEAS PARA MEDIR POLARIZACIÓN DE INGRESOS COMO UN CONCEPTO SEPARADO DE LA DESIGUALDAD.

La idea de polarización como separación extrema de grupos, está presente en muchos fenómenos sociales: los seguidores del partido de gobierno y los seguidores de la oposición, las brechas entre ricos y pobres, las políticas del Apartheid, entre otros; en el estudio de la desigualdad, el concepto de polarización es un fenómeno relativamente nuevo que empieza a formalizarse con la idea de “desaparición de la clase media” en los años 80 planteada por autores como Kuttner (1983) y Levy (1983).

Dicha preocupación se originó en la evidencia empírica sobre la desaparición de trabajos en Estados Unidos, cuya remuneración estuviera alrededor de la media de salarios. Kuttner (1983) por ejemplo, comienza su artículo con la siguiente frase *“With most jobs being created at the top and the bottom of the ladder, America may have difficulty remaining a middle-class society”*. Así, la polarización en términos económicos, se entendió como una fuerza en contra de la tendencia igualadora en la distribución

de salarios que se había experimentado en la década anterior, llevando a que la tradicional forma unimodal y asimétrica a la izquierda de la distribución de ingresos, cambiara para reflejar en diversos países la presencia de bimodalidades, que afectaban directamente al grupo económico que estimulaba el consumo agregado de la economía y, por tanto, el crecimiento de los países.

En sus comienzos, dado que el fenómeno de la polarización era observado conjuntamente con cambios en la desigualdad, los analistas decidieron utilizar las mismas herramientas para su análisis. El principal problema de esta literatura, como lo señala Beach (1988) es que la definición, en términos de ingresos, de lo que es la clase media no era un tema claro y libre de juicios de valor. Tal definición era, dependiendo del autor, un intervalo alrededor del ingreso mediano en la distribución y, dependiendo de qué tan amplio fuera el umbral, las tendencias sobre el número de hogares/personas en dicho intervalo, evidenciaban o no, fuertes cambios a favor del fenómeno a lo largo del tiempo. Así mismo, se pensaba que al alejarse de la mediana de la distribución, la desigualdad siempre iba a aumentar, por lo cual, una medida de desigualdad podía hacer el trabajo de identificar problemas de polarización.

Sin embargo, esta aseveración no era clara para todos los analistas. Wolfson (1994 y 1997), muestra sin embargo, que un movimiento del centro hacia los extremos de la distribución, si bien dispersa las rentas entre los nuevos grupos enfrentados, tiende a igualar las rentas al interior de los mismos. Por tanto un fenómeno de bi-polarización, como el descrito anteriormente, puede ir acompañado de una reducción en la desigualdad si entre los grupos que se forman, los ingresos son muy similares entre sí.

Esta característica que presenta la polarización, corresponde a un axioma pilar de los indicadores deseables en las medidas de desigualdad, el axioma de transferencias de Dalton y Pigou, que no se cumple en la polarización. El fallo de este axioma explica que ciertas transferencias progresivas de ingreso conlleven situaciones más igualitarias (medidas a través de algún criterio de desigualdad consistente con el axioma), pero generen distribuciones más polarizadas. También justifica la construcción de medidas específicas para el fenómeno, que han sido propuestas por Wolfson (1994), Esteban y Ray (1994), Esteban, Gradín y Ray (1999).

4.3. DEFINICIÓN DEL CONCEPTO DE POLARIZACIÓN Y MEDIDAS PROPUESTAS

Como se señaló en el apartado anterior, tanto Wolfson (1994) como Esteban y Ray (1994) han diseñado medidas para la polarización reconociendo que ciertas transferencias de ingresos generan polarización y no desigualdad y que, por tanto, requiere formas de medición diferente. Sin embargo, existen diferencias entre las dos aproximaciones que deben señalarse antes de cualquier intento de evidenciar polarización de forma empírica, con el fin de entender claramente a qué se refiere este concepto.

4.3.1. MEDIDA DE WOLFSON (1994)

Una vez que muestra la evidencia de que el axioma de transferencias de Dalton y Pigou no se cumple al pensar en polarización, Wolfson (1994 y 1997), procede a formalizar conceptualmente la transformación de una distribución de ingresos en dos polos. Para ello Wolfson, parte de una representación de la función de distribución de ingresos e intercambia sus ejes, para liberarse de tener que definir intervalos en el espacio de ingresos que definan la polarización. Así, el autor trabaja en el “espacio de personas” y no en el “espacio de ingresos”⁵⁷, con lo cual, la pregunta de Wolfson es referente a la amplitud del rango de los ingresos de la población situados en la mitad de la distribución de ingresos, a diferencia de quienes estudiaban la desaparición de la clase media que miraban cuántas personas habían desaparecido de cierto rango de ingresos.

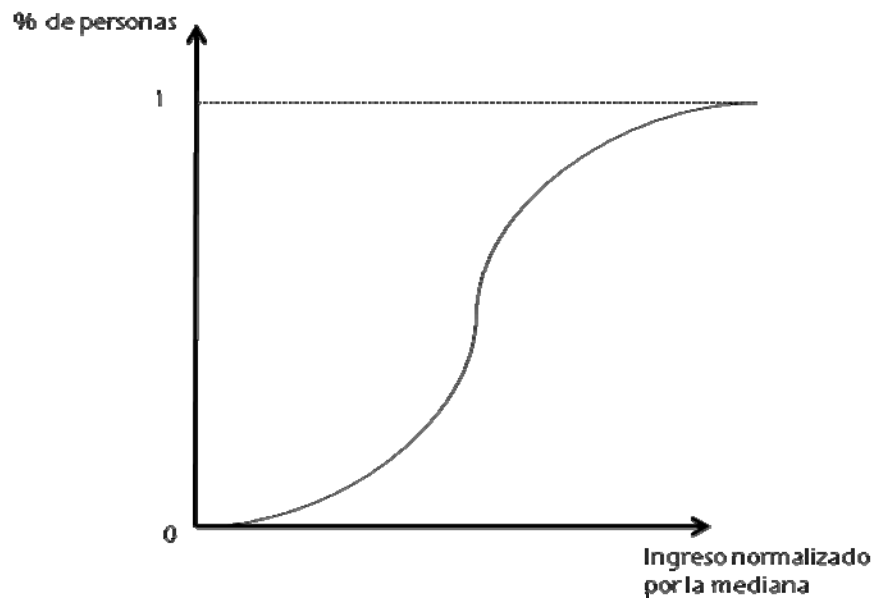
Con este cambio de espacio y con una normalización de ingresos alrededor de la mediana, Wolfson construye una versión normalizada por la media del desfile de los enanos de Pen (1973)⁵⁸ que, al tener un punto de corte que separa claramente a un grupo con ingresos bajos y un grupo con ingresos altos, le permite empezar a pensar

⁵⁷ Wolfson (1997), pagina 406.

⁵⁸ Pen 's dwarfs parade

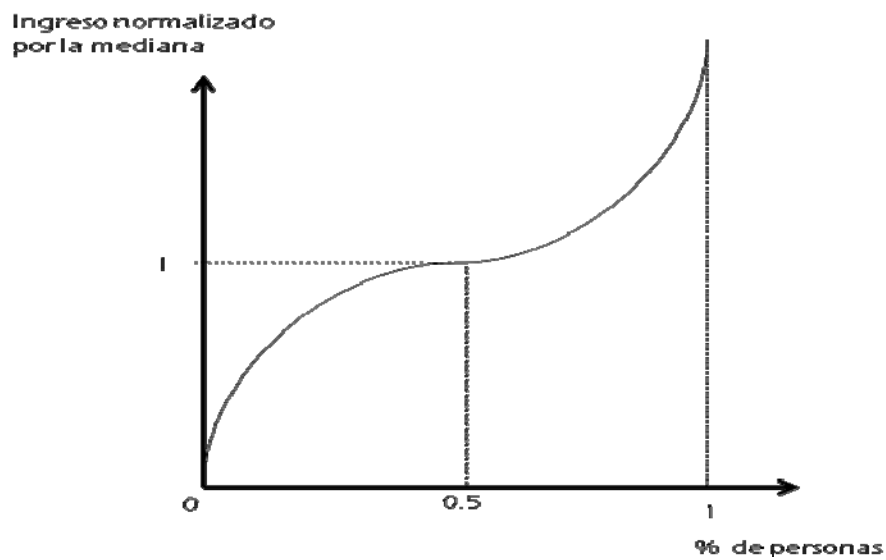
en una distribución bi-polarizada. Con el fin de ilustrar estas ideas, a continuación se reproducen los cambios planteados por el autor:

ILUSTRACIÓN 7: UNA FUNCIÓN DE DISTRIBUCIÓN DE INGRESOS NORMALIZADOS EN LA MEDIANA



Fuente: Esteba y Ray (1994)

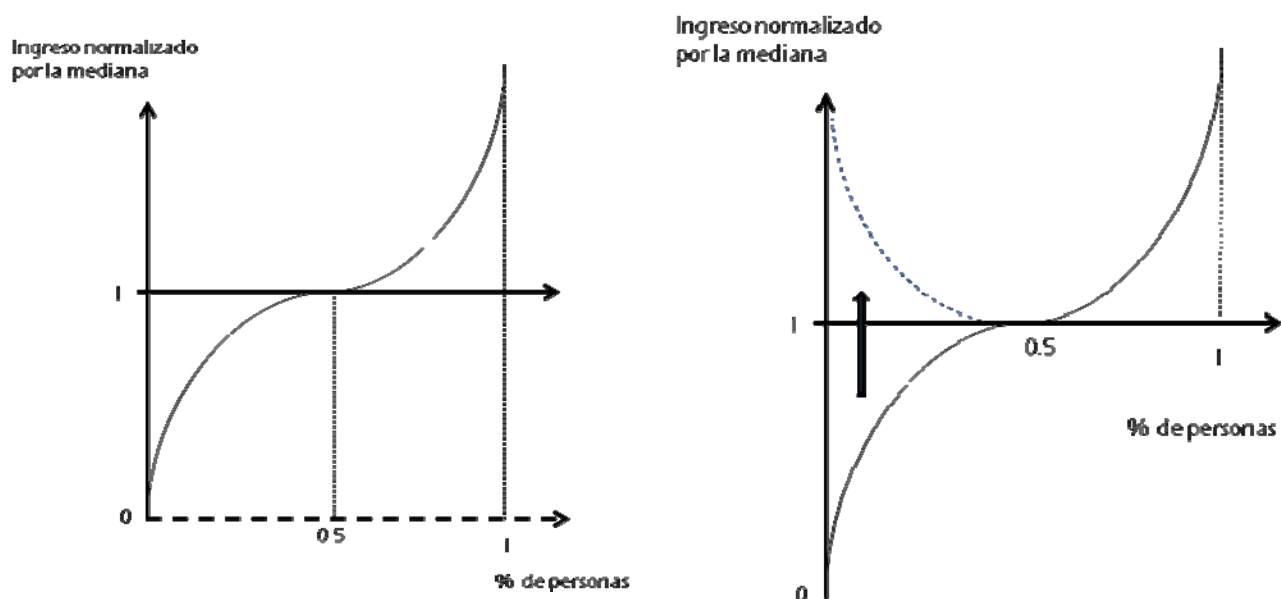
ILUSTRACIÓN 8: DESFILE DE LOS ENANOS DE PEN



Fuente: Esteba y Ray (1994)

Así, construye una curva de Polarización desplazando el eje horizontal (que ahora muestra el porcentaje de personas) hasta el ingreso mediano de tal forma que el grupo de bajos ingresos queda completamente por debajo del eje desplazado, como lo muestra la Ilustración 9.

ILUSTRACIÓN 9: DE LOS ENANOS DE PEN A LA PRIMERA CURVA DE POLARIZACIÓN



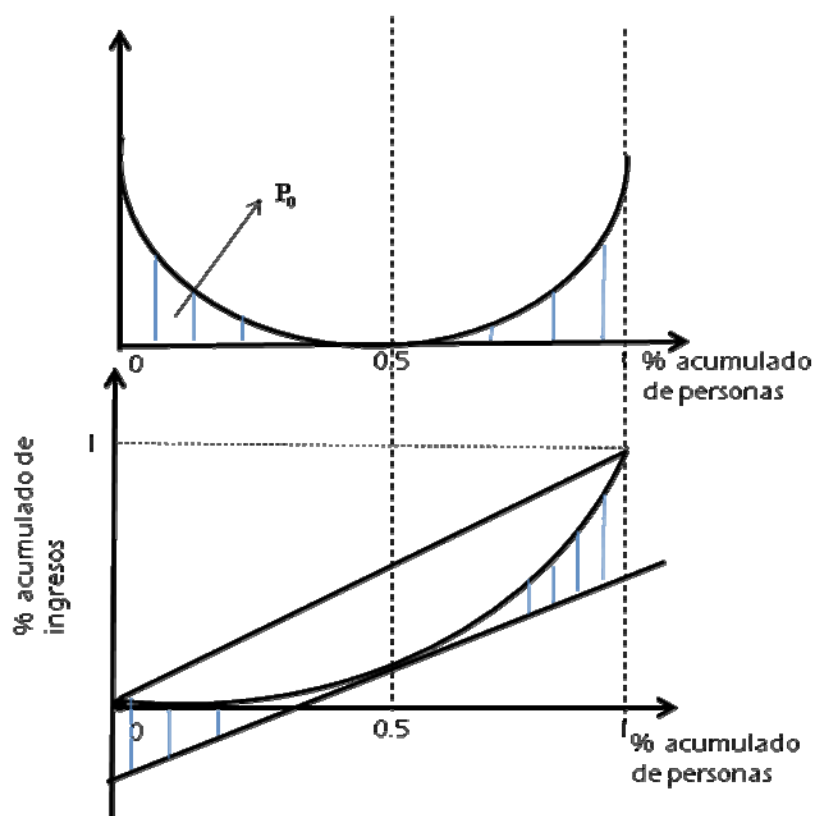
Fuente: Esteba y Ray (1994)

La curva del lado derecho es llamada por Foster y Wolfson (1992), Primera Curva de Polarización, que mostraría, cómo de dispersos están los ingresos respecto de su valor mediano. De esta forma curvas por encima de la representada en el gráfico, representarían mayor dispersión y mayor polarización.

Sin embargo, no refleja bi-modalidad, característica deseable para los autores si se desea encontrar polarización; la razón es que una distribución nueva, obtenida a partir de la del ejemplo, en la que ocurran transferencias en un solo lado de la mediana, cruzaría a la primera, en vez de comportarse como se describió en el párrafo anterior. Esto se soluciona, integrando la dispersión, a partir del punto medio y a lo largo del eje horizontal. De esta forma, se obtiene la curva de polarización acumulada que proponen Foster y Wolfson (1992). El área bajo esta última, de manera análoga al índice de Gini en el caso de la medición de la desigualdad, puede medir la polarización.

El índice de Wolfson por tanto, mide la polarización como el área bajo la curva de polarización acumulada. Resulta además, que la curva de polarización acumulada no es más que un re-escalamiento de la curva de Lorenz. La relación entre estas dos curvas se puede observar en la ilustración 12. En el plano superior, la ilustración muestra una curva de polarización acumulada y en el plano inferior la curva de Lorenz de los mismos ingresos. La única adición a este último plano es una recta tangente a la curva de Lorenz en el percentil 50 de la población. Wolfson (1997) muestra que las dos áreas sombreadas de la ilustración son iguales.

ILUSTRACIÓN 10: RELACIÓN ENTRE LA CURVA DE POLARIZACIÓN ACUMULADA DE FOSTER Y WOLFSON (1992) Y LA CURVA DE LORENZ



Fuente: Esteba y Ray (1994)

Con base en esta regularidad, el índice de Wolfson puede escribirse como:

$$W = 4P_0 = \frac{\mu}{m} 2(2(0.5 - L(0.5)) - G(F))$$

El área inicial de polarización, P_0 , toma valores en el intervalo $[0, \frac{1}{4}]$. El plantear el índice como 4 veces esta área obedece a efectos de normalización.

4.3.2. MEDIDA DE ESTEBAN Y RAY (1994)

Para explicar entonces claramente las diferencias entre polarización y desigualdad, los autores comienzan definiendo que una sociedad está polarizada cuando la población perteneciente a esta se ha podido agrupar mediante algún(os) atributo(s) o características, de tal manera que los miembros de cada grupo son muy homogéneos entre sí, pero son muy heterogéneos entre grupos⁵⁹.

Hay que destacar que esta definición hace alusión a atributos o características, que pueden ser en principio, cualquiera relevante para la formación de un grupo dentro de la sociedad, así una característica relevante para la polarización puede ser la religión, el nacionalismo, el color de la piel, el sexo, o el tipo de sector económico al cual pertenecen los diversos trabajadores. Desde esta perspectiva, la polarización puede abarcar dimensiones mucho más amplias que la distribución del ingreso.

Para diferenciar el concepto de la desigualdad, basta con proponer un ejemplo sencillo⁶⁰. Consideremos una sociedad igualitaria de granjeros. Ahora supongamos que por medio de un proceso redistributivo, los excedentes de la producción sólo se les entregan una proporción α de la población. A partir de este momento entonces existe desigualdad entre ingresos, pero ¿existe polarización? La respuesta depende del tamaño de α . Si este valor es el 100%, aunque existe desigualdad, no se pueden distinguir dos grupos heterogéneos entre sí porque una persona, en una sociedad de digamos, tres millones de agricultores, tendrá poco peso para considerarse un grupo heterogéneo entre la sociedad. Así una distinción importante es que el tamaño de la población en cada grupo juega un papel importante a la hora de hablar de polarización.

Para formalizar lo anterior, Esteban y Ray (1994) proponen tres axiomas básicos relacionados con aspectos de la polarización que permiten seguir esclareciendo diferencias:

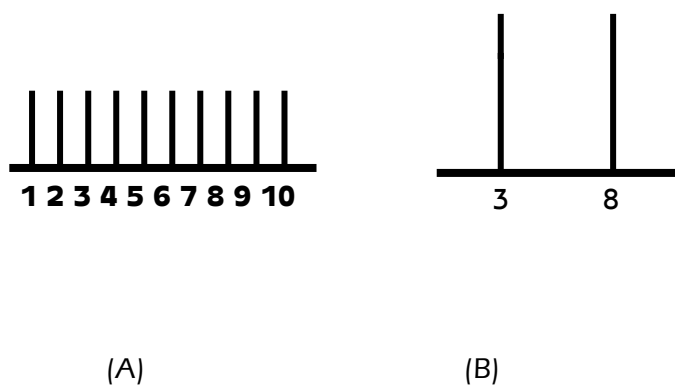
⁵⁹ Esteban y Ray (1994)

⁶⁰ Esteban y Ray (1994)

1. *Cuanta mayor homogeneidad exista dentro de los grupos mayor es el grado de polarización.*

Para esto supongamos dos sociedades, que pueden percibir ingresos pertenecientes al intervalo $[0,10]$. La distribución de ingresos de estas dos poblaciones se representa en la **ILUSTRACIÓN 11**:

ILUSTRACIÓN 11: UN PRIMER EJEMPLO DE POLARIZACIÓN DE INGRESOS EN UNA SOCIEDAD

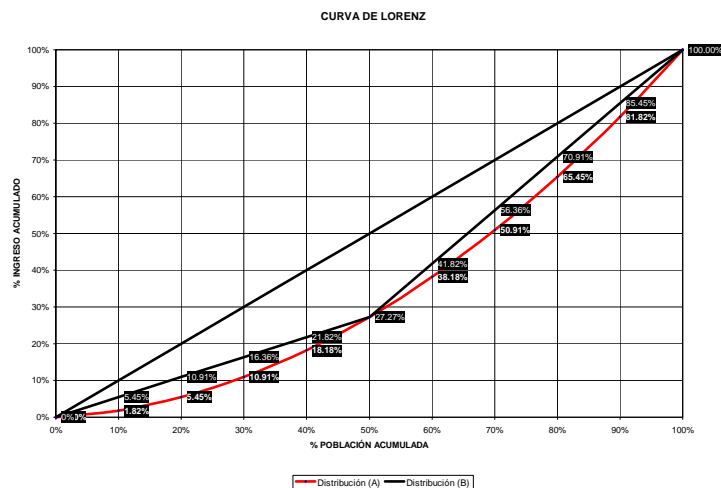


Fuente: Esteba y Ray (1994)

Dado este primer axioma en la gráfica (B) donde los ingresos están concentrados en los niveles de ingreso 3 y 8, se encuentra mayor polarización, ya que hay dos grupos homogéneos perfectamente identificables que son heterogéneos entre sí.

Lo interesante de este ejemplo es que si bien la polarización es mayor en la gráfica (B) con respecto a la gráfica (A) en la que hay muchos grupos con poca población cada uno, lo cierto es que la desigualdad en la gráfica (B) también es menor, como se puede observar de sus curvas de Lorenz asociadas (ilustración 12)

ILUSTRACIÓN 12: CURVAS DE LORENZ ASOCIADAS AL PRIMER EJEMPLO DE POLARIZACIÓN DE UNA DISTRIBUCIÓN DE INGRESOS



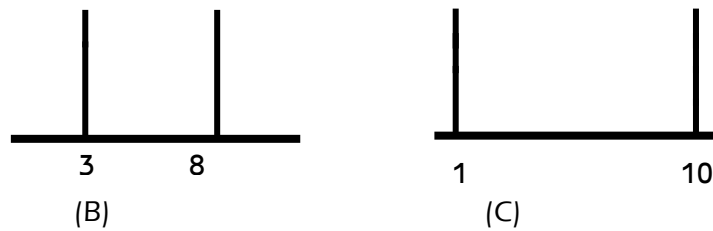
Fuente: Elaboración propia

Este ejemplo muestra cómo la idea de polarización es un concepto distinto al de desigualdad. El agrupamiento de ingresos en los grupos 3 y 8 polarizó la sociedad en dos grupos, pero al interior de éstos, la desigualdad es nula, lo que hace que sólo exista desigualdad entre los grupos, y este tipo de desigualdad es por construcción, completamente homogéneo para toda la población; la combinación de ambos efectos es lo que genera la reducción absoluta en la desigualdad, vista a través del ordenamiento de la Curva de Lorenz.

2. *Cuanta mayor heterogeneidad exista entre los grupos mayor es el grado de polarización.*

Si ahora tuviéramos dos sociedades como las representadas en la ilustración 13, una como la (B) y otra con la misma población, los mismos grupos, pero distanciados más en la escala de ingresos (mayor heterogeneidad) como la presentada en la gráfica (C), mayor es el grado de polarización.

ILUSTRACIÓN 13: MÁS HETEROGENEIDAD ENTRE GRUPOS



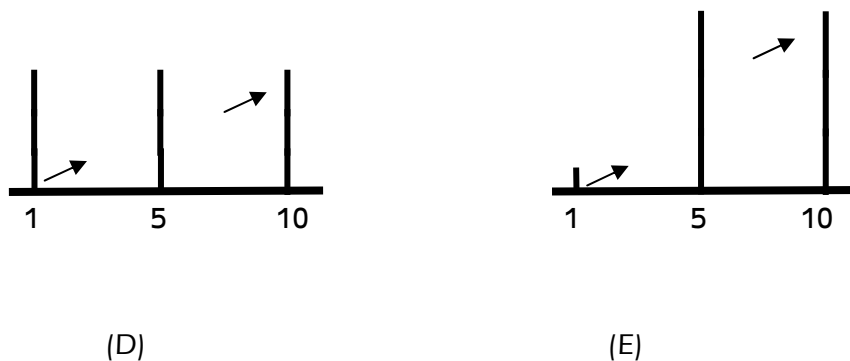
Fuente: Esteba y Ray (1994)

En este caso, la desigualdad y la polarización, van en la misma dirección, lo cual es claramente apreciable ya que aumentan las diferencias absolutas para cada miembro de la población de 5 a diez unidades, manteniendo la media del ingreso (ya que las dos poblaciones son iguales y la suma del total de ingreso es igual en ambos casos).

3. La polarización afecta a los grupos. Cuanto menor sea el número de grupos de tamaño significativo mayor es la polarización. Además los individuos aislados tienen muy poco peso en la misma.

Para observar la influencia de este axioma consideremos las figuras (D) y (E) de la ilustración 14.

ILUSTRACIÓN 14: IMPACTO DEL TAMAÑO DE LOS GRUPOS SOBRE LA POLARIZACIÓN

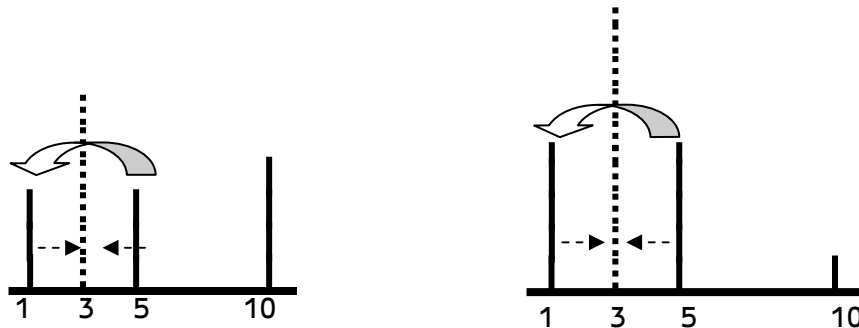


Fuente: Esteba y Ray (1994)

En este caso, la gráfica (D) exhibe una polarización clara entre tres grupos; Si parte del grupo de menor ingreso se moviera hacia los grupos de mayor ingreso, aunque desplazaría la tendencia hacia la polarización en dos grupos (que es la máxima diferencia), también es cierto que el grupo de más bajo ingreso también tiene mucha población, y un movimiento de estos podría generar mayores tensiones o conflictos (que la polarización quiere anticipar) por lo que el efecto de la polarización no es claro. En el caso (E) el mismo movimiento genera, sin lugar a dudas aumento en la polarización. En el caso (E), de mover a todas las personas con ingreso 1, la desigualdad disminuiría frente a un incremento en la polarización.

También hay que recordar que las medidas de desigualdad más utilizadas son aquellas consistentes con la curva de Lorenz. Esta por su parte lleva implícito el principio de transferencias de Dalton-Pigou consistente en que una transferencia de una persona con mayor ingreso a una con menor, mientras no cambie las posiciones relativas de ambos en términos de ingresos, generará una reducción en la desigualdad. El siguiente ejemplo muestra dos situaciones en las cuales transferencias progresivas en el sentido Pigouviano, tienen efectos distintos sobre la población dependiendo de los tamaños de población relativos de cada grupo, como ya se había mencionado en la sección 4.2 y que se representa en la Ilustración 15 :

ILUSTRACIÓN 15: FALLO DEL PRINCIPIO DE TRANSFERENCIAS DE DALTON-PIGOU EN EL CONCEPTO DE POLARIZACIÓN

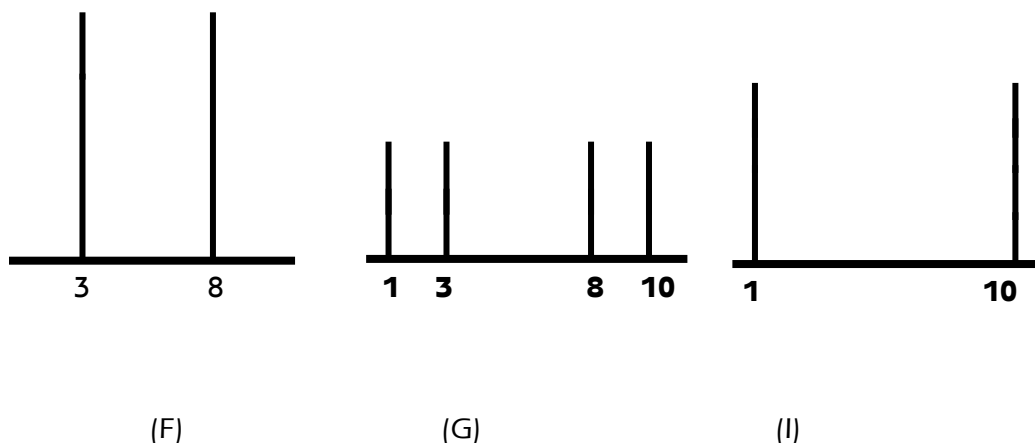


Fuente: Esteba y Ray (1994)

En estas gráficas se muestran dos distribuciones distintas: La de la izquierda, inicialmente polarizada en tres grupos, la de la derecha polarizada en dos y ambas consideran una transferencia progresiva de los individuos con renta 5 a los individuos con renta 1, de tal manera que las personas pertenecientes a los niveles de ingreso 1 y 5 se colapsen en el nivel de ingreso 3. En el caso de la izquierda, la polarización ciertamente ha aumentado en tanto que se tiene dos grupos (y no tres) opuestos y con peso en términos de población. En el segundo caso, el mismo tipo de transferencia ha eliminado la polarización debido al poco peso de las personas con ingreso de 10 en la distribución.

Con el siguiente ejemplo Esteban y Ray (1994) terminan de establecer las diferencias entre polarización y desigualdad. Esta última situación en particular, ilustra los problemas de análisis dinámico que puede tener la polarización:

ILUSTRACIÓN 16: TRANSICIONES EN LAS QUE ES DIFÍCIL VALORAR EL GRADO DE POLARIZACIÓN



Fuente: Esteba y Ray (1994)

Las distribuciones (F) e (I) son las mismas distribuciones utilizadas para ilustrar el axioma 2. Entre ellas se encuentra una distribución que refleja un posible paso intermedio para llegar de (F) a (I) en el cual se hace una transferencia de ingresos regresiva. La desigualdad aumenta por definición en las tres etapas, sin embargo, no es claro que en la etapa intermedia haya más polarización que en la etapa inicial. La decisión de si hay mayor polarización o no depende de si se le da más peso a la diferencia entre los grupos de nivel 1 y 3 con relación a los de 8 y 10, o si se le da más peso a la homogeneidad de los grupos formados.

Con base en las intuiciones anteriores, los autores encuentran una medida de polarización que formalmente consiste en encontrar una función $P: D \rightarrow \mathbb{R}_+$, donde D es el conjunto de distribuciones definidas como:

$$D = \left\{ \forall n; (\pi, y) \equiv (\pi_1, \dots, \pi_n; y_1, \dots, y_n) : y \in \mathbf{R}^n; y_i \neq y_j; N = \sum_{i=1}^n \pi_i \right\}$$

En este caso, n son los grupos de población que se forman, π_i es el tamaño de población del grupo i , y cada y_i representa el valor de la variable que percibe la polarización.

Adicionalmente, para que las medidas de polarización provenientes de distribuciones con tamaños de población distintos sean comparables entre sí, se impone la siguiente condición:

Si $P(\pi, y) \geq P(\pi', y')$ para dos distribuciones (π, y) y (π', y') entonces $\forall \lambda > 0, P(\lambda\pi, y) \geq P(\lambda\pi', y')$

Para encontrar la medida que satisfaga los tres primeros axiomas y la condición anterior, los autores plantean un modelo que les permita deducir dicha medida. Este modelo posee cuatro elementos fundamentales:

❖ *Una función de Identificación:* Esta función busca capturar la sensación de identificación que sienten las personas con niveles de ingreso similares. Entre más personas existan en la misma situación, la función de identificación será mayor. Formalmente:

$I: \mathbb{R}_+ \rightarrow \mathbb{R}_+ : I(P) > 0$ si $P > 0$, donde P es el número de personas con igual variable de identificación⁶¹.

Esta función tiene como objetivo representar el axioma 1 presentado en la sección anterior, en la que entre más homogéneos sean los grupos, mayor es la polarización.

❖ *Una función de alienación:* El modelo asume que las personas que por la característica que condiciona la polarización se encuentran distantes, sienten alienación entre sí, formalmente:

$a: \mathbb{R}_+ \rightarrow \mathbb{R}_+ : a[N(y, y')] = a[|y - y'|]$; $a(0) = 0$, donde y, y' son valores distintos de la variable perceptual.

Con esta función, el modelo formaliza el segundo axioma, referente a la heterogeneidad entre grupos.

⁶¹ Las medidas de polarización planteadas por estos autores en principio no están condicionadas a la variable ingreso como fuente de la polarización. Pueden ser muchas las “variables perceptuales” de la misma.

❖ Se define el antagonismo efectivo, como una función que captura tanto la identificación como la alienación de los grupos establecidos; así

$$T(I, a) : I = I(P), a[N(y, y')] \text{ donde } T_a(I, a) > 0 \text{ sii } (I, a) \gg 0; T(I, 0) = 0$$

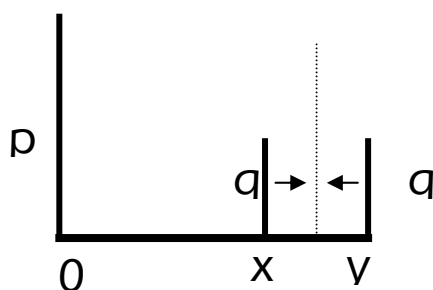
Esta función crece siempre que haya alienación, y si hay perfecta homogeneidad en la distribución, es decir no hay alienación, toma el valor de cero.

❖ Finalmente la polarización total de la sociedad, se postula como la suma de todos los antagonismos efectivos:

$$P(\pi, y) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \pi_i \pi_j T\{I(\pi_i), a[\delta(y, y')]\}$$

Para derivar la medida, los autores imponen los siguientes axiomas, que al igual que la formalización anterior, pueden verse de una manera gráfica:

ILUSTRACIÓN 17: AXIOMA 1 PARA UNA MEDIDA DE POLARIZACIÓN



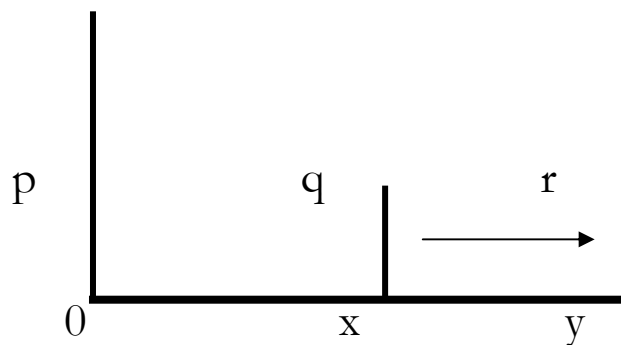
Fuente: Esteba y Ray (1994)

En este caso se tiene que las dos masas de la derecha son de forma individual, más pequeñas que la masa p. Mas aún están más cerca entre sí que con respecto a p. En tal

caso, fusionando las dos masas en una sola (identificando los grupos), sin cambiar la distancia media con respecto al grupo de tamaño p , debe haber un aumento en la polarización. Formalmente:

Axioma 1: Para $p, q \gg 0$. Fijos $p > 0$ y $x > 0$, existe $\Pi > 0$ y $\Omega > 0$ tales que si $N(x,y) < \Pi$ y $q < \Omega p$, entonces la fusión de las dos masas de tamaño q en el punto medio $(x+y)/2$, incrementa la polarización.

ILUSTRACIÓN 18: AXIOMA 2 PARA UNA MEDIDA DE POLARIZACIÓN

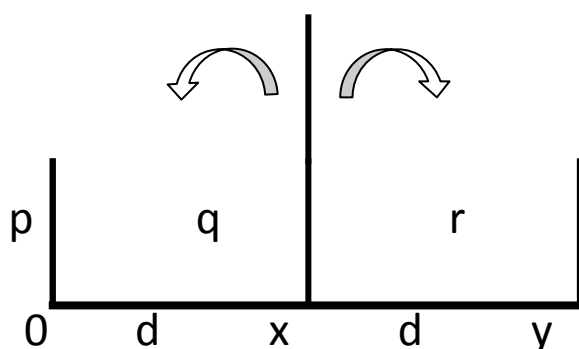


Fuente: Esteba y Ray (1994)

En este caso de nuevo tenemos una distribución con tres grupos identificados, en la cual la masa intermedia es central ubicándose tan cerca de la masa q como de la masa r . Si se permiten cambios hacia una u otra dirección de la masa central, debe aumentar la polarización cuando estos cambios ocurran hacia la masa más cercana y pequeña, es decir un movimiento de q hacia r debe aumentar la polarización. Formalmente:

Axioma 2: Para $(p,q,r) \gg 0$, $p > r$, $x > |y-x|$, Hay un Π tal que si la masa de población q se mueve hacia r , en una cantidad que no exceda Π , la polarización aumenta.

ILUSTRACIÓN 19: AXIOMA 3 PARA UNA MEDIDA DE POLARIZACIÓN



Fuente: Esteba y Ray (1994)

Este no es más que el comienzo del problema: Simplemente dice que si se tiene la clase media con población q , si esta población se redistribuye equitativamente hacia los extremos de la distribución, la polarización debe aumentar. Formalmente:

Axioma 3: *Dados $(p, q) >> 0$, $x = y - x = d$, Cualquier nueva distribución formada por cambios en la masa de población de la masa central q de manera equitativa hacia dos masas laterales p , cada una separada por una distancia d , la polarización debe aumentar.*

Con estos axiomas impuestos, los autores demuestran que la medida puede ser escrita como:

$$\mathbf{P}^*(\pi, \mathbf{y}) = \mathbf{K} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \pi_i^{1+\alpha} \pi_j |y_i - y_j|, \quad 1 \leq \alpha \leq 1.6$$

Donde y_i y π_i son, respectivamente, la renta (medida en logaritmos) y el tamaño del grupo i . El término $|y_i - y_j|$ mide la alienación o distancia entre individuos de ingresos y_i , y_j , mientras que π_i^α pondera por el sentimiento de identificación de cada uno de los π_i miembros del grupo i . Por tanto, $\pi_i^{1+\alpha} |y_i - y_j|$ es el antagonismo efectivo sentido

por cada individuo del grupo i con respecto a cada miembro del grupo j . Hay que notar que cuando $\alpha = 0$, la medida es igual al índice de Gini excepto por la transformación del ingreso usada (logaritmo natural).

El parámetro α indica el grado de aversión a la polarización que muestra la medida. Entre mayor valor tenga el parámetro, más grande es la diferencia en comportamiento entre la medida de polarización y la medida de desigualdad. Para poder observar el papel del parámetro α , basta con recordar el ejemplo de la sección 4.2 de transferencias en el sentido de Dalton Pigou. En aquel ejemplo, se tenían inicialmente dos distribuciones con tres grupos identificables. Posteriormente los dos grupos más cercanos (y de igual tamaño) se fusionaban en uno solo. ¿Cómo se valoraba ese cambio desde el punto de vista de la polarización? La respuesta dependía del tamaño del tercer grupo en discordia. Si este grupo era pequeño, la mayor parte de la polarización existente era entre los otros dos grupos, lo que implica que debió haber desaparecido tras la fusión. No obstante si el tercer grupo es grande, la fusión de los otros dos creará una distribución más polarizada. El qué tan grande debe ser el tercer grupo para hacer que la fusión de los otros dos incremente la polarización, depende del tamaño de α . Cuando este es cercano a 1.6 la fusión incrementará la polarización, incluso cuando el valor de α no sea muy grande.

Como dificultades de la medida se puede decir que, para hacerla operativa, supone que la población ya ha sido estructurada en grupos. Sin embargo en muchas ocasiones se disponen de datos que, o bien no están pre - agrupados, o si lo están el criterio de clasificación probablemente no está relacionado con la polarización. En las aplicaciones prácticas para medir la polarización se reduce la distribución dada a una simplificada, en la cual la población se concentra en un número pequeño de grupos. La medida de polarización P^* aplicada a la distribución simplificada tiene en cuenta solamente el tamaño de los grupos y sus rentas medias, con lo que se pierde información sobre la dispersión de la renta dentro de cada grupo.

4.3.3. MEDIDA DE ESTEBAN, GRADIN Y RAY (1999)

Esta medida trata de resolver el problema de la pre agrupación que exige la medida anterior, preservando la noción de polarización trabajada anteriormente. Así estos autores proponen un posible criterio de agrupación de los individuos y consiguen incorporar la información sobre la distribución intra - grupo de la renta.

Para la aplicación de este enfoque, necesitamos una representación simplificada que denominaremos $\rho = (z_0, z_1, \dots, z_n; y_1, \dots, y_k; \pi_1, \dots, \pi_k)$. Los individuos se adscriben a grupos de renta definidos sobre los intervalos $[z_{i-1}, z_i]$ para $i=1, \dots, k$. Los extremos se corresponden con las rentas extremas de la distribución, $a = z_0 < \dots < z_k = b$ y π_i e y_i son la proporción de población y las rentas medias correspondientes a cada grupo i .

Ahora bien cuando se emplea esta distribución simplificada, ρ , en lugar de todos los valores de la distribución, desde un punto de vista estadístico se tiene un error de aproximación $\varepsilon(f; \rho)$, que puede ser interpretado a su vez como la falta de identificación de los grupos o su heterogeneidad interna dado que indica el grado de dispersión interna de los grupos. Los autores entonces definen este error en términos de la medida de las distancias entre todos los componentes de cada grupo y puede reescribirse como el componente intra - grupo de la descomposición entre grupos del índice de Gini, esto es la desigualdad de la distribución original menos la desigualdad entre los grupos dados por ρ :

$$\varepsilon(f; \rho) = G(f) - G(\rho)$$

Para calcular el nivel de polarización global de la distribución original, que se denomina población extendida, primero se mide la polarización simplificada, que no es más que la polarización de la medida de Esteban Y Ray (1994) para la simplificación dada por ρ , una vez se descuenta el término de error o heterogeneidad interna $\varepsilon(f; \rho)$.

$$P^{**}(f; \alpha, \beta, \rho) = P^*(\alpha, \rho) - \beta \varepsilon(f; \rho) = P^*(\alpha, \rho) - \beta [G(f) - G(\rho)]$$

Donde P^* es la medida de Esteban y Ray, $G(f)$ el índice de Gini de la distribución original y $G(\rho)$ el índice de Gini para la distribución simplificada. El parámetro β es un parámetro libre que mide el peso asignado a la heterogeneidad interna de cada grupo, medida por el término entre paréntesis que no es más que la desigualdad total menos la desigualdad entre todos los grupos especificados en la distribución simplificada ρ .

Este planteamiento implica tomar dos decisiones: Elegir el número de grupos, y la elección de su localización. En las aplicaciones empíricas, lo usual es tomar el grupo k como exógeno y con base en eso se obtienen la partición de forma endógena minimizando el error agregado inducido o heterogeneidad intra - grupo. Aunque también se puede hacer de manera contraria, eligiendo el número de grupos que maximiza la polarización extendida. La diferencia entre los dos enfoques es por tanto la diferencia del error de medida (heterogeneidad interna) : en el primer enfoque es mínimo por definición; en el segundo no.

Si se opta por minimizar el error agregado, es decir, se minimiza la diferencia entre los índices de desigualdad de la distribución original y la simplificada, o equivalentemente se maximiza la media de la cohesión intra-grupos. (Aghevli y Mehran, 1981, Davies y Shorrocks, 1989).

El criterio para establecer la representación óptima en k grupos es que el punto de corte entre dos grupos adyacentes sea igual a la media combinada de ambos grupos, es decir, para $i=1, \dots, k-1$:

$$z_i^* = \frac{p_i^* y_i^* + p_{i+1}^* y_{i+1}^*}{p_i^* + p_{i+1}^*}$$

4.3.4. COMPARACIÓN Y ALGUNOS COMENTARIOS SOBRE LAS MEDIDAS PROPUESTAS PARA MEDIR POLARIZACIÓN

Las medidas presentadas hasta el momento para medir polarización, coinciden en reconocer que la polarización y la desigualdad pueden ir en direcciones opuestas como consecuencia del incumplimiento del axioma de transferencias de Dalton-Pigou.

Un primer comentario que merece la pena señalar es el rango de variación de estas medidas: Conceptualmente, el índice de Wolfson (1994) es un índice que como ya se señaló anteriormente oscila entre 0 y 0.25, pero puede normalizarse al intervalo (0,1). El índice de Esteban y Ray (1994) está acotado superiormente cuando las rentas están expresadas en logaritmos. Pero un problema que surge dependiendo de la variable objeto de análisis, es si el valor de cero es relevante o no. De serlo, el uso del indicador normalizado debería ser cuestionado.

Gradín y Rossi (2001), indican que el índice de Esteban, Gradín y Ray (1999) toma valores entre 0 y 2 de esta forma, pero no está acotado superiormente cuando está expresado en rentas en logaritmos, así mismo, presenta otro problema importante: su mínimo dependerá de la corrección por la heterogenidad interna. De la forma planteada por Esteban, Gradín y Ray, el valor del indicador nunca será inferior a $-\beta$.

Otro comentario que vale la pena señalar es con respecto a las transiciones que pueden experimentar las distribuciones de ingresos cuando experimentan incrementos o reducciones en polarización. La aproximación de Wolfson (1994) implícitamente supone que todo proceso de polarización parte de una situación inicial en la que la distribución de ingresos se divide en dos polos. Sin bien es natural pensar en esto de forma dinámica, en la aplicación empírica no es muy claro identificar si los datos son reflejo de un proceso de transferencias que apenas comienza o que está llegando a su fin o, si éstos grupos han sufrido posteriores divisiones, de manera tal que haya dos grupos claramente diferenciados en la parte baja de la distribución y otros dos en la parte alta.

Para Esteban y Ray (1994) y Esteban, Gradín y Ray (1999), la distribución puede estar separada en dos o más grupos mientras que cumplan ciertas propiedades, adicionales al principio de transferencias, pero acordes con la intuición que se puede tener de polarización con más de un grupo; dentro de estas propiedades, cuidadosamente definidas por los autores, una que resulta de particular interés es la referente al tamaño de los grupos. Para Wolfson (1994), el problema del tamaño de los grupos no resulta de interés al trabajar en el "espacio de personas" y no en el espacio de ingresos. En este orden de ideas, las medidas de Esteban capturan situaciones de polarización más amplias y mejor definidas que las de Wolfson.

Merece la pena también llamar la atención sobre la comparabilidad entre las medidas de Wolfson (1994) y el resto en el caso común de bi-polaridad. La medida de Esteban y Ray (1994) y por tanto, la de Esteban, Gradín y Ray (1999), separan los grupos por el ingreso medio de la población, mientras que Wolfson (1994) los separa en la mediana. Esto hace que, distribuciones de interés asimétricas, reflejen distintos grados de polarización dependiendo de la medida utilizada.

No obstante las ventajas de la medida de Esteban y Ray (1994) y Esteban Gradín y Ray (1999) respecto a la de Wolfson (1994), queda el problema de aquellas situaciones de transición como la de la Ilustración 16, en la cual no es posible identificar qué pasa con la polarización en períodos intermedios de cambio.

4.3.5. MEDIDA DE DUCLOS, ESTEBAN Y RAY (2003)

Consiste en una extensión de las medida de Esteban y Ray (1994) diseñada para aquellas variables de interés que pueden ser descritas por funciones de densidad. Para ello, los axiomas 1 a 3 presentados en la sección 4.3.2, deben ser redefinidos para reconocer explícitamente este hecho. Tal redefinición se realiza en dominios que son la unión de densidades simples llamadas densidades básicas, y en reducciones de la dispersión de la densidad, cuya característica básica es que preservan la media (squeeze).

Los 4 axiomas que definen la medida de polarización en estos casos son:

***Axioma 1.** Si una distribución está compuesta por una densidad básica entonces un reducción en la dispersión de la densidad, no puede aumentar la polarización.*

Esto quiere decir que si la distribución es unimodal, una reducción en su varianza no debe reflejarse en la medida como la formación de un polo. Sin embargo, en el caso de tres densidades básicas, este mismo fenómeno en cada polo, no puede reducir la polarización, lo cual define el axioma 2.

***Axioma 2:** Si una distribución simétrica está compuesta por tres densidades básicas entonces una reducción en la varianza, que preserve la media de las densidades extremas no debe reducir la polarización.*

La generalización a cuatro grupos da origen al axioma 3:

***Axioma 3:** si se considera una distribución simétrica compuesta por cuatro densidades básicas con la misma raíz y con dominios disjuntos, entonces un desplazamiento de las densidades centrales hacia sus extremos cercanos, manteniendo los soportes disjuntos, debe generar un aumento en la polarización.*

Finalmente, el axioma 4, indica que la medida de polarización, $P(f)$ debe ser invariante frente a réplicas:

***Axioma 4:** Si la medida de Polarización $P(\mathbf{F}) \geq P(\mathbf{G})$ y $p > 0$, entonces $P(p\mathbf{F}) \geq P(p\mathbf{G})$.*

4.4. EVIDENCIA INTERNACIONAL DE LA POLARIZACIÓN

Haciendo uso de la base del Luxembourg Income Study, LIS, Esteban, Gradín y Ray (1999), presentan la evolución de la polarización más homogénea estudiada hasta el momento para Canadá, Alemania, Suecia, Reino Unido y los Estados Unidos para el período 1974-2000. La variable de ingreso usada es el ingreso disponible del hogar, ajustado por las escalas de equivalencia de la OECD. Esta es la aplicación del índice propuesto por los mismos autores.

Con la misma información, Duclos, Esteban y Ray (2003) por medio de su índice, extienden la evidencia de polarización encontrada en Esteban, Gradín y Ray (1999) a 21 países, en un período más amplio de tiempo. En ambos estudios se refuerza la idea que los conceptos de polarización y de desigualdad son diferentes. Así por ejemplo, Duclos, Esteban y Ray (2003) encuentran que cuando se miran altos grados de sensibilidad por la polarización, los ordenamientos de desigualdad y polarización difieren considerablemente. De esta forma, la República Checa, aparece como el país con menor desigualdad, pero con un alto grado de polarización. De la misma forma, el promedio del índice de polarización para Latinoamérica y el Caribe resulta ser aproximadamente 40% mayor que el promedio para el resto de países de la OCDE, siendo Rusia el país más polarizado de Europa, y cuyo indicador es casi el mismo de Uruguay, país que resulta ser el menos polarizado en América Latina⁶².

Estudios de polarización comparativos para Latinoamérica referentes al ingreso del hogar, se presenta en Gasparini, Horesntein y Olivieri (2006) quienes no solo estudian ingresos, sino otras variables de pueden indicar polarización en términos económicos. El estudio usa información recopilada por el Banco Mundial y el Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales, CEDLAS, de la Universidad de la Plata, Argentina, que recopila información para Argentina, Bolivia, Brazil, Colombia, Costa Rica, Chile, Dominican Republic, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Haiti, Honduras, Jamaica, Mexico, Nicaragua, Panama, Paraguay, Perú, Suriname, Uruguay y Venezuela. Para el análisis de ingreso, los analistas eligieron el índice de Esteban, Duclos y Ray (2003). Con base en esta información y para el ingreso del hogar, los autores sino que también

⁶² Página 16

identifican a Brasil, Bolivia, Haití y Colombia como los más polarizados y a Uruguay, Venezuela y Costa Rica como los menos polarizados entre 1989 y 2004. Análisis puntuales previos se han hecho para Argentina (Horestein y Olivieri, 2004), Uruguay (Gradín y Rossi, 2001).

Del estudio de Gasparini et ál., se puede concluir que Latinoamérica ostenta niveles de polarización altos y crecientes del ingreso del hogar a lo largo del período de Estudio. Este fenómeno parece atacar principalmente a Argentina, Bolivia, Colombia, Paraguay, Peru, Uruguay and Venezuela, y Ecuador. Relacionando a Latinoamérica con el resto del mundo los autores concluyen que, en niveles, *“The most polarised country in Europe, Russia, is comparable to the least polarised country in LAC, Uruguay, which is considered the prototype of social cohesion in Latin America”*⁶³ En el caso Colombiano, reportan tanto incremento en la desigualdad como en la polarización de las áreas urbanas.

4.5. EVIDENCIA DE POLARIZACIÓN DEL INGRESO PERSONAL PARA LAS 13 ÁREAS METROPOLITANAS DE COLOMBIA, 2000-2006.

En este estudio se calcularon las medidas de Wolfson (1994), Esteban y Ray (1994) y Esteban, Gradín y Ray (1999) para siete medidas diferentes de ingresos explicados en la Tabla 47, diferenciados por género. En ella se observa que el total de la población se estudia de forma conjunta por medio de la variable ingreso total y a partir de sus dos grupos más heterogéneos: los asalariados y los no asalariados.

Es de esperarse que los asalariados presenten mayor desigualdad que los no asalariados debido a la naturaleza de las actividades generadoras de ingresos, aunque no es claro que experimenten una mayor polarización, dado que la decisión voluntaria de emprender actividades laborales por cuenta propia normalmente es realizada por quienes asumen que pueden obtener mejor remuneración en ella que bajo un esquema de trabajo con subordinación.

⁶³ Página 37.

También se controla por horas trabajadas con el fin de diferenciar entre trabajadores de tiempo parcial y de tiempo completo.

Finalmente se da un primer paso en el vínculo entre la discriminación reflejada en salarios y la polarización, al analizar las diferencias en la polarización de la distribución de salarios efectivamente percibidos por las mujeres y aquellos percibidos en ausencia de discriminación. Cambios grandes en los indicadores sugerirían que la eliminación de la discriminación supone cambios en la posición relativa en la distribución de ingresos de las mujeres, asociados con una mayor cohesión interna en el grupo (menor alienación)

TABLA 47: TIPOS DE INGRESOS USADOS EN LOS CÁLCULOS DE LOS ÍNDICES DE POLARIZACIÓN

| <i>NOMBRE DE LA VARIABLE</i> | <i>DESCRIPCIÓN</i> |
|---|--|
| Salario laboral mensual | Ingreso reportado por todas las personas de la muestra clasificadas como asalariados, sin incluir el valor reportado de pagos en vivienda o especie. |
| Salario hora. | Es el salario laboral mensual dividido por las horas trabajadas en promedio al mes. |
| Ganancia | Ingreso reportado por todas las personas de la muestra clasificadas como NO asalariados, esto es, trabajadores por cuenta propia. |
| Ganancia hora | Es la ganancia hora dividida por las horas normalmente trabajadas al mes. |
| Ingreso total | Corresponde a la distribución de ingresos conjunta de asalariados y no asalariados |
| Ingreso total hora | Corresponde a la distribución conjunta de los ingresos hora percibidos por asalariados y no asalariados. |
| Remuneración de la mujer en ausencia de discriminación (RMAD) | Corresponde al ingreso que percibirían las mujeres asalariadas de tener remuneraciones a sus características productivas, iguales a las de los hombres |

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados del índice de bi-polarización de Wolfson y el índice de desigualdad de Gini se presentan para hombres y mujeres en la Tabla 48. En términos generales se observa que los niveles de bi-polarización con referencia a la mediana de las distribuciones de ingresos son inferiores a los de desigualdad.

TABLA 48: ÍNDICE DE POLARIZACIÓN DE WOLFSON E ÍNDICE DE GINI, TOTAL TRABAJADORES 2000-2006

| ASALARIADOS | | | | |
|-----------------------|-------------|------------------|------------|-----------------|
| | HORA | GINI HORA | MES | GINI MES |
| 2000 | 0.4007 | 0.4816 | 0.3180 | 0.4324 |
| 2003 | 0.3578 | 0.4733 | 0.2969 | 0.4413 |
| 2006 | 0.3083 | 0.4505 | 0.2540 | 0.4159 |
| NO ASALARIADOS | | | | |
| | HORA | GINI HORA | MES | GINI MES |
| 2000 | 0.4740 | 0.5639 | 0.4743 | 0.5748 |
| 2003 | 0.4502 | 0.5423 | 0.4825 | 0.5530 |
| 2006 | 0.4343 | 0.5526 | 0.4770 | 0.5412 |
| TOTAL | | | | |
| | HORA | GINI HORA | MES | GINI MES |
| 2000 | 0.4164 | 0.5191 | 0.3647 | 0.4964 |
| 2003 | 0.3905 | 0.5036 | 0.3552 | 0.4910 |
| 2006 | 0.3543 | 0.4951 | 0.3196 | 0.4710 |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH

De la misma forma, la Tabla 48 muestran que la desigualdad medida a través del coeficiente de Gini es inferior para los ingresos mensuales que para los ingresos hora. Así mismo indica una tendencia ligeramente decreciente en desigualdad para todo el período de estudio en los tres grupos presentados.

En lo referente a bi-polarización, se puede concluir, primero que la evidencia de bi-polarización es un fenómeno importante en Colombia y que tiene aspectos similares con la evidencia para Argentina, de desigualdad del ingreso familiar alrededor de 0.5, y de polarización: el índice de Wolfson del año 2000 para Argentina es de 0.494 y en 2002 es de 0.483.

La bi-polarización también es un fenómeno que se refleja de forma más aguda en los ingresos por hora que en los ingresos mensuales, cuando se observa para el grupo de asalariados o para el total de los trabajadores. Sin embargo, esto no ocurre en el caso de los no asalariados, en los que, al menos para los años 2000 y 2003 la polarización de sus ganancias hora es inferior a la presente en las ganancias mensuales.

Así mismo, es un fenómeno que parece estar reduciéndose de una forma más aguda que la desigualdad del ingreso: mientras la última se reduce en promedio dos puntos porcentuales, la polarización se reduce en casi diez puntos porcentuales entre el comienzo y el fin del período.

Diferenciando las distribuciones de hombres y mujeres, de las tablas 49 y 50, es posible apreciar tanto la bi-polarización como la desigualdad se presentan de manera más aguda en mujeres que en hombres y, tales diferencias, son mucho más marcadas en el caso de la polarización; así, mientras que las diferencias entre grupos de los índices de Gini entre para el mismo tipo de ingreso entre hombres y mujeres no superan siete puntos porcentuales, las diferencias en polarización superan los dieciséis.

De particular importancia resultan las diferencias en desigualdad y polarización por género en los ingresos mensuales de los no asalariados y los ingresos hora del total de la población que son considerablemente más altas que las del resto de ingresos.

Adicionalmente, resulta de particular interés el comportamiento de la bipolarización de ingresos en el caso de los no asalariados: mientras que en el agregado, la tendencia señalaba que el ingreso hora estaba más polarizado que el ingreso mensual, al desagregar los datos para hombres y mujeres se aprecia que, en este último grupo, la polarización del ingreso mensual es superior a la del ingreso por hora.

TABLA 49: ÍNDICE DE POLARIZACIÓN DE WOLFSON E ÍNDICE DE GINI, HOMBRES 2000-2006

| ASALARIADOS | | | | |
|----------------|--------------|-----------|-----------------|----------|
| | INGRESO HORA | GINI HORA | INGRESO MENSUAL | GINI MES |
| 2000 | 0.3989 | 0.4753 | 0.3407 | 0.4252 |
| 2003 | 0.3413 | 0.4682 | 0.2959 | 0.4318 |
| 2006 | 0.2967 | 0.4505 | 0.2567 | 0.4078 |
| NO ASALARIADOS | | | | |
| | INGRESO HORA | GINI HORA | INGRESO MENSUAL | GINI MES |
| 2000 | 0.4551 | 0.5629 | 0.4097 | 0.5439 |
| 2003 | 0.4339 | 0.5387 | 0.4087 | 0.5147 |
| 2006 | 0.4213 | 0.5401 | 0.3627 | 0.5048 |
| AMBOS | | | | |
| | INGRESO HORA | GINI HORA | INGRESO MENSUAL | GINI MES |
| 2000 | 0.4043 | 0.4821 | 0.3354 | 0.5178 |
| 2003 | 0.3739 | 0.4703 | 0.3331 | 0.5006 |
| 2006 | 0.3493 | 0.4535 | 0.2922 | 0.4924 |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

TABLA 50: ÍNDICE DE POLARIZACIÓN DE WOLFSON E ÍNDICE DE GINI, MUJERES 2000-2006

| ASALARIADOS | | | | |
|--|--------------|-----------|-----------------|----------|
| | INGRESO HORA | GINI HORA | INGRESO MENSUAL | GINI MES |
| 2000 | 0.4267 | 0.4868 | 0.3224 | 0.4328 |
| 2003 | 0.3751 | 0.4769 | 0.3166 | 0.4449 |
| 2006 | 0.3250 | 0.4488 | 0.2732 | 0.4201 |
| NO ASALARIADOS | | | | |
| | INGRESO HORA | GINI HORA | INGRESO MENSUAL | GINI MES |
| 2000 | 0.4976 | 0.5627 | 0.5694 | 0.5951 |
| 2003 | 0.4644 | 0.5434 | 0.5758 | 0.5756 |
| 2006 | 0.4567 | 0.5691 | 0.5671 | 0.5736 |
| AMBOS | | | | |
| | INGRESO HORA | GINI HORA | INGRESO MENSUAL | GINI MES |
| 2000 | 0.4460 | 0.5191 | 0.4031 | 0.5045 |
| 2003 | 0.4205 | 0.5044 | 0.4517 | 0.5051 |
| 2006 | 0.3729 | 0.4846 | 0.3560 | 0.4968 |
| SALARIO DE LAS MUJERES EN AUSENCIA DE DISCRIMINACIÓN | | | | |
| | INGRESO HORA | GINI HORA | | |
| 2000 | 0.2632 | 0.3322 | | |
| 2003 | 0.3067 | 0.3597 | | |
| 2006 | 0.2804 | 0.3335 | | |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

Reviste particular interés la comparación de los índices de polarización y desigualdad del ingreso por hora de las mujeres y los indicadores resultantes de eliminar la discriminación, de la forma en que se señaló en el capítulo 2 de esta memoria, y que se presentan en la Tabla 50. Merece la pena recordar que lo que aquí se ha denominado salario hora en ausencia de discriminación, corresponde al salario que percibiría una mujer si sus características productivas (años de experiencia y educación) fueran remuneradas de la misma forma que son remuneradas para los hombres. La comparación tanto de los índices de polarización como de desigualdad muestran que la eliminación de las desigualdades en remuneración para los dos colectivos resultan importantes para reducir tanto la desigualdad de los salarios entre mujeres, como el grado de polarización.

El efecto de eliminar las diferencias en remuneración tiene mayor impacto sobre la desigualdad que sobre la polarización. En los tres años considerados, la reducción en desigualdad supera los once puntos porcentuales, mientras que la reducción de la polarización oscila entre cuatro y dieciséis puntos porcentuales. También vale la pena destacar que las reducciones en desigualdad son más homogéneas para todo el período que las reducciones en polarización, ya que éstas tienen más impacto sobre la distribución de salarios del año 2000, y su efecto se reduce en los años siguientes.

Los índices de Esteban y Ray (1994) y Esteban Gradín y Ray (1999) como se señaló en la secciones 4.3.1 y 4.3.2 requieren un agrupamiento previo de los datos. Siguiendo las recomendaciones propuestas por Esteban Gradín y Ray (1999), se utilizó el algoritmo de Aglevi y Mehran (1981) para la división óptima de los mismos en las distribuciones de ingresos utilizadas. Las tablas 51 a 53 muestran el porcentaje de la población que queda en cada una de las particiones de la distribución de ingresos

TABLA 51: PROPORCIÓN DE PERSONAS DE GRUPOS PARA EL CÁLCULO DE LAS MEDIDAS DE ESTEBAN Y RAY (1994) Y ESTEBAN, GRADÍN Y RAY (1999), TOTAL TRABAJADORES 2000-2006.

| Variable | DOS GRUPOS | | TRES GRUPOS | | | CUATRO GRUPOS | | | | |
|---------------|------------|---------|-------------|---------|---------|---------------|---------|---------|---------|--------|
| | 2000 | Primero | Segundo | Primero | Segundo | Tercero | Primero | Segundo | Tercero | Cuarto |
| SALARIO-HORA | 73.0% | 27.0% | 87.8% | 11.8% | 0.4% | 77.6% | 17.6% | 4.4% | 0.3% | |
| SALARIO-MES | 71.4% | 28.6% | 84.3% | 14.5% | 1.2% | 26.7% | 57.8% | 13.6% | 2.0% | |
| GANANCIA-HORA | 76.0% | 24.0% | 97.1% | 2.9% | 0.0% | 92.2% | 7.2% | 0.6% | 0.0% | |
| GANANCIA-MES | 76.2% | 23.8% | 96.6% | 3.4% | 0.0% | 83.8% | 17.2% | 2.1% | 0.0% | |
| INGRESO-HORA | 71.4% | 28.6% | 94.4% | 5.4% | 0.0% | 40.5% | 48.6% | 10.0% | 0.8% | |
| INGRESO-MES | 74.2% | 25.8% | 95.2% | 5.0% | 0.0% | 89.7% | 9.9% | 0.4% | 0.0% | |
| | 2003 | Primero | Segundo | primero | segundo | tercero | primero | segundo | tercero | cuarto |
| SALARIO-HORA | 74.9% | 25.1% | 86.0% | 12.5% | 1.5% | 77.0% | 15.7% | 6.4% | 0.9% | |
| SALARIO-MES | 72.5% | 27.5% | 84.0% | 14.9% | 1.2% | 29.8% | 57.4% | 11.4% | 1.5% | |
| GANANCIA-HORA | 75.3% | 24.7% | 95.3% | 4.7% | 0.1% | 87.0% | 11.3% | 1.7% | 0.1% | |
| GANANCIA-MES | 70.4% | 29.6% | 91.5% | 8.3% | 0.2% | 54.1% | 37.3% | 7.3% | 1.2% | |
| INGRESO-HORA | 74.1% | 25.5% | 90.4% | 10.6% | 0.3% | 81.9% | 13.8% | 3.7% | 0.5% | |
| INGRESO-MES | 76.1% | 23.9% | 88.8% | 10.7% | 0.5% | 40.1% | 49.7% | 9.2% | 1.1% | |
| | 2003 | Primero | Segundo | primero | segundo | tercero | primero | segundo | tercero | cuarto |
| SALARIO-HORA | 74.6% | 25.4% | 91.1% | 8.6% | 0.3% | 84.6% | 13.3% | 2.0% | 0.2% | |
| SALARIO-MES | 74.5% | 25.5% | 89.7% | 10.0% | 0.3% | 26.8% | 62.8% | 9.5% | 0.8% | |
| GANANCIA-HORA | 77.5% | 22.5% | 96.1% | 3.7% | 0.2% | 89.4% | 9.0% | 1.4% | 0.2% | |
| GANANCIA-MES | 75.3% | 24.7% | 93.4% | 6.5% | 0.1% | 75.8% | 20.0% | 4.0% | 0.2% | |
| INGRESO-HORA | 72.2% | 27.8% | 94.1% | 5.7% | 0.2% | 48.7% | 5.5% | 0.8% | 0.1% | |
| INGRESO-MES | 75.5% | 24.5% | 92.9% | 7.0% | 0.2% | 40.2% | 52.6% | 6.6% | 0.6% | |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

Como puede observarse de la tabla anterior, ninguna de las distribuciones de ingresos estudiadas, permite pensar que hay evidencia de separación de los ingresos en tres o cuatro grupos con un peso poblacional importante. En ambos casos, el porcentaje de población del último grupo es insignificante. Teniendo en cuenta que uno los axiomas impuestos por Esteban y Ray (1994) con respecto a la polarización hace referencia a que el tamaño de los grupos importa, dado que agranda el sentimiento de identificación en los individuos, lo más acertado en este caso parece ser que existe evidencia de bipolarización y todos los análisis posteriores harán referencia a este caso particular. Separando la distribución por sexos, se observa exactamente el mismo patrón (tablas 52 y 53)

TABLA 52: PROPORCIÓN DE PERSONAS DE GRUPOS PARA EL CÁLCULO DE LAS MEDIDAS DE ESTEBAN Y RAY (1994) Y ESTEBAN, GRADÍN Y RAY (1999), TOTAL HOMBRES 2000-2006.

| Variable | DOS GRUPOS | | TRES GRUPOS | | | CUATRO GRUPOS | | | |
|---------------|------------|---------|-------------|---------|---------|---------------|---------|---------|--------|
| 2000 | Primero | Segundo | Primero | Segundo | Tercero | Primero | Segundo | Tercero | Cuarto |
| SALARIO-HORA | 74.7% | 25.3% | 90.8% | 8.9% | 0.3% | 84.1% | 13.5% | 2.3% | 0.2% |
| SALARIO-MES | 71.9% | 28.1% | 88.8% | 10.5% | 0.7% | 71.9% | 21.1% | 5.8% | 1.1% |
| GANANCIA-HORA | 77.2% | 22.8% | 98.0% | 2.0% | 0.0% | 91.6% | 7.7% | 0.7% | 0.0% |
| GANANCIA-MES | 72.8% | 27.2% | 95.8% | 4.2% | 0.0% | 79.9% | 17.3% | 2.8% | 0.0% |
| INGRESO-HORA | 74.3% | 25.7% | 96.1% | 3.9% | 0.0% | 91.4% | 8.0% | 0.6% | 0.0% |
| INGRESO-MES | 73.1% | 26.9% | 95.2% | 4.8% | 0.0% | 80.9% | 16.3% | 2.7% | 0.1% |
| 2003 | Primero | Segundo | primero | segundo | tercero | primero | segundo | tercero | cuarto |
| SALARIO-HORA | 75.4% | 24.6% | 86.6% | 11.5% | 1.9% | 80.9% | 14.0% | 4.3% | 0.9% |
| SALARIO-MES | 73.6% | 26.4% | 82.3% | 16.0% | 1.6% | 21.9% | 63.9% | 12.1% | 2.1% |
| GANANCIA-HORA | 77.2% | 22.8% | 94.6% | 5.3% | 0.1% | 87.6% | 10.4% | 1.9% | 0.1% |
| GANANCIA-MES | 72.7% | 27.3% | 93.4% | 6.5% | 0.1% | 72.7% | 20.9% | 5.9% | 0.5% |
| INGRESO-HORA | 75.9% | 24.1% | 91.9% | 7.7% | 0.4% | 84.3% | 12.7% | 2.7% | 0.3% |
| INGRESO-MES | 74.8% | 25.2% | 88.2% | 11.2% | 0.5% | 75.8% | 17.9% | 5.6% | 0.7% |
| 2006 | Primero | Segundo | primero | segundo | tercero | primero | segundo | tercero | cuarto |
| SALARIO-HORA | 75.7% | 24.3% | 92.6% | 7.0% | 0.4% | 87.2% | 10.8% | 1.8% | 0.2% |
| SALARIO-MES | 73.6% | 26.4% | 88.6% | 10.5% | 0.8% | 22.4% | 66.3% | 10.1% | 1.3% |
| GANANCIA-HORA | 77.9% | 22.1% | 95.6% | 4.2% | 0.2% | 88.7% | 9.5% | 1.7% | 0.2% |
| GANANCIA-MES | 76.9% | 23.1% | 91.6% | 8.1% | 0.3% | 70.1% | 24.4% | 5.2% | 0.3% |
| INGRESO-HORA | 76.7% | 23.3% | 94.7% | 5.2% | 0.1% | 88.4% | 10.0% | 1.5% | 0.1% |
| INGRESO-MES | 75.1% | 24.9% | 92.0% | 7.8% | 0.2% | 75.2% | 18.9% | 5.0% | 0.9% |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

TABLA 53: PROPORCIÓN DE PERSONAS DE GRUPOS PARA EL CÁLCULO DE LAS MEDIDAS DE ESTEBAN Y RAY (1994) Y ESTEBAN, GRADÍN Y RAY (1999), TOTAL MUJERES 2000-2006.

| Variable | DOS GRUPOS | | TRES GRUPOS | | | CUATRO GRUPOS | | | |
|-----------------|------------|---------|-------------|---------|---------|---------------|---------|---------|--------|
| 2000 | Primero | Segundo | Primero | Segundo | Tercero | Primero | Segundo | Tercero | Cuarto |
| SALARIO-HORA | 71.6% | 28.4% | 87.2% | 12.6% | 0.2% | 76.9% | 17.6% | 5.3% | 0.2% |
| SALARIO-MES | 70.6% | 29.4% | 81.8% | 16.7% | 1.4% | 32.9% | 49.8% | 15.0% | 2.3% |
| GANANCIA-HORA | 74.4% | 25.6% | 96.5% | 3.5% | 0.0% | 91.6% | 7.8% | 0.7% | 0.0% |
| GANANCIA-MES | 74.0% | 26.0% | 96.3% | 3.7% | 0.0% | 86.6% | 11.4% | 2.0% | 0.0% |
| INGRESO-HORA | 73.6% | 26.4% | 92.8% | 7.2% | 0.0% | 87.2% | 12.1% | 0.6% | 0.0% |
| INGRESO-MES | 73.2% | 26.8% | 90.7% | 9.3% | 0.0% | 48.5% | 40.8% | 9.6% | 1.1% |
| INGRESO NO DISC | 73.5% | 26.5% | 78.5% | 14.3% | 7.1% | 58.9% | 23.2% | 13.0% | 4.8% |
| 2003 | Primero | Segundo | primero | segundo | tercero | primero | segundo | tercero | cuarto |
| SALARIO-HORA | 73.8% | 26.2% | 82.0% | 14.8% | 3.2% | 44.1% | 42.0% | 11.5% | 2.3% |
| SALARIO-MES | 73.2% | 26.8% | 82.5% | 15.4% | 2.1% | 37.3% | 48.7% | 12.4% | 1.6% |
| GANANCIA-HORA | 75.6% | 24.4% | 96.2% | 3.8% | 0.0% | 83.7% | 13.5% | 2.5% | 0.3% |
| GANANCIA-MES | 70.1% | 29.9% | 89.5% | 9.6% | 0.9% | 67.2% | 25.5% | 6.5% | 0.8% |
| INGRESO-HORA | 74.1% | 25.9% | 91.4% | 8.6% | 0.0% | 81.9% | 14.0% | 3.8% | 0.3% |
| INGRESO-MES | 71.9% | 28.1% | 86.5% | 12.5% | 1.0% | 50.0% | 38.6% | 9.9% | 1.5% |
| INGRESO NO DISC | 73.9% | 26.1% | 80.3% | 13.1% | 6.6% | 59.9% | 22.6% | 11.6% | 6.0% |
| 2006 | Primero | Segundo | primero | segundo | tercero | primero | segundo | tercero | cuarto |
| SALARIO-HORA | 73.8% | 26.2% | 91.3% | 8.7% | 0.0% | 76.5% | 17.8% | 5.3% | 0.4% |
| SALARIO-MES | 72.6% | 27.4% | 90.8% | 9.2% | 0.0% | 34.2% | 56.7% | 9.0% | 0.2% |
| GANANCIA-HORA | 76.1% | 23.9% | 96.8% | 3.0% | 0.2% | 87.1% | 11.3% | 1.4% | 0.2% |
| GANANCIA-MES | 70.5% | 29.5% | 96.0% | 4.0% | 0.0% | 71.1% | 24.9% | 3.9% | 0.1% |
| INGRESO-HORA | 73.4% | 26.6% | 92.3% | 7.6% | 0.1% | 85.6% | 13.2% | 1.2% | 0.1% |
| INGRESO-MES | 71.4% | 28.6% | 92.4% | 7.6% | 0.0% | 47.8% | 44.6% | 7.4% | 0.2% |
| INGRESO NO DISC | 74.8% | 25.2% | 79.2% | 17.0% | 3.8% | 75.5% | 12.2% | 9.0% | 3.3% |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

Los índices de polarización de Esteban y Ray (1994) y de Esteban, Gradín y Ray (1999) para el total de la población en todo el período de estudio se presentan en la Tabla 54 y en la Tabla 55. En los primeros, que no corrigen por la heterogeneidad presente en los grupos, se observa una tendencia ligeramente decreciente a la reducción en la polarización para todos los tipos de ingreso, con excepción del ingreso mes, el cual presenta, para cualquier grado de sensibilidad respecto a la polarización.

Esta misma tendencia se presenta en los índices de Esteban, Gradín y Ray (1999). El factor de corrección usado para su cálculo y presentado en tabla 56, muestra homogeneidad y estabilidad en todos los tipos de ingresos a lo largo del período para el caso de bi-polarización.

El nivel de polarización medido a través de estos índices es superior al que exhiben los países industrializados analizados en Esteban, Gradín y Ray (1999). En ellos, aunque hay evidencia de tres polos, los índices de bi-polarización y de tri-polarización no superan el valor de 0.16, cuando el parámetro de sensibilidad a la polarización toma el valor de 1. Aunque como se indicó anteriormente estos índices están calculados sobre el ingreso individual y no sobre el ingreso personal, igual dan una idea sobre cuán grande puede ser el grado de polarización observado en los datos Colombianos.

TABLA 54: ÍNDICE DE POLARIZACIÓN DE ESTEBAN Y RAY (1994), TOTAL TRABAJADORES 2000-2006

SENSIBILIDAD RESPECTO A LA POLARIZACIÓN

| VARIABLE | Obs | alpha=1 | | | alpha=1.3 | | | alpha=1.6 | | |
|---------------|-------|----------|----------|----------|-----------|----------|----------|-----------|----------|----------|
| | | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos |
| 2000 | | | | | | | | | | |
| SALARIO-HORA | 14572 | 0.360 | 0.302 | 0.348 | 0.305 | 0.276 | 0.281 | 0.262 | 0.258 | 0.252 |
| SALARIO-MES | 20146 | 0.318 | 0.278 | 0.332 | 0.267 | 0.250 | 0.175 | 0.228 | 0.231 | 0.138 |
| GANANCIA-HORA | 14530 | 0.417 | 0.240 | 0.340 | 0.357 | 0.234 | 0.317 | 0.311 | 0.230 | 0.305 |
| GANANCIA-MES | 17302 | 0.417 | 0.249 | 0.419 | 0.358 | 0.242 | 0.340 | 0.312 | 0.238 | 0.314 |
| INGRESO-HORA | 34639 | 0.385 | 0.250 | 0.318 | 0.327 | 0.239 | 0.293 | 0.282 | 0.232 | 0.278 |
| INGRESO-MES | 34718 | 0.358 | 0.221 | 0.379 | 0.301 | 0.212 | 0.206 | 0.257 | 0.206 | 0.159 |
| 2003 | | | | | | | | | | |
| SALARIO-HORA | 14267 | 0.352 | 0.306 | 0.300 | 0.300 | 0.279 | 0.266 | 0.260 | 0.260 | 0.246 |
| SALARIO-MES | 19735 | 0.321 | 0.285 | 0.318 | 0.271 | 0.256 | 0.184 | 0.233 | 0.235 | 0.145 |
| GANANCIA-HORA | 14257 | 0.401 | 0.264 | 0.362 | 0.343 | 0.253 | 0.325 | 0.298 | 0.247 | 0.305 |
| GANANCIA-MES | 16038 | 0.399 | 0.315 | 0.372 | 0.335 | 0.295 | 0.250 | 0.284 | 0.282 | 0.198 |
| INGRESO-HORA | 33985 | 0.372 | 0.298 | 0.348 | 0.319 | 0.278 | 0.297 | 0.278 | 0.264 | 0.273 |
| INGRESO-MES | 34002 | 0.352 | 0.290 | 0.340 | 0.299 | 0.268 | 0.206 | 0.259 | 0.252 | 0.160 |
| 2006 | | | | | | | | | | |
| SALARIO-HORA | 15827 | 0.331 | 0.260 | 0.300 | 0.282 | 0.243 | 0.266 | 0.244 | 0.232 | 0.246 |
| SALARIO-MES | 22360 | 0.299 | 0.243 | 0.306 | 0.255 | 0.225 | 0.182 | 0.220 | 0.213 | 0.149 |
| GANANCIA-HORA | 15816 | 0.410 | 0.270 | 0.361 | 0.353 | 0.262 | 0.331 | 0.310 | 0.257 | 0.315 |
| GANANCIA-MES | 18786 | 0.390 | 0.293 | 0.396 | 0.333 | 0.278 | 0.303 | 0.289 | 0.268 | 0.269 |
| INGRESO-HORA | 38164 | 0.363 | 0.257 | 0.348 | 0.310 | 0.245 | 0.297 | 0.270 | 0.238 | 0.273 |
| INGRESO-MES | 38187 | 0.335 | 0.246 | 0.315 | 0.283 | 0.233 | 0.205 | 0.242 | 0.224 | 0.162 |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

TABLA 55: ÍNDICE DE POLARIZACIÓN DE ESTEBAN, GRADÍN Y RAY (1999), TOTAL TRABAJADORES 2000-2006.

| SENSIBILIDAD RESPECTO A LA POLARIZACIÓN | | | | | | | | | | | |
|---|-------------|------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| Variable | 2000 | Obs | alpha=1 | | | alpha=1.3 | | | alpha=1.6 | | |
| | | | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos |
| SALARIO-HORA | | 14572 | 0.238 | 0.132 | 0.252 | 0.183 | 0.106 | 0.186 | 0.140 | 0.089 | 0.156 |
| SALARIO-MES | | 20146 | 0.203 | 0.144 | 0.277 | 0.152 | 0.117 | 0.120 | 0.113 | 0.097 | 0.083 |
| GANANCIA-HORA | | 14530 | 0.270 | -0.083 | 0.127 | 0.210 | -0.089 | 0.104 | 0.164 | -0.092 | 0.093 |
| GANANCIA-MES | | 17302 | 0.260 | -0.075 | 0.271 | 0.201 | -0.082 | 0.192 | 0.155 | -0.086 | 0.166 |
| INGRESO-HORA | | 34639 | 0.250 | -0.018 | 0.129 | 0.192 | -0.029 | 0.103 | 0.148 | -0.036 | 0.088 |
| INGRESO-MES | | 34718 | 0.219 | 0.221 | 0.317 | 0.163 | 0.212 | 0.144 | 0.118 | 0.206 | 0.096 |
| | 2003 | Obs | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos |
| SALARIO-HORA | | 14267 | 0.231 | 0.161 | 0.175 | 0.231 | 0.134 | 0.141 | 0.179 | 0.115 | 0.122 |
| SALARIO-MES | | 19735 | 0.201 | 0.149 | 0.258 | 0.201 | 0.120 | 0.124 | 0.151 | 0.099 | 0.085 |
| GANANCIA-HORA | | 14257 | 0.260 | -0.012 | 0.207 | 0.260 | -0.023 | 0.169 | 0.201 | -0.029 | 0.149 |
| GANANCIA-MES | | 16038 | 0.245 | 0.084 | 0.308 | 0.245 | 0.064 | 0.185 | 0.181 | 0.051 | 0.134 |
| INGRESO-HORA | | 33985 | 0.241 | 0.298 | 0.232 | 0.187 | 0.278 | 0.180 | 0.147 | 0.264 | 0.156 |
| INGRESO-MES | | 34002 | 0.213 | 0.100 | 0.317 | 0.161 | 0.078 | 0.144 | 0.120 | 0.062 | 0.096 |
| | 2006 | Obs | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos |
| SALARIO-HORA | | 15827 | 0.212 | 0.077 | 0.175 | 0.163 | 0.060 | 0.141 | 0.125 | 0.049 | 0.122 |
| SALARIO-MES | | 22360 | 0.183 | 0.077 | 0.239 | 0.138 | 0.059 | 0.114 | 0.104 | 0.047 | 0.081 |
| GANANCIA-HORA | | 15816 | 0.267 | -0.008 | 0.196 | 0.210 | -0.016 | 0.165 | 0.167 | -0.021 | 0.150 |
| GANANCIA-MES | | 18786 | 0.239 | 0.050 | 0.290 | 0.182 | 0.035 | 0.198 | 0.139 | 0.025 | 0.163 |
| INGRESO-HORA | | 38164 | 0.231 | 0.103 | 0.156 | 0.179 | 0.083 | 0.129 | 0.138 | 0.069 | 0.113 |
| INGRESO-MES | | 38187 | 0.199 | 0.027 | 0.242 | 0.147 | 0.013 | 0.132 | 0.106 | 0.004 | 0.088 |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

TABLA 56: CORRECCIÓN DE ERROR DE APROXIMACIÓN EN LA MEDIDA DE ESTEBAN, GRADÍN Y RAY (1999), TOTAL TRABAJADORES 2000-2006.

| ERROR DE APROXIMACIÓN | | | | |
|-----------------------|------|----------|----------|----------|
| VARIABLE | 2000 | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos |
| SALARIO-HORA | | 0.122 | 0.170 | 0.095 |
| SALARIO-MES | | 0.115 | 0.133 | 0.056 |
| GANANCIA-HORA | | 0.147 | 0.322 | 0.213 |
| GANANCIA-MES | | 0.157 | 0.324 | 0.148 |
| INGRESO-HORA | | 0.135 | 0.268 | 0.190 |
| INGRESO-MES | | 0.139 | 0.000 | 0.062 |
| | 2003 | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos |
| SALARIO-HORA | | 0.121 | 0.145 | 0.125 |
| SALARIO-MES | | 0.120 | 0.136 | 0.060 |
| GANANCIA-HORA | | 0.141 | 0.276 | 0.155 |
| GANANCIA-MES | | 0.154 | 0.231 | 0.064 |
| INGRESO-HORA | | 0.132 | 0.000 | 0.117 |
| INGRESO-MES | | 0.139 | 0.190 | 0.023 |
| | 2006 | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos |
| SALARIO-HORA | | 0.119 | 0.183 | 0.125 |
| SALARIO-MES | | 0.117 | 0.166 | 0.068 |
| GANANCIA-HORA | | 0.143 | 0.278 | 0.166 |
| GANANCIA-MES | | 0.151 | 0.243 | 0.106 |
| INGRESO-HORA | | 0.132 | 0.154 | 0.192 |
| INGRESO-MES | | 0.136 | 0.220 | 0.073 |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

La separación de los ingresos por género ya no tiene puntos de referencia más que aquél de la distribución agrupada previamente explicado, debido a que este análisis es pionero para el país. Lo primero que resalta de la comparación entre sexos es que, a diferencia de la fuerte tendencia a la reducción de la polarización presentada a partir del índice de Wolfson y una presencia mayor de polarización en mujeres que en hombres, los índices de Esteban, Gradín y Ray muestran una tendencia bastante estable a lo largo de los años analizados, y de menor polarización para las mujeres en el caso de los salarios-hora y el salario mensual y los ingresos por trabajo hora de los no asalariados (ver Tablas 57 y 59). Esto ocurre por el factor de corrección de la heterogenidad entre los grupos, ya que el índice de Esteban y Ray en las Tabla 56 y Tabla 61, exhiben valores de polarización muy similares entre los dos grupos, pero ligeramente superiores para las mujeres.

TABLA 57: ÍNDICE DE POLARIZACIÓN DE ESTEBAN Y RAY (1994), TOTAL HOMBRES 2000-2006

| SENSIBILIDAD RESPECTO A LA POLARIZACIÓN | | | | | | | | | | | |
|---|-------|-------|----------|----------|----------|-----------|----------|----------|-----------|----------|----------|
| VARIABLE | 2000 | Obs | alpha=1 | | | alpha=1.3 | | | alpha=1.6 | | |
| | | | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos |
| SALARIO-HORA | 8651 | 8651 | 0.359 | 0.282 | 0.424 | 0.305 | 0.263 | 0.320 | 0.265 | 0.251 | 0.289 |
| SALARIO-MES | 10436 | 10436 | 0.316 | 0.259 | 0.299 | 0.267 | 0.240 | 0.233 | 0.228 | 0.226 | 0.203 |
| GANANCIA-HORA | 8627 | 8627 | 0.418 | 0.208 | 0.351 | 0.360 | 0.205 | 0.325 | 0.316 | 0.203 | 0.312 |
| GANANCIA-MES | 8651 | 8651 | 0.396 | 0.260 | 0.424 | 0.335 | 0.251 | 0.320 | 0.288 | 0.245 | 0.289 |
| INGRESO-HORA | 19029 | 19029 | 0.385 | 0.227 | 0.309 | 0.328 | 0.219 | 0.287 | 0.283 | 0.215 | 0.275 |
| INGRESO-MES | 19087 | 19087 | 0.352 | 0.223 | 0.337 | 0.298 | 0.214 | 0.282 | 0.256 | 0.208 | 0.257 |
| | 2003 | Obs | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos |
| SALARIO-HORA | 8019 | 8019 | 0.352 | 0.307 | 0.375 | 0.301 | 0.281 | 0.279 | 0.262 | 0.263 | 0.243 |
| SALARIO-MES | 10094 | 10094 | 0.320 | 0.288 | 0.314 | 0.271 | 0.258 | 0.187 | 0.234 | 0.235 | 0.153 |
| GANANCIA-HORA | 8011 | 8011 | 0.401 | 0.280 | 0.361 | 0.345 | 0.268 | 0.322 | 0.303 | 0.260 | 0.304 |
| GANANCIA-MES | 8019 | 8019 | 0.374 | 0.273 | 0.375 | 0.316 | 0.259 | 0.279 | 0.271 | 0.250 | 0.243 |
| INGRESO-HORA | 18098 | 18098 | 0.343 | 0.289 | 0.342 | 0.293 | 0.272 | 0.301 | 0.254 | 0.261 | 0.280 |
| INGRESO-MES | 18113 | 18113 | 0.373 | 0.290 | 0.333 | 0.319 | 0.267 | 0.263 | 0.278 | 0.251 | 0.233 |
| | 2006 | Obs | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos |
| SALARIO-HORA | 9393 | 9393 | 0.336 | 0.255 | 0.384 | 0.287 | 0.242 | 0.270 | 0.250 | 0.233 | 0.232 |
| SALARIO-MES | 11670 | 11670 | 0.300 | 0.253 | 0.297 | 0.254 | 0.234 | 0.181 | 0.219 | 0.221 | 0.151 |
| GANANCIA-HORA | 9389 | 9389 | 0.403 | 0.275 | 0.363 | 0.348 | 0.266 | 0.329 | 0.306 | 0.260 | 0.313 |
| GANANCIA-MES | 9393 | 9393 | 0.368 | 0.301 | 0.384 | 0.316 | 0.283 | 0.270 | 0.277 | 0.271 | 0.232 |
| INGRESO-HORA | 21047 | 21047 | 0.365 | 0.256 | 0.326 | 0.314 | 0.245 | 0.295 | 0.275 | 0.239 | 0.279 |
| INGRESO-MES | 21063 | 21063 | 0.330 | 0.259 | 0.314 | 0.281 | 0.244 | 0.251 | 0.244 | 0.233 | 0.222 |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

TABLA 58: ÍNDICE DE POLARIZACIÓN DE ESTEBAN, GRADÍN Y RAY (1999), TOTAL HOMBRES 2000-2006.

| SENSIBILIDAD RESPECTO A LA POLARIZACIÓN | | | | | | | | | | | |
|---|-------|-------|----------|----------|----------|-----------|----------|----------|-----------|----------|----------|
| VARIABLE | 2000 | Obs | alpha=1 | | | alpha=1.3 | | | alpha=1.6 | | |
| | | | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos |
| SALARIO-HORA | 8651 | 8651 | 0.242 | 0.097 | 0.307 | 0.189 | 0.078 | 0.202 | 0.148 | 0.065 | 0.172 |
| SALARIO-MES | 10436 | 10436 | 0.207 | 0.106 | 0.234 | 0.158 | 0.086 | 0.168 | 0.119 | 0.072 | 0.138 |
| GANANCIA-HORA | 8627 | 8627 | 0.274 | -0.145 | 0.151 | 0.215 | -0.149 | 0.125 | 0.171 | -0.151 | 0.112 |
| GANANCIA-MES | 8651 | 8651 | 0.248 | -0.021 | 0.307 | 0.187 | -0.031 | 0.202 | 0.139 | -0.036 | 0.172 |
| INGRESO-HORA | 19029 | 19029 | 0.253 | -0.063 | 0.110 | 0.195 | -0.071 | 0.088 | 0.151 | -0.075 | 0.076 |
| INGRESO-MES | 19087 | 19087 | 0.221 | -0.035 | 0.223 | 0.167 | -0.044 | 0.168 | 0.126 | -0.050 | 0.142 |
| | 2003 | Obs | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos |
| SALARIO-HORA | 8019 | 8019 | 0.236 | 0.172 | 0.288 | 0.185 | 0.146 | 0.192 | 0.146 | 0.128 | 0.156 |
| SALARIO-MES | 10094 | 10094 | 0.208 | 0.173 | 0.250 | 0.160 | 0.143 | 0.124 | 0.122 | 0.120 | 0.090 |
| GANANCIA-HORA | 8011 | 8011 | 0.263 | 0.024 | 0.206 | 0.207 | 0.012 | 0.167 | 0.165 | 0.005 | 0.149 |
| GANANCIA-MES | 8019 | 8019 | 0.233 | 0.035 | 0.288 | 0.176 | 0.021 | 0.192 | 0.131 | 0.012 | 0.156 |
| INGRESO-HORA | 18098 | 18098 | 0.246 | 0.086 | 0.217 | 0.192 | 0.069 | 0.177 | 0.151 | 0.058 | 0.155 |
| INGRESO-MES | 18113 | 18113 | 0.217 | 0.122 | 0.244 | 0.166 | 0.099 | 0.173 | 0.127 | 0.083 | 0.144 |
| | 2006 | Obs | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos |
| SALARIO-HORA | 9393 | 9393 | 0.221 | 0.068 | 0.305 | 0.172 | 0.054 | 0.192 | 0.135 | 0.046 | 0.154 |
| SALARIO-MES | 11670 | 11670 | 0.191 | 0.113 | 0.229 | 0.146 | 0.094 | 0.113 | 0.111 | 0.081 | 0.083 |
| GANANCIA-HORA | 9389 | 9389 | 0.266 | 0.015 | 0.212 | 0.211 | 0.006 | 0.178 | 0.170 | 0.000 | 0.161 |
| GANANCIA-MES | 9393 | 9393 | 0.232 | 0.107 | 0.305 | 0.180 | 0.088 | 0.192 | 0.141 | 0.076 | 0.154 |
| INGRESO-HORA | 21047 | 21047 | 0.238 | 0.024 | 0.180 | 0.187 | 0.013 | 0.149 | 0.148 | 0.006 | 0.133 |
| INGRESO-MES | 21063 | 21063 | 0.206 | 0.071 | 0.231 | 0.157 | 0.055 | 0.168 | 0.120 | 0.045 | 0.140 |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

TABLA 59: ÍNDICE DE POLARIZACIÓN DE ESTEBAN Y RAY (1994), TOTAL MUJERES 2000-2006

| SENSIBILIDAD RESPECTO A LA POLARIZACIÓN | | | | | | | | | | | |
|---|-------|-------|----------|----------|----------|-----------|----------|----------|-----------|----------|----------|
| Variable | 2000 | Obs | alpha=1 | | | alpha=1.3 | | | alpha=1.6 | | |
| | | | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos |
| SALARIO-HORA | 5921 | 5921 | 0.363 | 0.300 | 0.434 | 0.305 | 0.273 | 0.352 | 0.261 | 0.254 | 0.330 |
| SALARIO-MES | 9710 | 9710 | 0.315 | 0.280 | 0.329 | 0.265 | 0.249 | 0.169 | 0.225 | 0.226 | 0.127 |
| GANANCIA-HORA | 5903 | 5903 | 0.414 | 0.251 | 0.342 | 0.352 | 0.244 | 0.315 | 0.304 | 0.239 | 0.303 |
| GANANCIA-MES | 8651 | 8651 | 0.440 | 0.264 | 0.424 | 0.374 | 0.256 | 0.320 | 0.323 | 0.251 | 0.289 |
| INGRESO-HORA | 15610 | 15610 | 0.383 | 0.268 | 0.331 | 0.325 | 0.252 | 0.298 | 0.280 | 0.242 | 0.279 |
| INGRESO-MES | 15631 | 15631 | 0.361 | 0.300 | 0.360 | 0.306 | 0.273 | 0.220 | 0.263 | 0.254 | 0.170 |
| INGRESO NO DISC | 8526 | 8526 | 0.256 | 0.160 | 0.224 | 0.217 | 0.132 | 0.150 | 0.187 | 0.112 | 0.120 |
| | 2003 | Obs | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos |
| SALARIO-HORA | 6248 | 6248 | 0.352 | 0.313 | 0.412 | 0.299 | 0.280 | 0.300 | 0.133 | 0.256 | 0.253 |
| SALARIO-MES | 9641 | 9641 | 0.319 | 0.284 | 0.322 | 0.271 | 0.254 | 0.182 | 0.107 | 0.232 | 0.139 |
| GANANCIA-HORA | 6246 | 6246 | 0.400 | 0.237 | 0.370 | 0.342 | 0.229 | 0.323 | 0.154 | 0.224 | 0.299 |
| GANANCIA-MES | 8019 | 8019 | 0.423 | 0.348 | 0.375 | 0.355 | 0.324 | 0.279 | 0.148 | 0.307 | 0.243 |
| INGRESO-HORA | 15887 | 15887 | 0.371 | 0.281 | 0.348 | 0.315 | 0.262 | 0.295 | 0.242 | 0.249 | 0.270 |
| INGRESO-MES | 15889 | 15889 | 0.357 | 0.313 | 0.352 | 0.301 | 0.280 | 0.221 | 0.109 | 0.256 | 0.172 |
| INGRESO NO DISC | 9600 | 9600 | 0.277 | 0.245 | 0.230 | 0.235 | 0.218 | 0.162 | 0.203 | 0.198 | 0.131 |
| | 2003 | Obs | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos |
| SALARIO-HORA | 6434 | 6434 | 0.326 | 0.244 | 0.439 | 0.277 | 0.227 | 0.317 | 0.239 | 0.216 | 0.274 |
| SALARIO-MES | 10690 | 10690 | 0.298 | 0.224 | 0.369 | 0.252 | 0.208 | 0.185 | 0.216 | 0.197 | 0.147 |
| GANANCIA-HORA | 6427 | 6427 | 0.420 | 0.260 | 0.379 | 0.360 | 0.254 | 0.342 | 0.314 | 0.250 | 0.322 |
| GANANCIA-MES | 9393 | 9393 | 0.418 | 0.252 | 0.384 | 0.351 | 0.243 | 0.270 | 0.298 | 0.238 | 0.232 |
| INGRESO-HORA | 17117 | 17117 | 0.361 | 0.272 | 0.323 | 0.306 | 0.256 | 0.289 | 0.263 | 0.245 | 0.269 |
| INGRESO-MES | 17124 | 17124 | 0.338 | 0.244 | 0.395 | 0.285 | 0.227 | 0.222 | 0.243 | 0.216 | 0.174 |
| INGRESO NO DISC | 10662 | 10662 | 0.257 | 0.232 | 0.239 | 0.219 | 0.205 | 0.191 | 0.190 | 0.184 | 0.170 |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

TABLA 60: ÍNDICE DE POLARIZACIÓN DE ESTEBAN, GRADÍN Y RAY (1999), TOTAL MUJERES 2000-2006.

| SENSIBILIDAD RESPECTO A LA POLARIZACIÓN | | | | | | | | | | | |
|---|-------|-------|----------|----------|----------|-----------|----------|----------|-----------|----------|----------|
| Variable | 2000 | Obs | alpha=1 | | | alpha=1.3 | | | alpha=1.6 | | |
| | | | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos |
| SALARIO-HORA | 5921 | 5921 | 0.238 | 0.120 | 0.264 | 0.181 | 0.093 | 0.182 | 0.137 | 0.074 | 0.160 |
| SALARIO-MES | 9710 | 9710 | 0.198 | 0.151 | 0.284 | 0.147 | 0.120 | 0.125 | 0.108 | 0.097 | 0.083 |
| GANANCIA-HORA | 5903 | 5903 | 0.265 | -0.058 | 0.132 | 0.203 | -0.066 | 0.106 | 0.155 | -0.070 | 0.093 |
| GANANCIA-MES | 8651 | 8651 | 0.284 | -0.065 | 0.307 | 0.218 | -0.073 | 0.202 | 0.167 | -0.078 | 0.172 |
| INGRESO-HORA | 15610 | 15610 | 0.247 | 0.019 | 0.155 | 0.189 | 0.003 | 0.122 | 0.144 | -0.007 | 0.102 |
| INGRESO-MES | 15631 | 15631 | 0.217 | 0.041 | 0.303 | 0.162 | 0.022 | 0.163 | 0.119 | 0.009 | 0.113 |
| INGRESO NO DISC | 8526 | 8526 | 0.180 | 0.227 | 0.195 | 0.141 | 0.200 | 0.121 | 0.111 | 0.179 | 0.091 |
| | 2003 | Obs | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos |
| SALARIO-HORA | 6248 | 6248 | 0.228 | 0.188 | 0.336 | 0.174 | 0.154 | 0.223 | 0.133 | 0.130 | 0.177 |
| SALARIO-MES | 9641 | 9641 | 0.194 | 0.151 | 0.275 | 0.145 | 0.121 | 0.135 | 0.107 | 0.099 | 0.092 |
| GANANCIA-HORA | 6246 | 6246 | 0.256 | -0.069 | 0.235 | 0.198 | -0.077 | 0.189 | 0.154 | -0.082 | 0.165 |
| GANANCIA-MES | 8019 | 8019 | 0.271 | 0.139 | 0.288 | 0.202 | 0.115 | 0.192 | 0.148 | 0.099 | 0.156 |
| INGRESO-HORA | 15887 | 15887 | 0.236 | 0.057 | 0.223 | 0.181 | 0.038 | 0.170 | 0.342 | 0.025 | 0.145 |
| INGRESO-MES | 15889 | 15889 | 0.209 | 0.126 | 0.299 | 0.153 | 0.099 | 0.168 | 0.109 | 0.080 | 0.118 |
| INGRESO NO DISC | 9600 | 9600 | 0.195 | 0.168 | 0.199 | 0.153 | 0.141 | 0.131 | 0.121 | 0.121 | 0.100 |
| | 2003 | Obs | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos |
| SALARIO-HORA | 6434 | 6434 | 0.204 | 0.041 | 0.342 | 0.155 | 0.024 | 0.220 | 0.117 | 0.013 | 0.176 |
| SALARIO-MES | 10690 | 10690 | 0.175 | 0.030 | 0.301 | 0.129 | 0.014 | 0.118 | 0.093 | 0.003 | 0.079 |
| GANANCIA-HORA | 6427 | 6427 | 0.271 | -0.045 | 0.223 | 0.211 | -0.051 | 0.186 | 0.165 | -0.055 | 0.166 |
| GANANCIA-MES | 9393 | 9393 | 0.263 | -0.068 | 0.305 | 0.196 | -0.077 | 0.192 | 0.143 | -0.082 | 0.154 |
| INGRESO-HORA | 17117 | 17117 | 0.225 | 0.051 | 0.173 | 0.170 | 0.035 | 0.139 | 0.331 | 0.024 | 0.119 |
| INGRESO-MES | 17124 | 17124 | 0.192 | 0.001 | 0.328 | 0.138 | -0.013 | 0.155 | 0.097 | -0.023 | 0.106 |
| INGRESO NO DISC | 10662 | 10662 | 0.181 | 0.162 | 0.186 | 0.143 | 0.134 | 0.138 | 0.114 | 0.114 | 0.117 |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

TABLA 61: CORRECCIÓN DE ERROR DE APROXIMACIÓN EN LA MEDIDA DE ESTEBAN, GRADÍN Y RAY (1999), TOTAL MUJERES 2000-2006.

| ERROR DE APROXIMACIÓN | | | | |
|-----------------------|-------|----------|----------|----------|
| VARIABLE | Obs | 2 grupos | 3 grupos | 4 grupos |
| 2000 | | | | |
| SALARIO-HORA | 5921 | 0.124 | 0.180 | 0.170 |
| SALARIO-MES | 9710 | 0.117 | 0.129 | 0.044 |
| GANANCIA-HORA | 5903 | 0.149 | 0.309 | 0.210 |
| GANANCIA-MES | 8651 | 0.155 | 0.329 | 0.117 |
| INGRESO-HORA | 15610 | 0.136 | 0.249 | 0.176 |
| INGRESO-MES | 15631 | 0.144 | 0.259 | 0.057 |
| INGRESO NO DISC | 8526 | 0.076 | -0.067 | 0.029 |
| 2003 | | | | |
| SALARIO-HORA | 6248 | 0.125 | 0.126 | 0.077 |
| SALARIO-MES | 9641 | 0.125 | 0.134 | 0.047 |
| GANANCIA-HORA | 6246 | 0.144 | 0.306 | 0.134 |
| GANANCIA-MES | 8019 | 0.153 | 0.209 | 0.087 |
| INGRESO-HORA | 15887 | 0.134 | 0.224 | 0.125 |
| INGRESO-MES | 15889 | 0.148 | 0.187 | 0.053 |
| INGRESO NO DISC | 9600 | 0.083 | 0.077 | 0.031 |
| 2006 | | | | |
| SALARIO-HORA | 6434 | 0.122 | 0.203 | 0.097 |
| SALARIO-MES | 10690 | 0.122 | 0.195 | 0.067 |
| GANANCIA-HORA | 6427 | 0.149 | 0.305 | 0.156 |
| GANANCIA-MES | 9393 | 0.155 | 0.320 | 0.078 |
| INGRESO-HORA | 17117 | 0.136 | 0.220 | 0.150 |
| INGRESO-MES | 17124 | 0.146 | 0.243 | 0.068 |
| INGRESO NO DISC | 10662 | 0.076 | 0.070 | 0.053 |

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

Lo segundo que destaca de las tablas para mujeres es que el efecto que tiene eliminar las diferencias en remuneración por características productivas: El índice de Esteban, Gradín y Ray (1999) reporta una diferencia de casi diez puntos porcentuales entre el salario-hora efectivamente percibido por las mujeres y el salario en ausencia de discriminación, esto es, una reducción mucho más moderada que la que exhibe el índice de Wolfson (1994)

El anterior análisis por tanto pone de manifiesto cuál es la medida óptima de bipolarización, si aquella que separa a los grupos a través de la mediana o aquella que los separa a través de la media. En la primera se separa al 50% de la población en dos grupos, mientras en la segunda, a través del algoritmo de Aglevi y Mehran (1981) se define una partición óptima. Como lo muestran las

TABLA 51 a 43, en el polo de bajos ingresos, el porcentaje de personas se sitúa alrededor el 70% .

Decidirse por una u otra medida pasa por el conocimiento de la forma de la distribución de ingresos. Una estimación no paramétrica⁶⁴ de la densidad⁶⁵ para los ingresos hora normalizados por la media en el 2000, presentada en la ILUSTRACIÓN 20, muestra una imagen recurrente en los datos de los ingresos analizados que se encuentran completas en los anexos de este capítulo⁶⁶: las distribuciones de ingresos en Colombia son fuertemente asimétricas a la derecha⁶⁷ y tienen un elevado grado de kurtosis. Así mismo en la gráfica se señalan a través de barras verticales, la mediana y la media de la distribución, esta última de valor unitario por construcción. Como se observa en la gráfica, al igual que en los anexos, el algoritmo de Aglevi y Mehran (1981), da más importancia a la cola larga de la distribución que lo que hace el criterio de la mediana usado en el indicador de Wolfson (1994), con lo cual, pareciera que separa, de manera más eficiente los grupos heterogéneos.

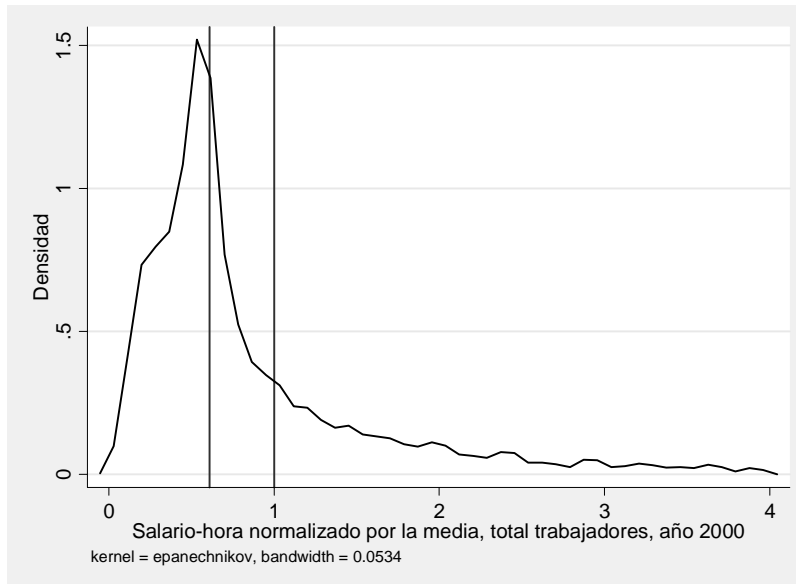
⁶⁴ Silverman (1986)

⁶⁵ Se utilizó una función Kernel para obtener una estimación de la densidad de cada tipo de ingresos con núcleo Epanechnikov y su correspondiente ventana endógena.

⁶⁶ Los gráficos presentados están basados en toda la información disponible. Sin embargo se presentan en el rango normalizado (1,4) para poder apreciar la separación de los grupos a partir del criterio de Wolfson (1994) y el de Esteban, Gradín y Ray (1999)

⁶⁷ Las estimaciones para los otros ingresos considerados para los grupos de referencia se encuentran en los anexos E1 a E16.

ILUSTRACIÓN 20: DENSIDAD DEL INGRESO HORA, TOTAL ASALARIADOS, AÑO 2000



Elaboración propia a partir de la ECH

La gráfica anterior, así como los anexos también dejan una pregunta abierta: ¿Puede el segundo grupo de la distribución ser considerado efectivamente como un polo, dada la alta dispersión presente en él? Claramente el segundo polo viola el supuesto de homogeneidad en los grupos, es decir, la identificación exigida por Esteban y Ray (1994) para identificar polarización. El criterio de la mediana empleado en el índice Wolfson, deja en el polo alto, una mayor dispersión que la presente en Esteban, Gradín y Ray (1999).

El problema no es del índice, sino del algoritmo usado para la partición de los grupos que está basado exclusivamente en promedios. Una línea de investigación que se desprende de este análisis es, por tanto, la búsqueda de criterios alternativos que permitan separar grupos mucho más homogéneos entre sí. Claramente, el proceso pasa por incluir dentro de éste momentos de orden superior: reconocer explícitamente la presencia de modas significativas, puede permitir avanzar en este campo.

De lo anterior se concluye que la evidencia de bi-polarización de ingresos personales presentada en este capítulo así como sus tendencias, dadas las características particulares de las distribuciones de ingreso de los datos colombianos se refleja mejor en el índice de Esteban, Gradín y Ray (1999), que en el índice de Wolfson (1994). Por tal razón, la evidencia apunta a un comportamiento estable de la polarización para el período analizado y bastante similar entre hombres y mujeres y con niveles de polarización que pueden ser considerados altos en relación con países industrializados.

Sea cual sea la selección del índice por parte del investigador, lo que sí parece estar bastante claro a la luz de la evidencia empírica, es que la eliminación en las diferencias en remuneración entre hombres y mujeres contribuye de más a reducir la polarización que la desigualdad: mientras la reducción del índice de Gini, la del índice de Esteban, Gradín y Ray (1999) de polarización, parece estar alrededor de diez puntos porcentuales.

4.6. CONCLUSIONES

El trabajo realizado, permitió evidenciar la presencia de altos y estables niveles de bipolarización para los ingresos personales por trabajo en Colombia metropolitana a través del índice de Esteban, Gradín y Ray (1999), el cual, pese a ser criticable por la forma en que el algoritmo de separación de grupos se traduce en polos con alta heterogeneidad -baja identificación de grupo-, parece ser una mejor medida que la de Wolfson, que no solo separa los grupos indefectiblemente por la mediana, sino que además no reconoce de manera explícita, que la polarización no solo implica antagonismo entre grupos, sino también identificación al interior de los mismos: justamente es la acción de estas dos fuerzas la que le otorga la solidez teórica al índice de Esteban y Ray (1994), ya que la polarización, desde sus orígenes en la desaparición de la clase media, es considerada como un problema no solo por las diferencias en oportunidades, que en este caso pueden tener los individuos pertenecientes a los grupos bajos, sino además por ser fuente de tensiones sociales que pueden afectar el desempeño de los mercados, en este estudio particular, del mercado de trabajo.

Así mismo, este estudio evidencia que la remuneración igualitaria por características productivas contribuye, de manera importante a la reducción de la desigualdad y la polarización de las mujeres asalariadas, con lo que establece un vínculo empírico directo entre las diferencias salariales no explicadas de hombres y mujeres y la desigualdad del ingreso.

De esta forma el trabajo abre dos grandes líneas de investigación; la primera, como se dijo en el cierre del apartado anterior, consiste en el planteamiento de criterios alternativos de separación de grupos que reconozcan de forma explícita la homogeneidad interna de los polos formados, criterio deseable para evidenciar polarización, lo que puede hacer más eficiente el criterio de corrección planteado en la medida de Esteban, Gradín y Ray (1994). La segunda, es el vínculo teórico, explicado a través de modelos económicos entre la dinámica del mercado de trabajo femenino con la desigualdad y polarización de los ingresos vía diferencias salariales por sexo.

4.7. ANEXOS

TABLA 62: PARTICIONES OPTIMAS DE GRUPOS PARA EL CÁLCULO DE LAS MEDIDAS DE ESTEBAN Y RAY (1994) Y ESTEBAN, GRADÍN Y RAY (1999), TOTAL TRABAJADORES 2000-2006.

| Variable | | TRES GRUPOS | | | | | CUATRO GRUPOS | | | | |
|---------------|-------|-------------|---------|---------|-----------------------|---------|---------------|---------|---------|-----------------------|--|
| 2000 | Obs | Primero | Segundo | Tercero | Numero de iteraciones | Primero | Segundo | Tercero | Cuarto | Numero de iteraciones | |
| SALARIO-HORA | 14572 | 1.924 | 8.778 | 43.788 | 10 | 1.203 | 3.206 | 9.609 | 43.788 | 29 | |
| SALARIO-MES | 20146 | 1.539 | 5.302 | 25.737 | 10 | 0.567 | 1.555 | 4.525 | 25.737 | 18 | |
| GANANCIA-HORA | 14530 | 4.477 | 87.834 | 229.994 | 18 | 2.349 | 10.175 | 91.874 | 229.994 | 30 | |
| GANANCIA-MES | 17302 | 4.201 | 60.065 | 153.368 | 11 | 1.472 | 5.863 | 53.728 | 153.368 | 23 | |
| INGRESO-HORA | 34639 | 3.085 | 75.448 | 199.771 | 17 | 0.635 | 0.032 | 7.504 | 127.679 | 18 | |
| INGRESO-MES | 34718 | 3.014 | 49.447 | 127.679 | 15 | 2.077 | 9.258 | 80.232 | 199.771 | 40 | |
| 2003 | Obs | primero | segundo | tercero | Numero de iteraciones | primero | segundo | tercero | cuarto | Numero de iteraciones | |
| SALARIO-HORA | 14267 | 1.691 | 5.213 | 19.768 | 13 | 1.109 | 2.691 | 6.378 | 19.768 | 32 | |
| SALARIO-MES | 19735 | 1.554 | 5.151 | 26.195 | 10 | 0.593 | 1.752 | 4.940 | 26.195 | 22 | |
| GANANCIA-HORA | 14257 | 3.394 | 22.228 | 64.562 | 15 | 1.800 | 6.320 | 25.600 | 77.348 | 30 | |
| GANANCIA-MES | 16038 | 2.488 | 13.461 | 52.868 | 10 | 0.724 | 2.380 | 7.454 | 52.868 | 16 | |
| INGRESO-HORA | 33985 | 2.164 | 8.450 | 59.961 | 18 | 0.644 | 2.059 | 6.301 | 46.184 | 21 | |
| INGRESO-MES | 34002 | 1.942 | 7.735 | 46.184 | 11 | 1.324 | 3.561 | 9.444 | 59.961 | 33 | |
| 2003 | Obs | primero | segundo | tercero | Numero de iteraciones | primero | segundo | tercero | cuarto | Numero de iteraciones | |
| SALARIO-HORA | 15827 | 2.133 | 9.967 | 62.040 | 15 | 1.4792 | 4.331 | 13.412 | 62.040 | 39 | |
| SALARIO-MES | 22360 | 1.895 | 8.411 | 50.327 | 10 | 0.6106 | 1.862 | 6.251 | 50.327 | 20 | |
| GANANCIA-HORA | 15816 | 3.622 | 24.052 | 77.348 | 14 | 1.7032 | 6.016 | 23.794 | 64.562 | 27 | |
| GANANCIA-MES | 18786 | 2.808 | 20.265 | 76.425 | 9 | 1.0973 | 3.780 | 17.881 | 76.425 | 21 | |
| INGRESO-HORA | 38164 | 2.813 | 21.932 | 75.623 | 13 | 0.6856 | 2.326 | 8.418 | 69.252 | 20 | |
| INGRESO-MES | 38187 | 2.367 | 13.102 | 69.252 | 11 | 1.7615 | 6.027 | 24.832 | 75.623 | 30 | |

uente: Elaboración propia a partir de la ECH.

TABLA 63: PARTICIONES OPTIMAS DE GRUPOS PARA EL CÁLCULO DE LAS MEDIDAS DE ESTEBAN Y RAY (1994) Y ESTEBAN, GRADÍN Y RAY (1999), TOTAL HOMBRES 2000-2006.

| Variable | | TRES GRUPOS | | | | CUATRO GRUPOS | | | | |
|---------------|---------|-------------|---------|-----------------------|---------|---------------|---------|---------|-----------------------|--|
| 2000 | Primero | Segundo | Tercero | Numero de iteraciones | Primero | Segundo | Tercero | Cuarto | Numero de iteraciones | |
| SALARIO-HORA | 2.180 | 9.777 | 41.239 | 13 | 1.484 | 4.311 | 13.053 | 41.239 | 44 | |
| SALARIO-MES | 1.819 | 6.722 | 23.019 | 12 | 1.000 | 2.396 | 6.014 | 23.019 | 23 | |
| GANANCIA-HORA | 5.509 | 113.132 | 216.031 | 16 | 2.251 | 9.494 | 86.247 | 216.031 | 27 | |
| GANANCIA-MES | 3.684 | 54.105 | 126.962 | 10 | 1.255 | 4.926 | 45.399 | 126.962 | 21 | |
| INGRESO-HORA | 3.671 | 97.989 | 189.398 | 19 | 2.222 | 9.037 | 76.139 | 189.398 | 37 | |
| INGRESO-MES | 3.132 | 47.503 | 111.883 | 10 | 1.305 | 4.168 | 17.872 | 111.883 | 28 | |
| 2003 | Primero | Segundo | Tercero | Numero de iteraciones | Primero | Segundo | Tercero | Cuarto | Numero de iteraciones | |
| SALARIO-HORA | 1.666 | 5.158 | 18.652 | 15 | 1.245 | 3.136 | 7.074 | 18.652 | 37 | |
| SALARIO-MES | 1.446 | 4.784 | 23.535 | 10 | 0.542 | 1.589 | 4.507 | 23.535 | 17 | |
| GANANCIA-HORA | 3.168 | 20.731 | 59.755 | 12 | 1.698 | 5.640 | 22.146 | 59.755 | 30 | |
| GANANCIA-MES | 2.749 | 17.361 | 42.793 | 9 | 0.987 | 2.913 | 9.699 | 42.793 | 21 | |
| INGRESO-HORA | 2.380 | 9.593 | 56.285 | 14 | 1.459 | 4.227 | 11.182 | 56.285 | 36 | |
| INGRESO-MES | 1.889 | 7.852 | 39.993 | 10 | 1.077 | 2.761 | 7.588 | 39.993 | 29 | |
| 2003 | Primero | Segundo | Tercero | Numero de iteraciones | Primero | Segundo | Tercero | Cuarto | Numero de iteraciones | |
| SALARIO-HORA | 2.301 | 9.591 | 58.938 | 14 | 1.586 | 4.699 | 13.230 | 58.938 | 33 | |
| SALARIO-MES | 1.744 | 6.300 | 29.676 | 9 | 0.587 | 1.735 | 5.555 | 29.676 | 17 | |
| GANANCIA-HORA | 3.433 | 22.529 | 72.858 | 14 | 1.732 | 5.909 | 23.918 | 72.858 | 25 | |
| GANANCIA-MES | 2.361 | 13.922 | 47.977 | 9 | 0.950 | 3.159 | 14.343 | 47.977 | 19 | |
| INGRESO-HORA | 2.983 | 19.844 | 71.661 | 15 | 1.718 | 5.819 | 23.427 | 71.661 | 30 | |
| INGRESO-MES | 2.260 | 11.490 | 45.995 | 10 | 1.036 | 2.688 | 7.618 | 45.995 | 23 | |

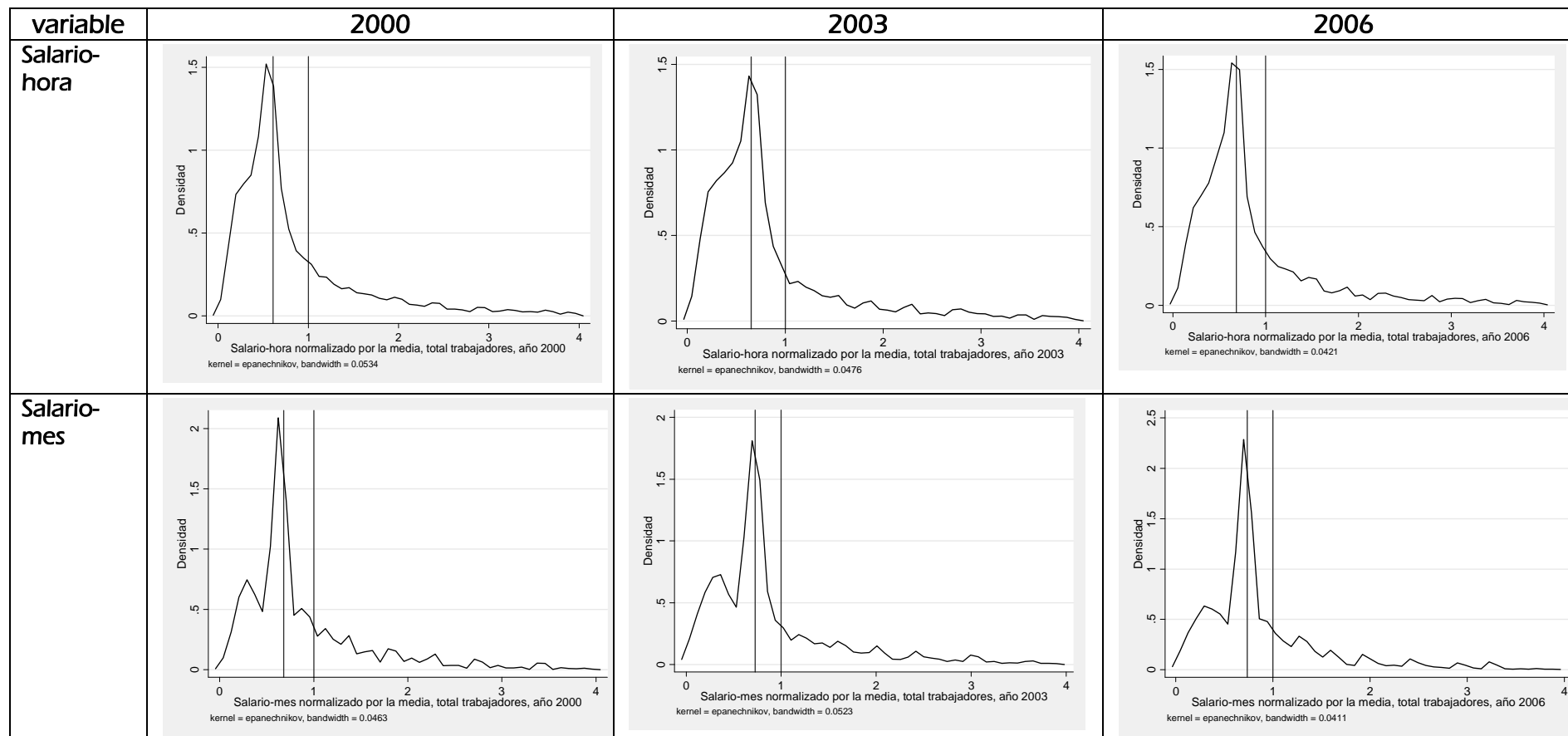
uente: Elaboración propia a partir de la ECH.

TABLA 64: PARTICIONES OPTIMAS DE GRUPOS PARA EL CÁLCULO DE LAS MEDIDAS DE ESTEBAN Y RAY (1994) Y ESTEBAN, GRADÍN Y RAY (1999), TOTAL MUJERES 2000-2006.

| Variable | TRES GRUPOS | | | | CUATRO GRUPOS | | | | |
|-----------------|-------------|---------|---------|-----------------------|-----------------------|---------|---------|---------|-----------------------|
| | 2000 | primero | segundo | tercero | Numero de iteraciones | primero | segundo | tercero | cuarto |
| SALARIO-HORA | 1.918 | 9.340 | 33.867 | 13 | 1.667 | 6.403 | 71.098 | 132.193 | 24 |
| SALARIO-MES | 1.460 | 4.430 | 19.565 | 10 | 0.595 | 1.544 | 3.906 | 19.565 | 18 |
| GANANCIA-HORA | 4.054 | 96.043 | 184.716 | 13 | 2.199 | 9.788 | 100.259 | 184.716 | 28 |
| GANANCIA-MES | 4.149 | 69.883 | 132.193 | 13 | 1.667 | 6.403 | 71.098 | 132.193 | 24 |
| INGRESO-HORA | 2.644 | 80.130 | 155.682 | 17 | 1.871 | 7.607 | 83.885 | 155.682 | 43 |
| INGRESO-MES | 2.293 | 48.226 | 92.565 | 12 | 0.707 | 2.080 | 5.998 | 92.565 | 19 |
| INGRESO NO DISC | 1.2236 | 2.3810 | 4.5018 | 19 | 0.7981 | 1.5057 | 2.6226 | 4.5018 | 31 |
| 2003 | primero | segundo | tercero | Numero de iteraciones | primero | segundo | tercero | cuarto | Numero de iteraciones |
| SALARIO-HORA | 1.450 | 3.867 | 14.600 | 12 | 0.889 | 2.845 | 8.840 | 36.078 | 18 |
| SALARIO-MES | 1.471 | 4.021 | 16.685 | 11 | 0.634 | 1.756 | 4.384 | 16.685 | 24 |
| GANANCIA-HORA | 3.835 | 38.011 | 69.109 | 15 | 1.435 | 4.547 | 14.182 | 69.109 | 27 |
| GANANCIA-MES | 2.115 | 8.468 | 36.078 | 10 | 0.889 | 2.845 | 8.840 | 36.078 | 18 |
| INGRESO-HORA | 2.461 | 33.210 | 62.189 | 12 | 1.369 | 3.611 | 9.942 | 62.189 | 45 |
| INGRESO-MES | 1.773 | 5.848 | 26.704 | 12 | 0.713 | 2.047 | 5.301 | 26.704 | 20 |
| INGRESO NO DISC | 1.2782 | 2.6124 | 5.8586 | 19 | 0.7769 | 1.5058 | 2.7131 | 5.8586 | 24 |
| 2006 | primero | segundo | tercero | Numero de iteraciones | primero | segundo | tercero | cuarto | Numero de iteraciones |
| SALARIO-HORA | 2.224 | 23.344 | 45.133 | 14 | 1.038 | 3.997 | 25.092 | 106.778 | 18 |
| SALARIO-MES | 2.053 | 24.746 | 56.090 | 12 | 0.672 | 2.096 | 10.216 | 56.090 | 29 |
| GANANCIA-HORA | 3.934 | 26.623 | 70.833 | 16 | 1.623 | 6.269 | 27.973 | 70.833 | 24 |
| GANANCIA-MES | 3.851 | 56.872 | 106.778 | 11 | 1.038 | 3.997 | 25.092 | 106.778 | 18 |
| INGRESO-HORA | 2.429 | 24.094 | 67.616 | 11 | 1.608 | 5.633 | 26.346 | 67.616 | 31 |
| INGRESO-MES | 2.376 | 27.945 | 82.342 | 13 | 0.751 | 2.445 | 12.323 | 82.342 | 20 |
| INGRESO NO DISC | 1.281 | 2.786 | 8.760 | 12 | 1.037 | 1.841 | 3.039 | 8.760 | 42 |

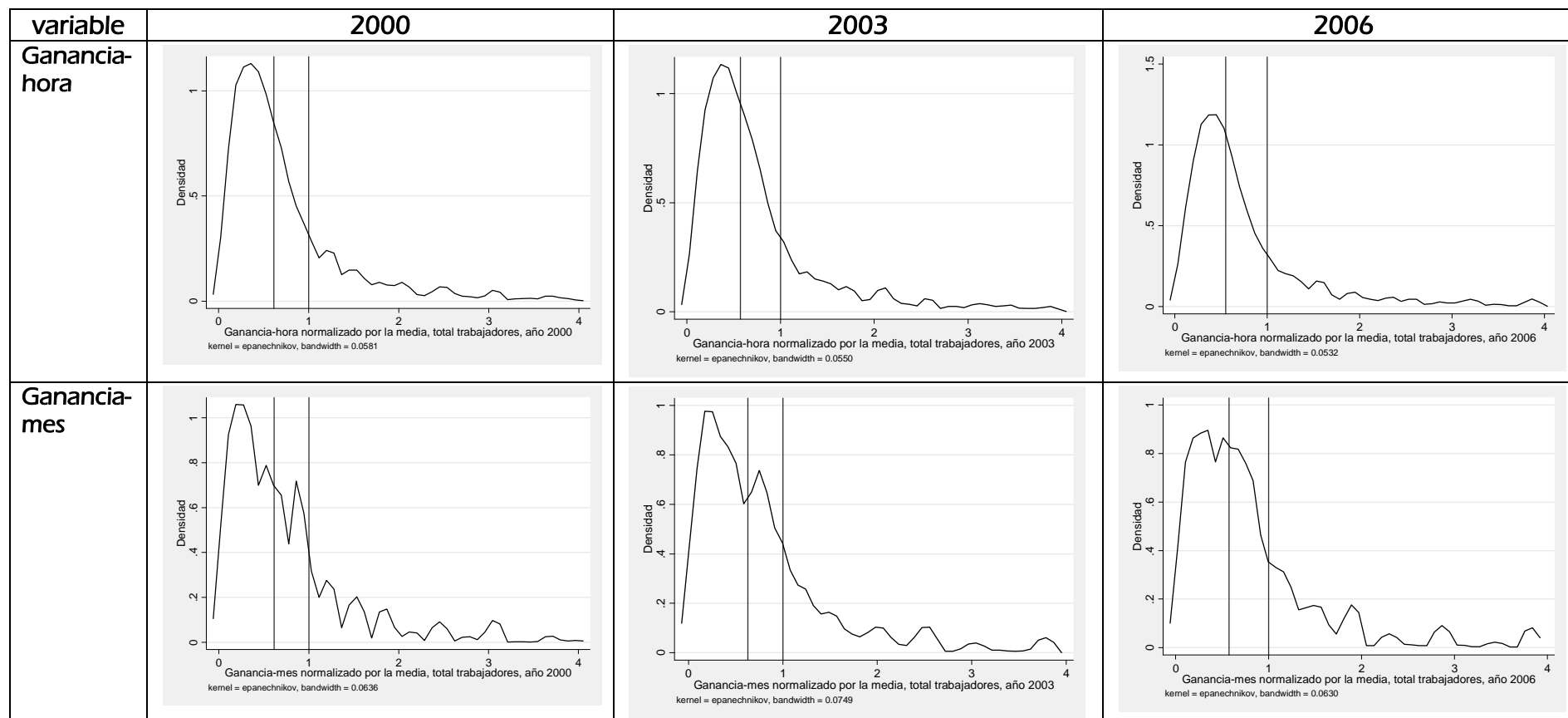
Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

ILUSTRACIÓN 21: ESTIMACIONES DE DENSIDAD DE LOS INGRESOS POR TRABAJO DE ASALARIADOS, 2000-2003



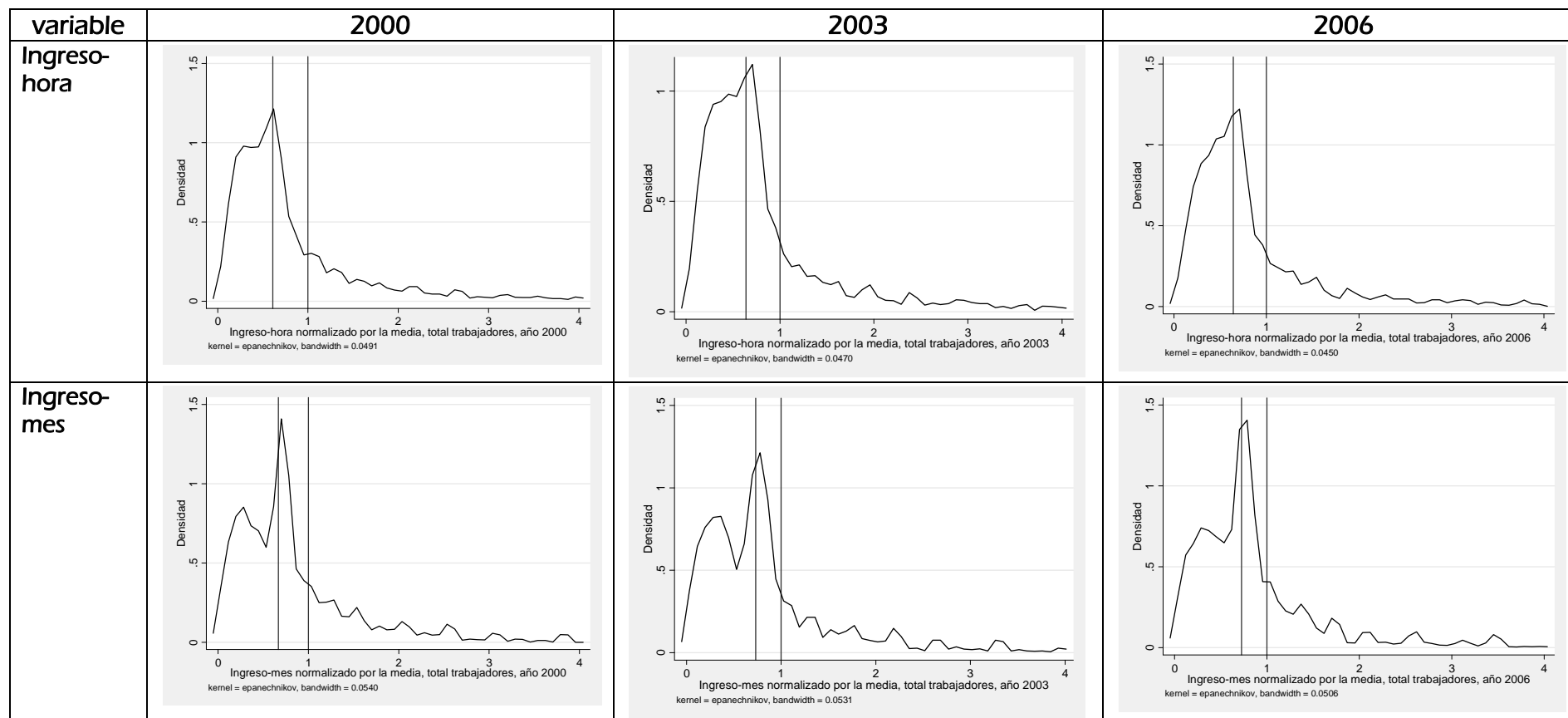
Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

ILUSTRACIÓN 22: ESTIMACIONES DE DENSIDAD DE LOS INGRESOS POR TRABAJO DE NO ASALARIADOS, 2000-2003



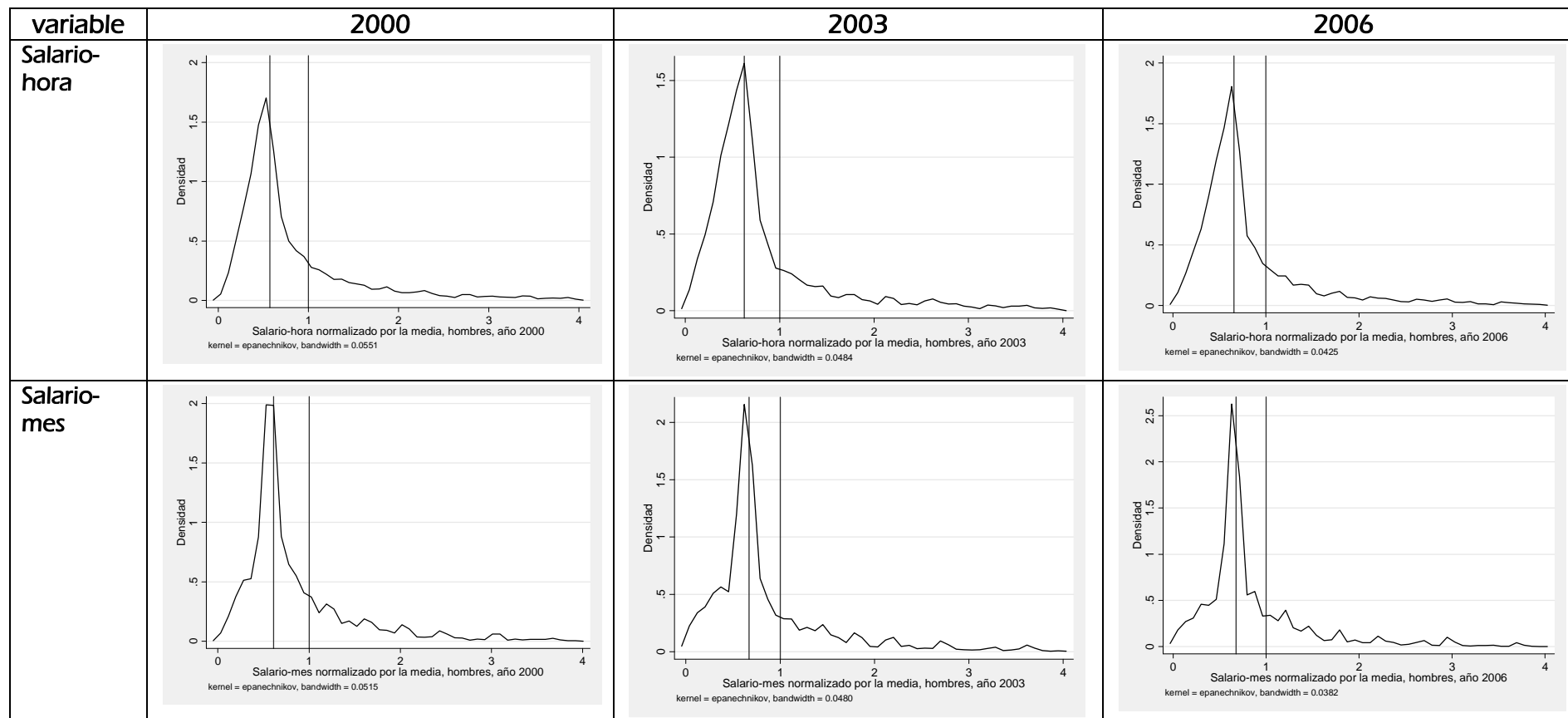
Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

ILUSTRACIÓN 23: ESTIMACIONES DE DENSIDAD DE LOS INGRESOS POR TRABAJO DE TODOS LOS TRABAJADORES, 2000-2003



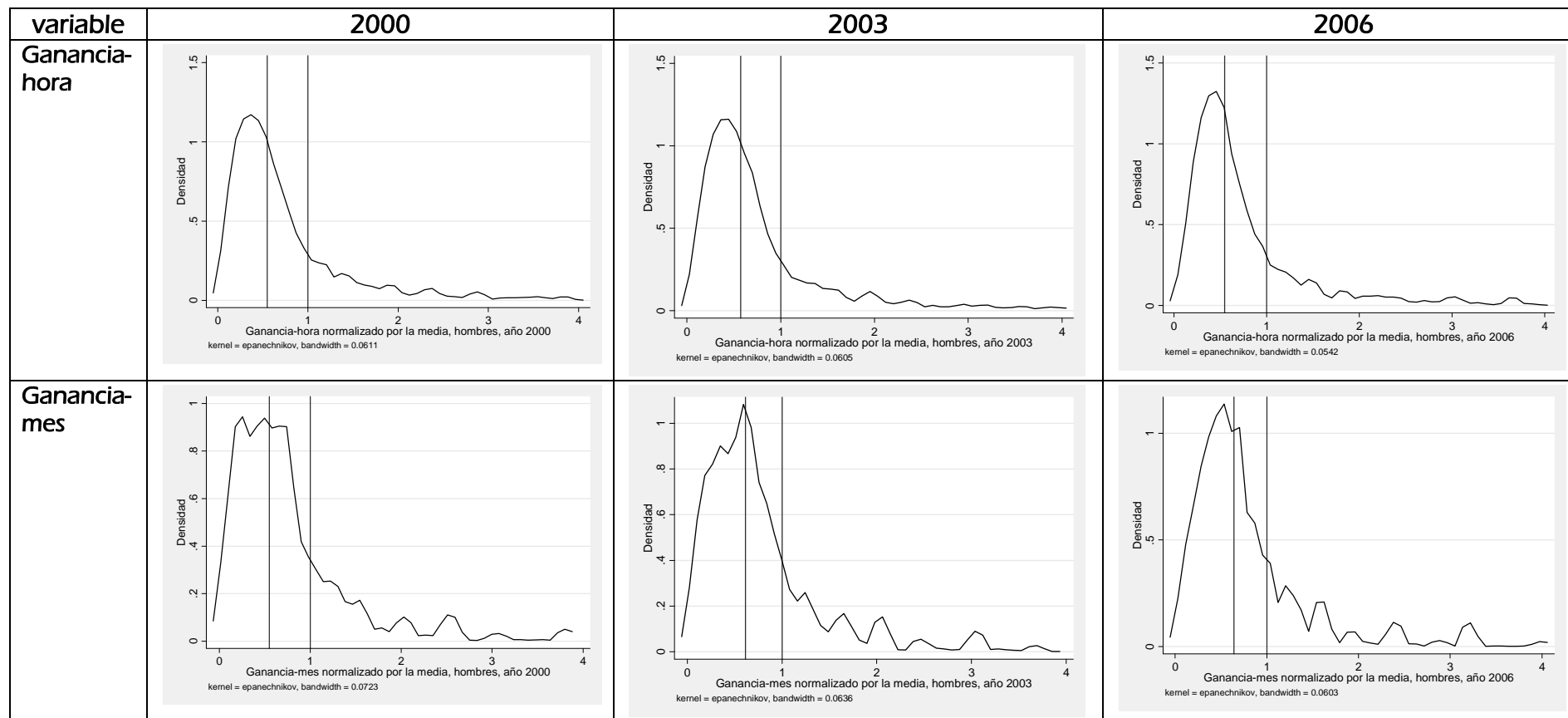
Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

ILUSTRACIÓN 24: ESTIMACIONES DE DENSIDAD DE LOS INGRESOS POR TRABAJO DE HOMBRES ASALARIADOS, 2000-2003



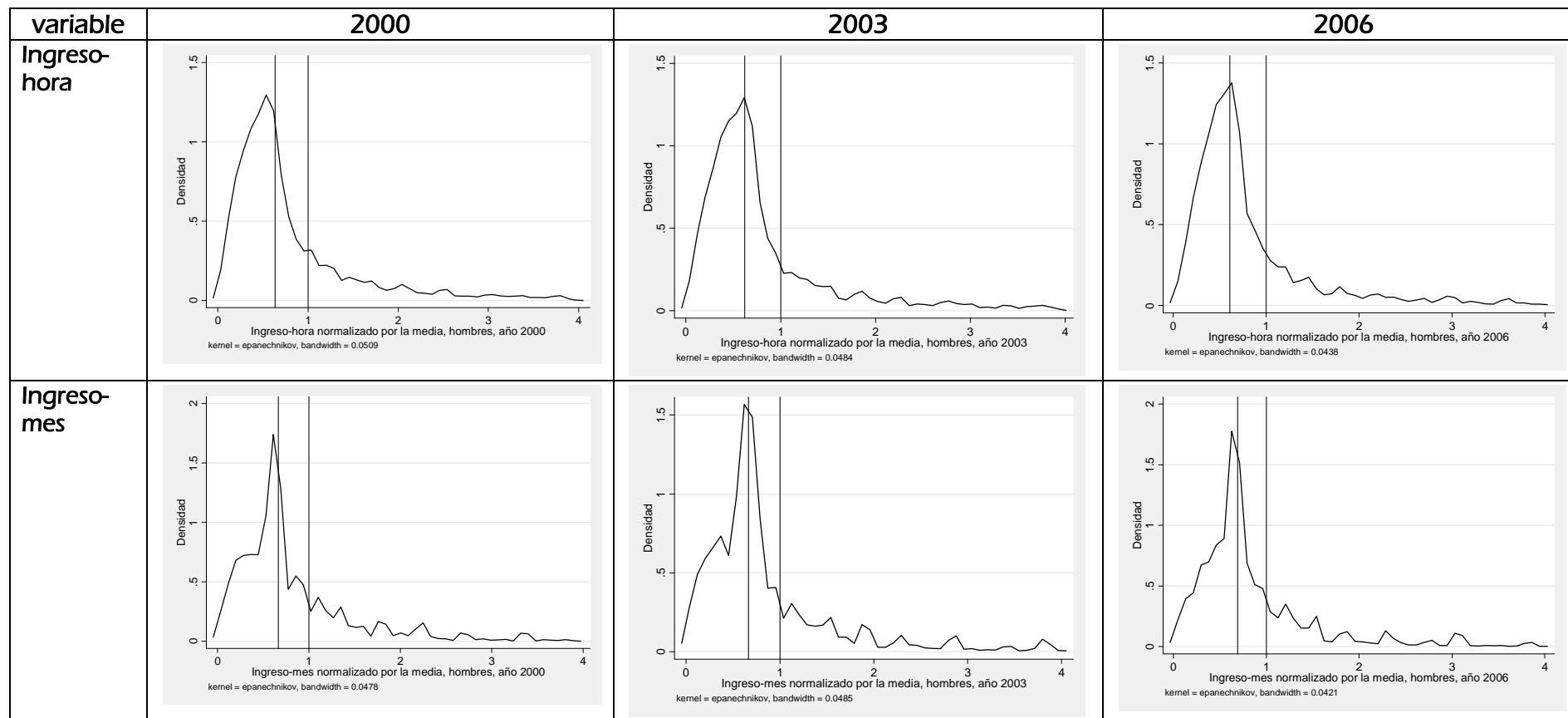
Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

ILUSTRACIÓN 25: ESTIMACIONES DE DENSIDAD DE LOS INGRESOS POR TRABAJO DE HOMBRES NO ASALARIADOS, 2000-2003



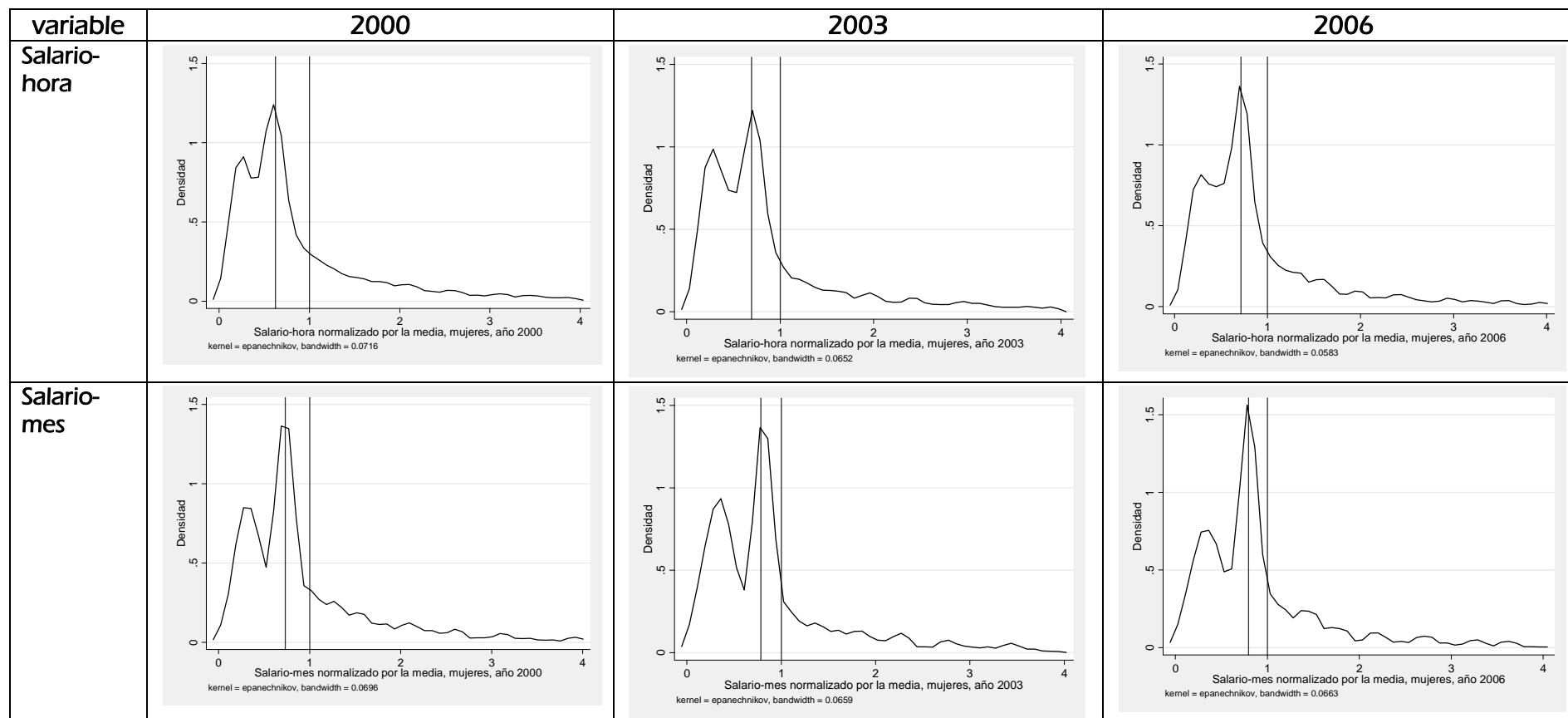
Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

ILUSTRACIÓN 26: ESTIMACIONES DE DENSIDAD DE LOS INGRESOS POR TRABAJO DE HOMBRES ASALARIADOS, 2000-2003



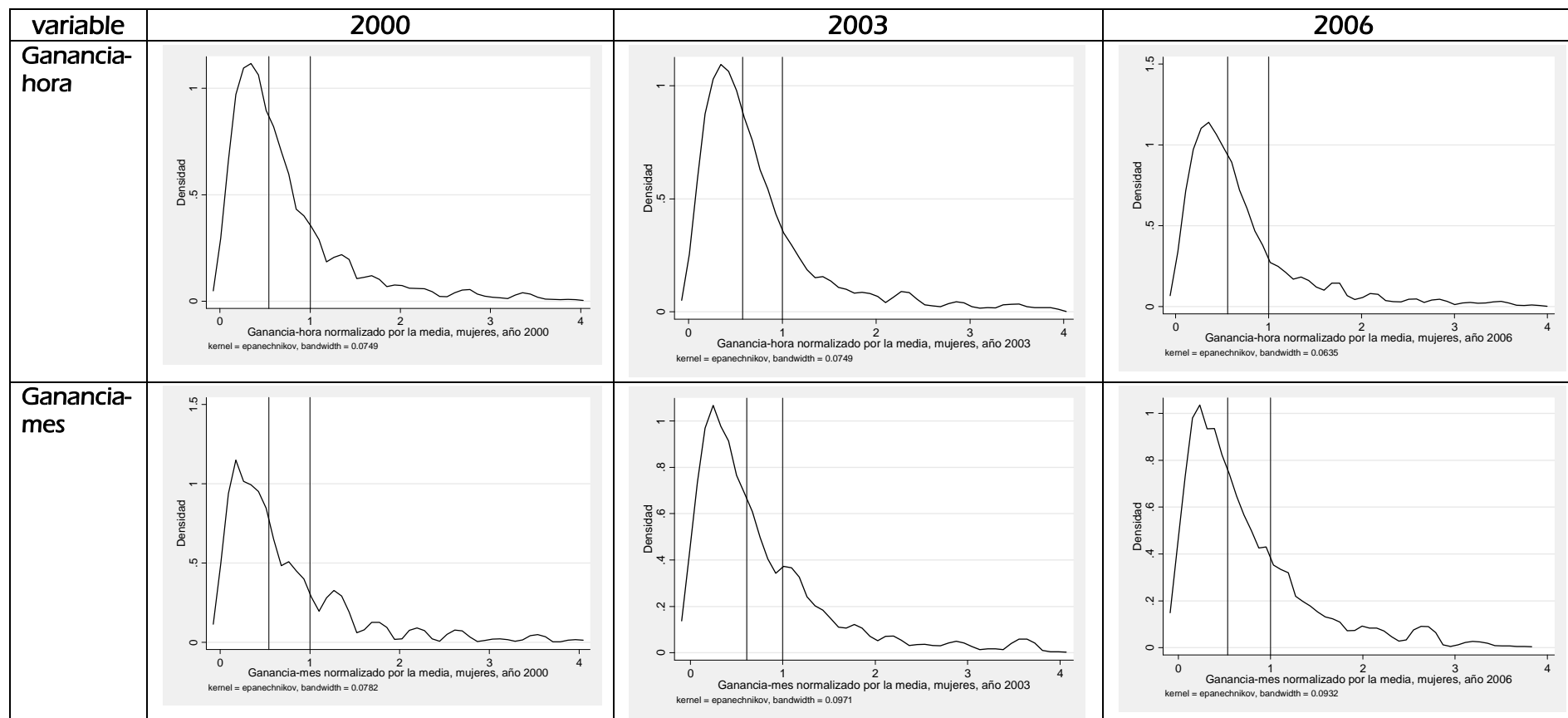
Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

ILUSTRACIÓN 27: ESTIMACIONES DE DENSIDAD DE LOS INGRESOS POR TRABAJO DE MUJERES ASALARIADAS, 2000-2003



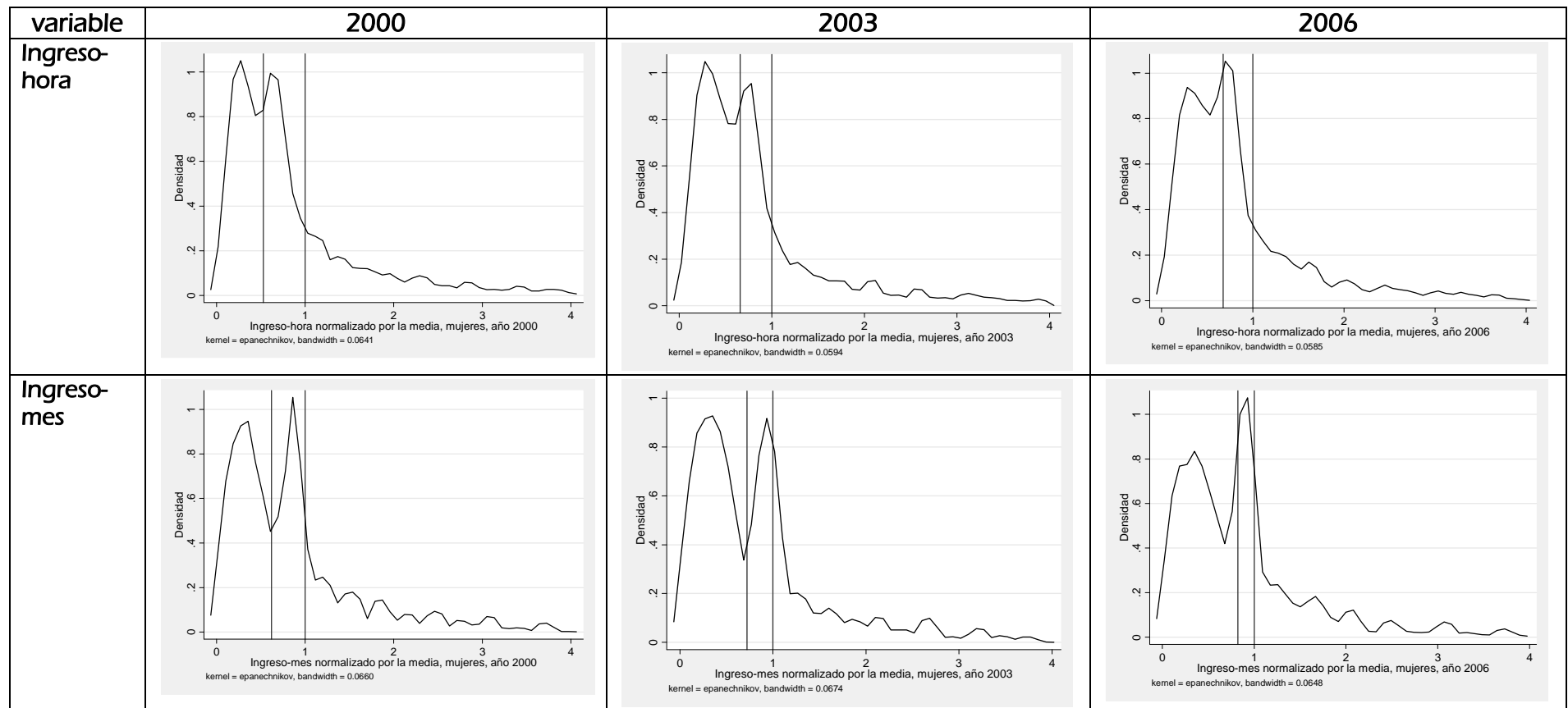
Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

ILUSTRACIÓN 28: ESTIMACIONES DE DENSIDAD DE LOS INGRESOS POR TRABAJO DE MUJERES NO ASALARIADAS, 2000-2003



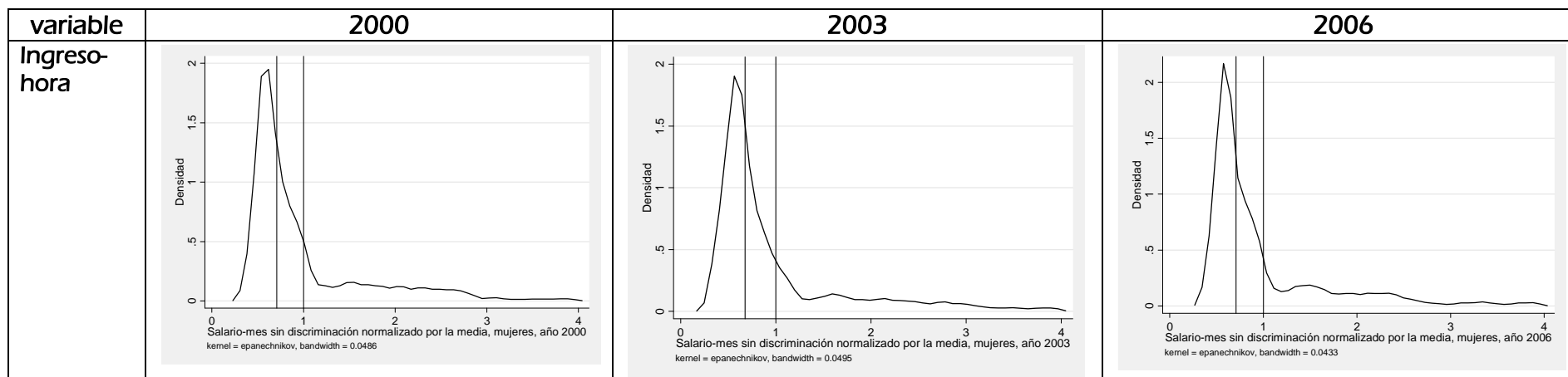
Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

ILUSTRACIÓN 29: ESTIMACIONES DE DENSIDAD DE LOS INGRESOS POR TRABAJO DE TODAS LAS MUJERES TRABAJADORAS, 2000-2003



Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

ILUSTRACIÓN 30: ESTIMACIONES DE DENSIDAD DE LOS INGRESOS POR TRABAJO DE LAS MUJERES ASALARIADAS EN AUSENCIA DE DISCRIMINACIÓN, 2000-2003



Fuente: Elaboración propia a partir de la ECH.

5. CONCLUSIONES GENERALES Y LINEAS ABIERTAS DE INVESTIGACION

Los capítulos presentados en este trabajo proveen información de interés tanto en los temas de diferencias salariales entre hombres y mujeres, segregación ocupacional y polarización. En primer lugar, este trabajo mostró cómo los resultados de metodologías modificadas de la descomposición de Oaxaca pueden variar significativamente cuando cambian las decisiones de agrupamiento por parte del investigador.

Por otro lado, se exteriorizaron tres aspectos que no se han discutido en Colombia sobre diferencias salariales por sexo: en primer lugar, al final del periodo analizado, el fenómeno de discriminación salarial, entendido bajo los supuestos de la metodología de Del Rio et ál., es un problema que afecta en mayor o menor grado a toda la población femenina en Colombia, con menor desigualdad que aquella del ingreso personal. De este problema, sólo parecían haber escapado un porcentaje muy pequeño de mujeres profesionales al comienzo del periodo estudiado. En términos que se consideraron de bienestar en este trabajo, son las mujeres con primaria aquellas quienes están perdiendo mas por efecto del fenómeno, aunque de forma monetaria son las universitarias quienes reciben menos ingreso.

De igual manera, se evidenció que el grado de segregación ocupacional en el país es importante y que no cedió en el periodo de estudio. Por lo tanto, a falta de una propuesta novedosa y única sobre cómo medir correctamente segregación, una buena propuesta para hacer seguimiento a este hecho consiste en extraer la mayor información posible de los indicadores propuestos.

No obstante estos resultados, aun hay mucho por hacer. Al menos tres líneas de investigación continúan abiertas. En lo referente a diferencias salariales, lo presentado en este trabajo supuso de entrada que las diferencias en remuneraciones entre hombres y mujeres era consecuencia de discriminación. Pero la hipótesis de discriminación no se confrontó realmente con otras razones que puedan ser causantes de las diferencias salariales, tales como aquellas mencionadas en el capítulo uno. Una de las razones para no haberlo hecho es la carencia de información sobre las firmas en las que trabajan las personas que reportan información en la ECH. Para países en los cuales sea factible emparejar la información de trabajadores con la de las firmas este análisis se puede enriquecer. Lo ideal para verificar esta hipótesis sería contar con

información directa de empleadores y empleados por firma. Sin embargo la polémica que puede generar el tema, no permite abordar una recopilación de información mediante técnicas estadísticas tradicionales. Quizás una posible forma de acercarse al tema sea a través de un análisis experimental.

Una segunda línea de investigación que continúa abierta es la relacionada con la naturaleza de la segregación ocupacional, y la pregunta de si hay discriminación en el acceso al trabajo. Con los datos colombianos, una posible forma de acercarse al problema puede ser comparando las ocupaciones previas de los individuos y la ocupación que buscan actualmente, información que es posible cruzar con las razones por las cuales el individuo dejó su último trabajo. Si, emparejando por características no productivas como raza y sexo a trabajadores y desempleados, se verifica que las características productivas de los empleados son diferentes a aquellos que buscan en las mismas ocupaciones, se podría pensar que la segregación es más un resultado de mercado que de discriminación.

En tercer lugar, quedan por establecer relaciones de causalidad entre estas tres variables, que están relacionadas de manera conjunta con las elecciones individuales de educación, trabajo y convivencia con estereotipos. Los datos de corte transversal usados en este estudio, así como la falta de información para encontrar variables que puedan eventualmente resolver los problemas de endogeneidad presentes entre las tres variables, no ayudaron a que este análisis cumpliera con ese propósito inicial, pero no significa que con otro tipo de datos no se pueda pensar en estos temas.

Finalmente, en lo referente a polarización de ingresos, los datos particulares de Colombia mostraron que la metodología para definir grupos homogéneos a partir de medias parece tener problemas cuando las distribuciones tienen un alto grado de kurtosis. Muy probablemente un método que combine la presencia de modas y poca varianza en los datos podría contribuir a una mejor identificación de estos grupos.

7. GENERAL CONCLUSIONS AND OPEN LINES OF INVESTIGATION

The chapters in this study provide relevant information on the subjects of wage differences between men and women, occupational segregation and polarization. In the first place, this study has shown how the outcomes of modified methodologies of the Oaxaca decomposition can vary significantly when the grouping criteria is changed by the researcher.

On the other hand, three issues related to gender wage differences, which had not been previously discussed in Colombia, were shown. First, it was found that, at the end of the analyzed period, wage discrimination, understood under the presuppositions of the methodology of Del Rio et al., is a problem that affects the whole female population of Colombia, to a lesser or greater extent, and it has a lesser level of inequality than personal income. Only a small percentage of women at the beginning of the period under study seemed not to be affected by it. On well-being terms, women with primary education are the ones that have the highest losses due to this phenomenon, although in monetary terms women with university education are the ones who receive less income.

In the same line, this investigation has shown that Colombia has a significant level of occupational segregation and that it has not decreased during the period under study. Therefore, given the lack of a novel and single proposal about how to measure segregation adequately, a useful alternative to follow the track of this phenomenon would be to compile the greatest possible amount of information from the proposed indicators.

Albeit the presented results, there is still much work to do. At least three lines of investigation are still open. Regarding wage differences, this study assumed that the wage differences between men and women were due to discrimination. But this discrimination hypothesis was not confronted to other possible reasons for the wage differences, as those mentioned in chapter one. One of the reasons for not doing this was the lack of information about the companies where the people covered by the ECH work. Therefore, the analysis can be made richer in countries where it is possible

to cross information about the workers with information about their workplaces. The ideal situation to verify this hypothesis would be the availability of direct information about employers and employees in each company. However, the polemics that this subject can create could make difficult the compilation of information through traditional statistical techniques. Perhaps a way to approach the subject could be through an experimental analysis.

A second line of investigation that is still open is related to the nature of occupational segregation and the question whether there is segregation in access to work. With the Colombian data, a possible way of approaching the question can be by comparing the previous occupations of the individuals and the occupation they currently try to get, information that is possible to cross with the information about their reasons for leaving their last job. If, after grouping unemployed workers by non-productive characteristics as race and gender, it can be verified that the productive characteristics of those employed are different to those seeking employment, it could be deduced that segregation is more a result of market forces than of discrimination.

In the third place, causal relations between these three variables are still to be established, which are jointly related to individual decisions regarding education, work and ways of coexistence with stereotypes. The transversal data used in this investigation, as well as the lack of information about other variables that eventually could solve the endogeneity problems between the three mentioned variables, were a reason for this study to not achieving this initial aim. But this does not imply that with another kind of data these issues cannot be dealt with.

Finally, regarding income polarization, the Colombian data has shown that the methodology to define homogeneous groups based on averages seems to present problems when the distributions have a high degree of kurtosis. Very probable, a method that combines the presence of modes and little variance in the data could help to better identify these groups.

8. BIBLIOGRAFIA

Aigner, D.J., & Cain, G. (1977). Statistical Theories of Discrimination in Labor Markets. *Industrial and Labor Relations Review*, 30(2), 175-87.

Aghevli, B. Mehran, F. (1981) Optimal grouping of income distribution data. *Journal of the American Statistical Association*, 76, n 373, 22-26.

Albrecht, J., Bjorklund, A., & Vroman, S. (2003). Is there a glass ceiling in Sweden?. *Journal of Labor Economics*, 21(1), 145-177.

Angel-Urdinola, D.F., & Wodon, O. (2003). The gender wage gap and poverty in Colombia. En: Departamento Nacional de Planeación, Unidad de Análisis Macroeconómico, República de Colombia (Eds.), *Archivos de Macroeconomía*, Documento 239. Colombia: DNP.

Annan, K.A. (2000). 'We the Peoples' The Role of The united Nations in the 21rst Century. Recuperado en enero, 2007, de: http://www.un.org/spanish/millenniumgoals/goal_3.html

Anker, R. (1998). *Gender and Jobs. Sex segregation of occupations in the world*. Geneva: International Labour Office.

Arrow, K. (1972). Some Mathematical Models of Race in the Labor Market. En: A. Pascal (Ed.), *Racial Discrimination in Economic Life* (pp. 187–204). Lexington, MA: Lexington Books.

Arrow, K. (1973). The theory of discrimination. En: O. Ashenfelter & A. Rees (Eds.), *Discrimination in the labor markets* (pp.3-33). New Jersey, NJ: Princeton University.

Beach, C. (1988). The Vanishing Middle Class. Theory and Explanations. Institute for research on poverty. University of Wisconsin-Madison. *Discussion papers*. DP 864-88.

Becker, G. (1957). *The Economics of Discrimination*. Chicago, IL: University of Chicago.

Bergmann, B.R. (1971). The Effect of White Incomes of Discrimination in Employment. *Journal of Political Economy*, 79, 294-213

Bernat, L.F (2005). Diferencias Salariales por Género en las siete principales áreas metropolitanas Colombianas. ¿Evidencia de Discriminación. *Cuadernos PNUD, Consejería Presidencial para la Equidad de la Mujer. Investigaciones sobre género y desarrollo en Colombia*, 1, 65-95.

Blackburn, R.M., Jarman, J., & Siltanen, J. (1993). The Analysis of Occupational Gender Segregation over Time and Place: Considerations of Measurement and Some New Evidence. *Work, Employment and Society*, 7(3), 335-362.

Blackburn, R.M., Siltanen, J. y Jarman, J., (1995). The Measurement of Occupational Gender Segregation: Current Problems and a New Approach. *Journal of The Royal Statistical Society*, 158, 2, 319-331.

Blinder, A. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *The Journal of Human Resources*, 8(4), 436-455.

Bonet, J. y Meisel, A. (2006). Polarización del ingreso per cápita departamental en Colombia, 1975-2000. Documentos de trabajo sobre Economía Regional, 76. En <http://www.banrep.gov.co/documentos/publicaciones/regional/documentos/DTSER-76.pdf>

Bourguignon, F., Fournier, M. y Gurgand, M. (2004). Selection Bias Corrections Based on the Multinomial Logit Model: Monte-Carlo Comparisons. DELTA Working Papers 2004-20, DELTA (Ecole normale supérieure).

Bourguignon, F., Núñez, J. y Sánchez F., (2003). A Structural Model of Crime and Inequality in Colombia. *Journal of the European Economic Association*, MIT Press, vol. 1(2-3), 440-449, 04/05.

Brown, C. (1980). Equalizing Differences in the Labor Market. *The Quarterly Journal of Economics*, 94(1), 113-134.

Brown, R., Moon, M., & Zoloth, B. (1980). Occupational attainment and segregation by sex. *Industrial and Labor Relations Review*, 33(4), 506-517.

Brown, R., Moon, M., & Zoloth, B. (1980). Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male-Female Earnings Differentials. *The Journal of Human Resources*, 15(1), 3 – 28.

Cain, G.G. (1976). The challenge of segmented labor market theories to Orthodox Theory. *Journal of Economic Literature*, 14, 1215-1257.

Cain, G.G. (1986). Labor Market Discrimination. En: O. Ashenfelter, R. Layard, & D. Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics* (pp. 693-781). Amsterdam: Elsevier.

Chakravarty, S., y Silber, J. (1994): *Employment Segregation Indices: An Axiomatic Characterization*. In: Models and Measurement of Welfare and Inequality, w. Eichhorn (Ed.). Berlin: Springer-Verlag, 912-920.-

Chase, R.S. (2000). *Labor Market Discrimination During Post-Communist Transition: A Monopsony Approach to the Status of Latvia's Russian Minority* (Working Paper No. 381). Recuperado el 18 de febrero, 2008, de: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=276650

Cornell, B., & Welch, I. (1996). Culture, Information, and Screening Discrimination. *Journal of Political Economy*, 104(3), 542-71.

Cotton, J. (1988). On the Decomposition of Wage Differentials. *The Review of Economics and Statistics*, 70(2), 236-243.

Davies, J. B., Shorrocks, A. (1989) Optimal grouping of income and wealth data. *Journal of Econometrics*, 42, 97-108.

Deutsch, R., Morrison, A., Piras, C., & Ñopo, H. (2004). Working Within Confines: Occupational Segregation by Sex for Three Latin American Countries. En C. Piras (Ed.), *Women at Work, Challenges for Latin America* (p. 187-226). Washington DC: Inter American Development Bank.

Del Rio, C., Gradín, C., & Cantó, O. (2004). El enfoque distributivo en el análisis de la discriminación salarial por razón de género (Working paper). Chile: Departamento de Economía Aplicada, Universidad de Vigo.

Del Rio, C., Gradín, C., & Cantó, O. (2006). The measurement of gender wage discrimination: The distributional approach revisited . ECINEQ (Society for the Study of Economic Inequality) Working paper 25. En: <http://ideas.repec.org/p/inq/inqwps/ecineq2006-25.html>

Domínguez, J., Núñez, J.J., & Rivera, L.F. (2006). Comparación regional de los niveles de vida en España, durante el período 1997-2001. En: M.A. Diaz-Mier & M. Hinarejos (Eds.), *Lecturas sobre economía financiera internacional e integración económica. Homenaje*

al Profesor D. Félix Varela Parache (pp. 571-597). Alcalá de Henares: Servicio de Publicaciones de la Universidad de Alcalá.

Domínguez, J. y Núñez, J.J. (2007a). A proposal of a Synthetic Indicator to measure Poverty Intensity, With an Application to EU-15 Countries. ECINEQ)Society for the Study of Economic Inequality=. working paper 81. En: <http://ideas.repec.org/p/inq/inqwps/ecineq2007-81.html>

Dominguez, J. y Nuñez, J.J. (2007b). *The evolution of economic inequality in the EU countries during the nineties: A new methodological approach*. Research on Economic Inequality, 14, 137-157.

Dubin J. y McFadden D., (1984). An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption, *Econometrica*, 52, 345-362.

Duclos, J-Y., Esteban, J. y Ray, D. (2004). Polarization: Concepts, Measurement, Estimation. *Econometrica*, 72,6 1737-1772

Duncan, O. y Duncan, B. (1955). A Methodological Analysis of Segregation Indexes. *American Sociological Review*, 20(2), 210-217.

Duncan, G., & Holmlund, B. (1983). Was Adam Smith right after all? Another test of the theory of compensating differentials. *Journal of Labor Economics*, 1, 367–379.

Esteban, J.M., & Ray, D. (1994). On the measurement of polarization. *Econometrica*, 62(4), 819-851.

Esteban, J., Gradin, C., & Ray, D. (1999). *Extension of a Measure of Polarization with an Application to the Income Distribution of ive OECD Countries* (Working paper No. 218). Syracuse, NY: Maxwell School of Citizenship and Public Affairs of Syracuse University.

Esteban, J.M. (2001). *Economic Polarization in the Mediterranean Basin: An introduction to the notion and measurement of polarization*. Barcelona, España: Institut d'Anàlisi Econòmica, CSIC and Universitat Pompeu Fabra.

Esteban, J.M. (2002). Economic Polarization in the Mediterranean Basin. *Els Opuscles del CREI*, 10.

Espitia, J. (2006). Desigualdad y Polarización de la distribución de la renta en los departamentos de Colombia. *Economía Colombiana*. Revista de la Contraloría General de la República, 312, 86-98. En

http://www.contraloriagen.gov.co/html/RevistaEC/pdfs/312_5_2_Desigualdad_y_polarizacion_de_la_distribucion_de_la_renta_en_los_departamentos_de_Colombia.pdf

European Commission, Division of Employment and Social Affairs. (Varios años). *Employment in Europe*. Recuperado el 5 de diciembre, 2007, de: http://ec.europa.eu/employment_social/employment_analysis/eie/2000_en.pdf

Fallon, P., & Verry D.. (1988). *The Economics of Labour Markets*. Oxford, UK: Philip Allan Publishers.

Flückiger, Y., & Silber, J. (1999). *The Measurement of Segregation in the Labor Force*. New York, NY: Physica Verlag.

Fossett, M., Galle, O. Kelly, W. (1986). Racial Occupational Inequality, 1940-1980: National and Regional Trends. *American Sociological Review*, 51, 421-429.

Foster, J.E., Greer, J. & Thorbecke, E. (1984). A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*, 52(3), 761-766.

Foster, J. y Wolfson M. (1992), "Polarization and the Decline of the Middle Class:Canada and the U.S.", Vanderbilt University and Statistics Canada, mimeo.

Frankel, D., & Volij, O. (2004). *Measuring Segregation*. Disponible en: <http://econ.hevra.haifa.ac.il/~mbengad/seminars/Volij.pdf>

Fuchs, V. (1975). A Note on Sex Segregation in Professional Occupations. *Applied Mathematics*, 33.

García, C., Núñez, J.J., Zamora, A., & Rivera, L.F. (2002). Análisis comparativo de la desigualdad a partir de una batería de indicadores: el caso de las Comunidades Autónomas españolas en el período 1973-1991. *Estudios de economía aplicada*, 20(1), 137-154. Disponible en: <http://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=240188>

Gasparini , L, Horenstein, M y Olivieri, (2006). Economic Polarisation in Latin America and the Caribbean: What do Household Surveys Tell Us?, *Working Papers 0038*, CEDLAS, Universidad Nacional de La Plata.

- Gradin, C.M. (2000). Polarization by Sub-Populations in Spain, 1973-91. *Review of Income and Wealth*, 46(4), 457-474.
- Gradin, C.M. (2001). Polarización y Desigualdad en Galicia y España, un análisis comparativo. *Revista de Estudios Regionales*, 59, 47-68.
- Gradin, C.M. y Rossi, M. (2001) Polarization and Wage Inequality in Uruguay, 1989-97. *El Trimestre Económico*, Vol. 67, No. 267. En SSRN: <http://ssrn.com/abstract=258597>
- Giles, D. (2004). Calculating a Standard Error for the Gini Coefficient: Some Further Results. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66(3), 425–433.
- González, N., Gómez, J.C., Mora, J.J. & Zuluaga, B. (2004). Las ganancias de señalar en el mercado laboral en Cali. *Estudios Gerenciales*, 92, 106-128.
- Hakim, C. (1981). Job Segregation: Trends in the 1970's. *Employment Gazette*, 89, 521-529.
- Heckman, J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47, 153–61.
- Heckman, J., Lochner, L., & Todd, P. (2003). *Fifty Years of Mincer Earnings Regressions*. (NBER Working Paper No. W9732). Disponible en: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=410658
- Horenstein M. y Olivieri, S. (2004). Polarización del Ingreso en la Argentina: Teoría y Aplicación de la Polarización Pura del Ingreso, *Working Papers 0015*, CEDLAS, Universidad Nacional de La Plata.
- Hutchens, R.M. (1991). Segregation curves, Lorenz curves, and inequality in the distribution of people across occupations. *Mathematical and Social Sciences*, 21, 31–51.
- James, D.R., & Taueber, K.E. (1985). Measures of Segregation. En: N. Tuma (Ed.), *Sociological Methodology* (pp. 1-32). San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Jenkins, S. (1994) Earnings discrimination measurement. A distributional approach. *Journal of econometrics*, 6, 81-102.

Jenkins, S., & Lambert, P. (1997). Three I's of Poverty Curves, with an analysis of UK poverty trends. *Oxford Economic Papers*, 49, 317-327.

Juhn, C., Murphy K. y Pierce B (1993). Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill.. *Journal of Political Economy*, 101(3), 410-442.

Kuttner, B. (1983). *The Declining Middle*. Recuperado en marzo 3, 2008, de: <http://www.theatlantic.com/politics/ecbig/declkutt.htm>

Kakwani, N. (1980). On a class of poverty measures. *Econometrica*, 48, 437-446.

Kakwani, N.C. (1994). Segregation by sex: measurement and hypothesis testing. En: S. Neuman, & J. Silber (Eds.), *Inequality in Labor Markets: The Economics of Labor Market Segregation and Discrimination* (pp. 1–26). Greenwich, CT: JAI.

Karmel, T., & MacLachlan, M. (1988). Occupational Sex Segregation-Increasing or Decreasing?. *Economic Record*, 64, 187-195.

Lazear, E.P., & Rosen, S. (1990). Male-Female Wage Differentials in Job Ladders. *Journal of Labor Economics*, 8(1), S106-123.

Lemieux, T. (2006). The "Mincer Equation" Thirty Years after Schooling, Experience, and Earnings. En S. Grossbard (Ed.), *Jacob Mincer, a Pioneer of Modern Labor Economics* (pp. 127-146). United States: Springer.

Levy, F. y R. J. Murnane (1992). U.S. Earnings Levels and Earnings Inequality: A Review of Recent Trends and Proposed Explanations, *Journal of Economic Literature*, Vol. XXX, No. 3.

Lewis, D.E. (1982). The Measurement of the Occupational and Industrial Segregation of Women. *Journal of Industrial Relations*, 24, 406-423.

Lieberson, S. (1975). Rank-sum Comparisons Between Groups. *Sociological Methodology*, Heise, D. (Ed.). San Francisco. Jussey-Bass.

Madden, J.F. (1975). Discrimination and Male Market Power. En: B. Cynthia (Ed.), *Sex, Discrimination and the Division of Labor* (pp. 146-174). New York, NY: Columbia University Press.

Merton, R.K. (1948). The Self-Fulfilling Prophecy. *The Antioch Review*, 8, 193–210.

- Mincer, J. (1958). Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. *Journal of Political Economy*, 66(4), 281-302.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, experience and earnings*. New York, NY: Columbia University.
- Mora, J.J. (2003). Sheepskin effects and screening in Colombia. *Colombian Economic Journal*, 1, 96-108.
- Moir, H., & Smith, J. (1979). Industrial Segregation in the Australian Labor Market. *Journal of Industrial Relations*, 21, 281-291.
- Myrdal, G. (1944). *An American Dilemma: The Negro Problem and Modern Democracy*. New York, NY: Harper & Row.
- Neumark, D. (1988). Employer's discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination. *Journal of Human Resource*, 23, 279-295.
- Núñez, J.J. (2006). La desigualdad económica medida a través de las curvas de Lorenz. *Revista de métodos cuantitativos para la economía y la empresa*, 2, 67-108. Disponible en: <http://www.upo.es/RevMetCuant/art6.pdf>.
- Núñez, J., Ramírez, J.C. y Taboada B (2006). Desigualdad de ingresos, esfuerzos y oportunidades - un estudio del caso colombiano. Documento CEDE 2006-11. En <http://economia.uniandes.edu.co/documentocede2006-11.htm>
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14(3), 693-709.
- Oaxaca, R., & Ransom, M.L. (1994). On discrimination and the decomposition of wage differentials. *Journal of Econometrics*, 61, 5-22.
- Pena, J.B.; Callealta, F.J.; Casas, J.M.; Merediz, A.; Nuñez, J.J. (1996). *Distribución Personal de la Renta en España*. Madrid. Pirámide.
- Pen, J. (1973), "A Parade of Dwarfs (and a Few Giants)", in A.B. Atkinson (Ed.), *Wealth, Income and Inequality*, Penguin, Middlesex.
- Plasman, R., & Sissoko, S. (2004) *Comparing Apples with Oranges: Revisiting the Gender Wage Gap in an International Perspective* (IZA Discussion Paper No. 1449). Recuperado el 5 de diciembre, 2007, de: <http://ssrn.com/abstract=644322> el 5 de diciembre de 2007.

Phelps, E.S. (1972). The Statistical Theory of Racism and Sexism. *American Economic Review*, 62(4), 659-661.

Reimers, C. (1983). Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men. *The Review of Economics and Statistics*, 65(4), 570-579.

Schafgans, M. (1998). Ethnic Wage Differences in Malaysia: Parametric and Semiparametric estimations of the Chinese-Malay wage gap. *Journal of Applied Econometrics* 13(5), 481-504.

Schmidt, A. (2002). *Statistical Measurement of Income Polarization. A cross-national comparison*. Alemania: University of Cologne.

Schultz, P. (1991). Labour market discrimination: measurement and interpretation. En: N. Birdsall & N. Sabat (Eds), *Unfair Advantage: Labour Market Discrimination in Developing Countries* (pp. 15-33). Washington, DC: The World Bank.

Silber, J (1989). On the Measurement of Employment Segregation. *Economics Letters*, 30, 237-243.

Silber, J., & Weber, M. (1999). Labour market discrimination: are there significant differences between the various decomposition procedures?. *Applied Economics*, 31, 359-365.

Silverman, B.W. (1986). *Density Estimation for Statistics and data analysis*. Chapman & Hall. London

Siltanen, J. (1990). Further Comment on the Sex Ratio Index. *Work, Employment and Society*, 4(4), 599-603.

Siltanen, J., Jarman, J., & Blackburn, R.M. (1995). *Gender Inequality in the Labour Market, Occupational Concentration and Segregation*. Geneva: International Labour Office.

Sharir, S. (1995). Is Discriminatory Monopsony by Sex a Viable Model?. *Journal of Economics*, 21(2), 87-94.

Smith, A (1994). *La riqueza de las Naciones*. Alianza Editorial, Madrid.

Smith, R. (1979). Compensating Wage Differentials and Public Policy: A Review. *Industrial and Labor Relations Review*, 32(3), 339-352.

Stewart, M.B. (1983). Racial discrimination and occupational attainment in Britain. *Economic Journal*, 93, 521-541.

Tenjo, J. (1992). *Labor Markets, the Wage Gap and Gender Discrimination: The Case of Colombia*. Washington, DC: The World Bank.

Tenjo, J. (1993). 1976-1989: cambios en diferenciales salariales entre hombres y mujeres. *Planeación y Desarrollo* (Edición Especial, pp. 117-132). Bogotá, Colombia: Departamento Nacional de Planeación.

Tenjo, J. (1997). El Desempleo Femenino: Construyendo Soluciones Conjuntas. En: Dirección Nacional de Equidad para las Mujeres (Eds.), *Memorias del Taller Nacional Tripartito para enfrentar el Desempleo Femenino*. Bogotá, Colombia: Presidencia de la República.

Tenjo, J. (2000). *Evolución del empleo y los salarios de hombres y mujeres en el sector financiero*. Bogotá, Colombia: Universidad Javeriana.

Tenjo, J., & Ribero, R. (1997). *Diagnóstico del Mercado Laboral Femenino en Colombia*. Bogotá, Colombia: Universidad de los Andes.

Tenjo, J., Ribero, R., & Bernat, L.F. (2002). Evolución de las diferencias salariales por sexo en seis países de América Latina. *Documentos de Economía*, 1.

Urdinola, B. (1999). Segregación Laboral en las siete principales ciudades del país. En: Departamento Nacional de Planeación, Unidad de Análisis Macroeconómico, República de Colombia (Eds.), *Archivos de Macroeconomía*, Documento 109. Colombia: DNP.

White, H. (1980). A Heteroskedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817-838.

Winship, C. (1977). A revaluation of indexes of residential segregation, *Social Forces*, 55(4), 1058-1066.

Wolfson, M.C. (1994). When Inequalities Diverge. *The American Economic Review*, 84(2), 353-358.

Wolfson, M.C. (1997). Divergent Inequalities- Theory and Empirical Results. Research Paper Series, Analytical Studies Branch, 66. En: <http://ideas.repec.org/p/stc/stcp3e/1997066e.html>