



Centro de Estudios
para el Desarrollo
y la Participación



consorcio de investigación
económica y social

Exclusión y discriminación en contra de la población con discapacidad en el mercado laboral peruano: Un análisis de descomposiciones paramétricas y no paramétricas

Informe final

Stanislao Maldonado¹

Abril del 2007

(Comentarios bienvenidos)

JEL: I1, J2, y J3.

Palabras claves: Discapacidad, exclusión social, discriminación, descomposiciones microeconómicas.

¹ CEDEP. Faustino Sánchez Carrión 790, Magdalena del Mar, Lima, Perú. stany@cedepperu.org.

**Exclusión y discriminación en contra de las personas con discapacidad
en el mercado laboral peruano:
Un análisis de descomposiciones paramétricas y no paramétricas**

INDICE

Agradecimientos.....	4
Resumen Ejecutivo.....	6
1. Introducción.....	9
2. La discapacidad: Una aproximación al concepto y a su tratamiento empírico.....	15
2.1. El concepto de discapacidad. Implicancias para el cálculo de la extensión de la población con discapacidad.	
2.2. Impacto de la medición de la discapacidad sobre el tratamiento econométrico.	
3. La exclusión social en contra de las personas con discapacidad en el mercado laboral.....	23
3.1. Exclusión social y discapacidad: Una mirada a la literatura.	
3.2. Exclusión social: Un enfoque de justicia distributiva.	
3.3. Hipótesis preliminares.	
3.4. Evidencia empírica preliminar sobre las hipótesis del estudio.	
4. Evaluando las brechas por discapacidad en el mercado laboral: Estrategias de descomposición econométrica.....	37
4.1. Una breve revisión de la literatura sobre descomposiciones salariales y sus aplicaciones a la temática de la discapacidad.	
4.2. Descomposición no lineal de las diferencias en tasas de participación laboral entre personas sin discapacidad y con discapacidad.	
4.3. Descomposición paramétrica de las diferencias salariales entre personas sin discapacidad y con discapacidad.	
4.4. Descomposición no paramétrica de las brechas de participación y de salario entre personas sin discapacidad y con discapacidad.	

5. Resultados empíricos.....	51
5.1. Datos y variables del estudio.	
5.2. Estadísticas descriptivas.	
5.3. Brechas en participación y empleo según estrategias de descomposición paramétricas no lineales.	
5.4. Brechas de participación según estrategias de descomposición no paramétricas.	
5.5. Brechas salariales según estrategias de descomposición paramétricas.	
5.6. Brechas salariales según estrategias de descomposición no paramétricas.	
5.7. Reflexiones Finales.	
6. Conclusiones y recomendaciones de política.....	70
Bibliografía.....	75
Apéndices.....	80
Apéndice 1: Definición de las variables utilizadas en el estudio.	
Apéndice 2: Estudios seleccionados sobre discriminación laboral en contra de las personas con discapacidad.	
Apéndice 3: Estimación de los efectos del tratamiento con técnicas de emparejamiento (matching).	
Apéndice 4: Cuadros de resultados.	

Agradecimientos

(A ser completado en la versión definitiva del estudio)

El presente estudio forma parte del Programa de Investigaciones 2005 del Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES), llevado a cabo gracias a los auspicios de la Agencia Canadiense para el Desarrollo Internacional (ACDI) y el Centro de Investigación para el Desarrollo Internacional (IDRC). Como autor deseo agradecer el financiamiento otorgado por estas instituciones para el desarrollo de este estudio, así como la paciencia y comprensión del personal del CIES durante el desarrollo del proyecto, sobre todo por los cambios involuntarios en el ritmo del mismo.

Muchas personas e instituciones contribuyeron significativamente con el desarrollo de este estudio. En primer lugar, deseo agradecer la confianza de CEDEP en la persona del señor Félix Wong por permitirme formar parte de esta familia y a Juan Chacaltana por las innumerables conversaciones respecto a varios temas relacionados con el estudio. Debo agradecer también al referí anónimo designado por el CIES por sus comentarios al primer borrador de este trabajo, así como a Pedro Francke y Liliana Peñaherrera por introducirme a la temática de la discapacidad cuando me confiaron la realización del estudio sobre trabajo para la Comisión de Estudios de Discapacidad del Congreso de la Republica (CEEDIS). Producto de ello es mi primer libro titulado *“Trabajo y Discapacidad en el Perú: Mercado Laboral, Políticas Públicas e Inclusión Social”*, publicado por el Fondo Editorial del Congreso del la Republica y el Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) el año pasado. Este trabajo responde en gran medida a algunas preguntas que no pude responder en aquella ocasión, y brinda además un tratamiento empírico más sofisticado a muchas de las cuestiones discutidas en aquel trabajo.

La mayor parte de este estudio se desarrolló fuera del Perú, mientras me encontraba haciendo mis estudios de postgrado en la Universidad de San Andrés en Buenos Aires, gracias a una beca de la Cooperación Técnica Belga (CTB), de la cual estoy profundamente agradecido. Muchas personas en San Andrés me brindaron consejos y útiles comentarios respecto a varios aspectos del estudio, así como resolvieron muchas de mis dudas respecto a las fortalezas y limitaciones de los métodos econométricos utilizados. Quiero agradecer en especial a Walter Sosa-

Escudero, Leonardo Gasparini y Sebastián Galiani por todo lo aprendido en estos tópicos durante mi estadía en San Andrés.

El estadio final de este estudio se desarrollo en Washington, DC, mientras me desempeñaba como Junior Professional Associate del Banco Mundial. Conversaciones con Wendy Cunningham y Alvaro Forteza fueron en extremo provechosas para clarificar muchos de los temas aquí discutidos. Un agradecimiento especial a Hugo Ñopo del Departamento de Investigación del Banco Interamericano de Desarrollo por facilitarme los algoritmos para el computo de la descomposición de su autoría, y por discusiones respecto a la temática de la discriminación.

Finalmente, no quiero dejar pasar la oportunidad de agradecer a todas las personas que me apoyaron de diversas formas en los últimos años, desde mi época de estudiante en la Universidad de San Marcos en Lima. Como es de rigor, la responsabilidad por lo aquí escrito solo compete a mi persona y no compromete a ninguna de las personas e instituciones aquí mencionadas.

Resumen Ejecutivo

El objetivo central del estudio consiste en caracterizar la naturaleza de la exclusión social en contra de las personas con discapacidad (PCD) en el mercado laboral peruano y evaluar si esta se encuentra asociada a su vez con patrones de discriminación. Evidencia recogida previamente (Maldonado 2006) demuestra que la exclusión social que caracteriza a este grupo es significativa, por lo que la estimación econométrica de la extensión de la discriminación en contra de este colectivo servirá como test para evaluar si, además de exclusión social, existe discriminación. La razón de nuestro interés radica en evaluar si los resultados de Figueroa (2003) y Figueroa et al (2005), que indican a nivel conceptual y empírico que el problema central en la explicación de la dinámica de la desigualdad en la sociedad peruana es la exclusión social y no la discriminación, se sostiene cuando hablamos de grupos excluidos particulares, como es el caso de las PCD. Si se encontrase que la discriminación juega un rol importante, entonces una política de inclusión social basada exclusivamente políticas de expansión de activos sería inefectiva.

Desde un punto de vista conceptual, un primer tema que amerita discusión se relaciona con la definición de la discapacidad y sus implicancias para el análisis econométrico. La clasificación sugerida por la Organización Mundial de la Salud (OMS) provee de un marco conceptual sugerente cuyos vínculos con un enfoque de exclusión social son bastante nítidos. Sin embargo, la complejidad asociada a su implementación explica el hecho de que las encuestas de hogares que han abordado el tema de la discapacidad en los países de la región utilicen clasificaciones ad-hoc a la hora de indagar respecto al estatus de discapacidad de las personas. Un primer problema asociado a esta salida es la dificultad obtener estimados consistentes y comparables internacionalmente respecto a la extensión de la discapacidad, debido a que la forma en que la pregunta es redactada afecta significativamente dicha extensión. Asimismo, genera problemas de endogeneidad en el análisis econométrico, debido a que la disposición de reportar el status de discapacidad podría estar influenciada por el estatus de empleo, o por la existencia de incentivos sociales y económicos asociados a la declaración del status de discapacidad.

Dada la complejidad del fenómeno bajo análisis, un marco teórico es necesario a fin de evaluar las interrelaciones entre la discapacidad y la exclusión social asociada a esta. Para ello se utilizó la propuesta conceptual presentada en Maldonado (2006), inspirada en Figueroa (2003), según la cual la discapacidad puede ser entendida como un fenómeno de exclusión social cuyo origen deviene de la pérdida o escasez de activos naturales. En una perspectiva de ciclo de vida, dicha situación afecta la acumulación de activos sociales influyendo, por tanto, en la inserción en las instituciones básicas de la sociedad y, por ende, en los mercados básicos, en donde dichos activos son realizados. Como resultado la exclusión social no será aleatoria, y afectará por tanto a aquellos que tengan menores dotaciones de activos naturales y sociales.

A fin de detectar la presencia de discriminación en contra de las PCD se utilizan técnicas paramétricas -como la que se desprenden de los trabajos seminales de Oaxaca (1973) y Blinder (1973)- y no paramétricas -como las sugeridas a partir de la literatura de evaluación de programas- a fin de determinar el peso de las dotaciones de activos en la explicación de las brechas observadas en términos de probabilidad de participación, empleo y salarios. Específicamente, desde una perspectiva paramétrica se utilizó la versión de la descomposición de Oaxaca-Blinder para modelos no lineales desarrollada por Fairlie (2005) para las brechas de participación y empleo, y la versión de Reimers (1983) para el caso de las brechas salariales. Desde una perspectiva no paramétrica, se utilizó la descomposición de Ñopo (2004), así como técnicas de emparejamiento utilizadas en la literatura de evaluación de programas, como es el caso del estimador de Abadie e Imbens (2006) y el *propensity score matching*, para el caso de las brechas de participación y salarios.

Para el caso de las brechas de participación y empleo, los resultados del estudio encuentran que el componente explicado de la misma representan, respectivamente, -29.31% y -21.62% del total. Este último resultado es ligeramente más alto que el encontrado por Mitra y Sambamoorthi (2006), quienes estiman esta contribución en -18.6% para el caso de la India. Cuando utilizamos la estrategia de descomposición basada en el método de emparejamiento sugerida por Ñopo (2004), se encuentra que un 52% de la brecha en términos de probabilidades de participación entre PCD y PSD no es explicada por diferencias en características observables entre los grupos comparados ni por diferencias en el soporte de las distribuciones de dichas características. Los resultados obtenidos a partir de estrategias de emparejamiento alternativas como la de Abadie e Imbens (2002, 2006) y el *propensity score*

matching van en esa misma dirección. De esta manera, el componente no explicado, asociado en la literatura con la presencia de discriminación, es significativo y explica una parte importante de las brechas en términos de probabilidad de participación y empleo observadas.

En el caso de las brechas salariales, se encontró que el componente no explicado de la diferencia entre ambos grupos, computada mediante la estrategia de descomposición de Reimers (1983), y que es asociada a la presencia de discriminación en la literatura, es del orden del 70%. Mediante el uso de la técnica no paramétrica sugerida por Ñopo (2004), hemos estimado dicho componente no explicado de la brecha salarial es del orden del 32%. De acuerdo con estos resultados, las PCD no solamente se enfrentan a altos niveles de exclusión laboral (expresados en una baja probabilidad de empleo) sino que además sufren de discriminación salarial. Así, las PCD no solo son excluidas laboralmente en razón de la exclusión padecida en el proceso de competencia por activos claves para el desarrollo humano como la educación, sino que también son discriminadas.

Las implicancias de política pública de este resultado sugieren la ineffectividad de las políticas basadas exclusivamente en la expansión de activos y otorgan sustento a políticas más amplias que incluyan además estrategias de acción afirmativa a favor de este colectivo.

1. Introducción

En el Perú, los últimos años han sido testigos de una creciente preocupación por parte del Estado y de la sociedad en su conjunto respecto a las condiciones de exclusión y privación que padecen las personas con discapacidad (PCD). Las iniciativas a fin de revertir esta situación se multiplicaron, y en particular el Estado Peruano ha respondido al reto que implica combatir la exclusión social asociada a la presencia de la discapacidad con un marco legal que pretende garantizar condiciones de igualdad de oportunidades para las PCD². En esa línea se inscribe el vigente “Plan Nacional de Igualdad de Oportunidades para las Personas con Discapacidad 2003-2007” (PIO-PCD), formulado e implementado durante la administración de Alejandro Toledo, el mismo que contiene un conjunto de políticas públicas orientadas a favorecer las condiciones de vida de este grupo humano mediante una estrategia integral que aborda dimensiones relacionadas con su desarrollo humano y social³.

Este creciente interés del Estado y la sociedad, se sustentan no solo en el hecho de que las PCD padecen procesos de exclusión particularmente intensos en términos de acceso al bienestar, sino que, contra lo que se presume habitualmente, este grupo humano tiene una extensión poblacional significativa. De acuerdo con un estudio llevado a cabo conjuntamente por el Instituto Nacional de Rehabilitación y la Organización Panamericana de la Salud (INR-OPS 1993), se estimó que el 45.40% de la población peruana presentaba alguna deficiencia, el 31.28% tenía alguna discapacidad y el 13.08% era minusválida, es decir, con una discapacidad asociada a la ausencia de integración social. Un estimado reciente de la Encuesta Continua del 2006 realizada en el marco del Censo del 2005 arrojó que el 8.7% de la población peruana presenta algún tipo de discapacidad. Esto representa alrededor de dos millones trescientos mil peruanos, cuyas condiciones de acceso al

² En esa misma dirección, deben considerarse la construcción paulatina de instancias estatales orientadas a responder a las necesidades de las PCD. Entre estas debemos tener en cuenta al Consejo Nacional para la Integración de las Personas con Discapacidad (CONADIS) bajo la tutela del Ministerio de la Mujer y Desarrollo Social (MIMDES), y la Comisión Especial de Estudios de Discapacidad del Congreso de la República (CEEDIS), aunque luego del cambio de gobierno no se sabe si es que esta última continuará con sus labores. Adicionalmente, es importante considerar las oficinas implementadas por diversos gobiernos locales para atender a las PCD, así como las instancias especializadas que se vienen implementando en áreas claves dentro del poder ejecutivo, como es el caso de la Oficina de Atención a las Personas con Discapacidad del Ministerio de Trabajo y Promoción del Empleo (MTPE).

³ No es objetivo de este trabajo discutir la relevancia del PIO-PCD como instrumento para mejorar las condiciones de vida de las PCD. El lector interesado puede revisar los trabajos de Francke y Cordero (2004), y Maldonado (2006) para una discusión al respecto.

bienestar se encuentran severamente constreñidas, de acuerdo a los hallazgos de la escasa y reciente literatura existente sobre el tema para el caso peruano.

Hasta hace poco, no se disponían de fuentes confiables que den cuenta de la profundidad y extensión de la exclusión social que padece este colectivo. Hace unos meses atrás, en un esfuerzo que no tiene precedentes en América Latina, la CEEDIS -en alianza con el Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo- publicó un conjunto de estudios que dan cuenta de las dificultades experimentadas por las PCD en dimensiones fundamentales del bienestar humano como son la educación, la salud y el mundo de trabajo⁴. Los resultados de dichos estudios dan cuenta de mecanismos de exclusión social persistentes y particularmente agudos, siendo en esa dirección, el acceso y progreso en el mundo laboral de particular relevancia para el caso de las PCD. Así, de acuerdo con los resultados de la Consulta Nacional de Discapacidad, se encontró que alrededor del 60% de las PCD entrevistadas señaló que nunca se cumplía su derecho a un trabajo digno, mientras que un 39% indicaba que a ello ocurría solo a veces (Tovar y Fernández 2006b). Ello colocaba las demandas por el cumplimiento de su derecho al trabajo en el primer lugar, muy por encima de otras dimensiones importantes de su bienestar como las indicadas líneas arriba.

Es precisamente en la temática laboral en donde los avances alcanzados en términos de inclusión social son bastante modestos. Las PCD continúan experimentando tasas de desempleo significativamente más altas, tasas de participación laboral más bajas y relativamente menores niveles salariales que la población en general. En el estudio encargado por la CEEDIS sobre la temática, Maldonado (2006) encontró que las condiciones laborales de las PCD son particularmente graves si se los compara inclusive con otros grupos socialmente postergados. Así por ejemplo, alrededor del 76% se encontraba en condición de inactividad, con una tasa de desempleo que es 70% más alta que para el caso de las personas sin discapacidad (PSD) y con diferencias de género importantes que colocan en particular desventaja a las mujeres.

Una de las conclusiones fundamentales del estudio mencionado señala que la variable laboral relevante para el caso peruano es la baja tasa de participación en el mercado de

⁴ Véase en particular, Arroyo (2006) para el caso de salud, Tovar y Fernández (2006a) para el caso de educación, y Maldonado (2006) para el caso de trabajo. Versiones virtuales de los estudios mencionados pueden accederse por medio de la Biblioteca Virtual de Discapacidad del Congreso de la Republica en <http://www.digitalsil.com/virtual/estudios.html>

trabajo, más que la existencia de diferenciales salariales significativos entre PCD y PSD⁵. Inclusive, el autor no encontró diferencias salariales significativas entre las PCD y las PSD, aunque es importante mencionar que dicho resultado no fue estimado mediante alguna técnica econométrica de descomposición salarial como las utilizadas en la literatura especializada. De hecho, una de las conclusiones del estudio indicaba que una vez que se lograba la inserción laboral, los ingresos por trabajo de las PCD no eran, en promedio, significativamente distintos a los ingresos de las PSD. Dicho resultado sugiere, en términos teóricos, que el problema que enfrentaba este grupo humano no era la discriminación sino más bien la exclusión⁶. Así, aquellas PCD que lograban superar las barreras sociales que impedían acumular activos que favorezcan su inserción laboral tenían, en promedio, niveles salariales similares que las PSD. Dicha conclusión es consistente con los resultados teóricos y empíricos de Figueroa (2003), y Figueroa y Barrón (2005), los cuales indican que el principal factor en la explicación de la desigualdad es la exclusión y no la discriminación. En el contexto específico del mercado laboral y tomando como vector de exclusión el origen étnico, Figueroa encuentra que la probabilidad de empleo no es diferente entre grupos étnicos una vez que se controla por años de estudio. Sin embargo, los años de estudios si dependen del origen étnico del individuo, lo cual configura un problema de exclusión⁷.

Las implicancias en términos de política de este resultado son relevantes. De acuerdo con los mismos, la reducción de la desigualdad tendría como condición necesaria y suficiente la eliminación de las barreras que impiden el acceso de los grupos menos aventajados a activos sociales claves como la educación. El origen étnico, o la discapacidad en nuestro caso, dejarían de ser relevantes en el mercado laboral si es que se mejoran –por ejemplo- las condiciones de acceso a la educación de estos grupos excluidos. Sin embargo, no es evidente que dicho resultado sea robusto cuando consideramos grupos excluidos específicos como las PCD. Solamente existe un estudio al respecto, el mismo que

⁵ Este resultado es similar al obtenido por Mitra y Sambamoorthi (2006) para el caso de la India. Este es, hasta donde alcanza nuestro conocimiento, el único país en desarrollo, a parte del Perú, en donde el tema ha sido estudiado empíricamente.

⁶ Aunque en la literatura muchas veces ambos términos suelen tomarse como sinónimos, conceptualmente aluden a fenómenos distintos. En el contexto del mercado laboral, la discriminación surge cuando a un individuo (o un colectivo de estos) ve restringido o limitado su acceso a las oportunidades laborales (sea en relación a su retribución o el tipo de puesto de trabajo) *a pesar de disponer de niveles de productividad similares a los sectores no discriminados*. Por su lado la exclusión alude en este mismo contexto a la incapacidad de lograr el acceso a las oportunidades laborales debido a la carencia de activos necesarios para el desempeño de una función determinada, es decir, el colectivo discriminado tiene niveles de productividad inferiores a los no discriminados.

⁷ De acuerdo con Figueroa et al (2005:26), “...two individuals with the same amount of schooling but different ethnic backgrounds have the same probability of being employed as white-collar workers. However, the core of inequality rests on the fact that indigenous groups are excluded from the process of accumulating human capital, i.e. that they do not have the same probability of acquiring education. This finding implies that exclusion, not discrimination, is the main issue in the labor market”.

no fue diseñado con el propósito de dar una respuesta consistente a la pregunta de nuestro interés, teniendo por tanto una serie de limitaciones. En primer lugar, el número de observaciones de PCD en la encuesta utilizada (Encuesta Nacional de Hogares 2003 del III Trimestre del MTPE) es muy reducido, llegando apenas a 98 aquellas PCD que en el momento de la encuesta se encontraban trabajando. En segundo lugar, el análisis es básicamente descriptivo, por lo que el cálculo de la diferencia salarial es simplemente una gruesa comparación de medias salariales entre ambos grupos⁸.

En el caso específico de las diferencias salariales, la evidencia empírica internacional sugiere la existencia de discriminación salarial en contra de las PCD. Así por ejemplo, Pagán y Marchante (2004) estiman que la diferencia salarial entre las PSD y las PCD es de 16.61% para el caso de España mientras que Kidd, Sloane y Ferko (2000) la calculan en 13.11% para el caso de Inglaterra. En el caso de Estados Unidos, Baldwin y Johnson (1994) calculan la brecha en 6.69% para el caso de los discapacitados y en 26.25% para el caso de los minusválidos. Estimados más recientes de Baldwin y Johnson (2000) estiman que la diferencia salarial en Estados Unidos es de 16.63% para el caso del grupo de PCD con discapacidades menos perjudiciales y de 18.35% para el grupo de PCD con discapacidades más perjudiciales. Así, la evidencia empírica señala que la discriminación salarial en contra de las PCD sería significativa, aunque se sabe muy poco de los que ocurre en los países en desarrollo debido a la carencia de estudios que den cuenta del fenómeno en cuestión. Hasta donde alcanza nuestro conocimiento, solo se disponen de dos estudios al respecto. Mitra y Sambamoorthi (2006) para el caso de la India rural, el mismo que no encuentra evidencia respecto a diferencias salariales entre PCD y no PCD, y Maldonado (2005b) para el caso de Perú, quien encuentra evidencia de parcial de discriminación salarial, aunque con técnicas paramétricas exclusivamente.

Queda por tanto pendiente aún la realización de un análisis econométrico completo que nos permita juzgar si efectivamente las PCD solamente enfrentan problemas de exclusión - como los detalladamente estudiados por Maldonado (2006)- y no de discriminación en el mercado laboral. Las implicancias de política de un análisis de esta naturaleza son importantes pues de encontrarse que, a pesar de controlar adecuadamente por los años de estudio, la discriminación persiste en el mercado laboral de las PCD, entonces las políticas públicas de inclusión laboral para este sector deberían ejercer un rol más activo e ir más allá de la mejora de los niveles educativos. La mejora en el acceso a activos sociales claves

⁸ Es importante destacar que el estudio que discutimos no pretendía ir más allá de un estado de la cuestión sobre la temática de empleo de las PCD. Véase la introducción del estudio mencionado para más detalles al respecto (Maldonado 2006).

como la educación sería una condición necesaria pero no suficiente para avanzar en la mejora de la calidad de vida de este grupo humano, por lo que sería preciso establecer mecanismos de acción afirmativa que reduzcan los niveles de discriminación en contra de este colectivo⁹.

En el presente trabajo, nos proponemos hacer una evaluación econométrica de la extensión de la exclusión social y discriminación de las PCD en el mercado laboral peruano. En primer lugar, el estudio se propone evaluar los determinantes de la exclusión social en el mercado laboral, expresados fundamentalmente para el caso de las PCD en las bajas tasas de participación laboral y ocupación. Para ello se utilizan técnicas paramétricas -como la que se desprenden de los trabajos seminales de Oaxaca (1973) y Blinder (1973)- y no paramétricas -como las sugeridas a partir de la literatura de evaluación de programas- a fin de determinar el peso de las dotaciones de activos en la explicación de las brechas observadas en términos de probabilidad de participación y empleo. El segundo objetivo es hacer lo mismo para el caso de las brechas salariales.

A nuestro entender, este trabajo realiza varias contribuciones a la literatura. En primer lugar, constituye el primer tratamiento integral desde un punto de vista empírico de la exclusión y discriminación que padece el colectivo de las PCD para el caso de los países en desarrollo. Los trabajos previos en la literatura contienen un tratamiento parcial de la temática. Así, Maldonado (2005b) solo se concentra en las brechas salariales usando estrategias paramétricas, mientras que Mitra y Sambamoorthi (2006) utilizan solo técnicas paramétricas para las brechas de participación. En este último caso además, habría que destacar la limitada cobertura geográfica y el tamaño limitado de la muestra en relación con el presente trabajo¹⁰. A diferencia de los casos anteriores, en este estudio se utilizan tanto técnicas paramétricas como no paramétricas, tanto para el caso de las brechas de participación y empleo, como para el caso de las brechas salariales. En segundo lugar, es el primer tratamiento de la temática de discapacidad con técnicas utilizadas en el campo de

⁹ Es importante tener en cuenta que el uso de la variable educativa como variable fundamental en el análisis de las diferencias en términos de exclusión social obedece al rol que le ha asignado la literatura sobre el tema como mecanismo fundamental para la movilidad social. Ello no desconoce el rol que cumplen otros activos sociales resaltados por la literatura, pero el hecho de que sea una variable bajo el control de los hacedores de política le otorga una ventaja en relación a las otras.

¹⁰ El estudio de estos autores se elaboró con una encuesta especializada llevada a cabo por el Banco Mundial en 15 villas de Tamil Nadu, en India. La muestra total es bastante pequeña, apenas 1243 entrevistados, de los cuales 262 personas declaraban tener una discapacidad. Una consecuencia natural de esta limitación consiste en que los errores estándar serán relativamente grandes, lo cual puede eventualmente poner en cuestión la significancia estadística de los resultados obtenidos. En el caso de este estudio, el número de PCD en la muestra agregada es de 650 y cobertura geográfica comprende Lima Metropolitana y siete ciudades capitales del interior del país. Dado a que no se incluyen observaciones provenientes de áreas rurales, este estudio solo se concentra en zonas urbanas.

evaluación de programas para el caso de América Latina. El único estudio del que tenemos conocimiento en ese respecto es el de Lechner y Vazquez-Alvarez (2003) para el caso de Alemania. En tercer lugar, el estudio contribuirá a mejorar nuestro entendimiento de los procesos de exclusión social en la sociedad peruana a partir del análisis de un colectivo que padece dichos procesos con particular intensidad. En ese sentido, este trabajo pretende ser una contribución a la literatura sobre desigualdad social en el Perú en la medida que permitirá comprender las complejidades que emergen cuando analizamos colectivos excluidos en particular, abogando por tanto por la necesidad de ampliar el marco de políticas de combate a la exclusión a fin de tomar en cuenta las heterogeneidades existentes entre los grupos de excluidos.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se discute el concepto de discapacidad y las dificultades conceptuales asociadas al estudio de dicho fenómeno. La sección 3 discute la naturaleza de la exclusión social asociada a este colectivo. La sección 4 presenta y discute la literatura sobre discriminación salarial, así como los métodos econométricos a utilizarse en este estudio. La sección 5 presenta la base de datos utilizada y las variables usadas. La sección 6 presenta los principales resultados del ejercicio econométrico. El documento finaliza con una serie de conclusiones y recomendaciones que se desprenden del estudio.

2. La discapacidad: Una aproximación al concepto y a su tratamiento empírico

2.1. El concepto de discapacidad. Implicancias para el cálculo de la extensión de la población con discapacidad¹¹.

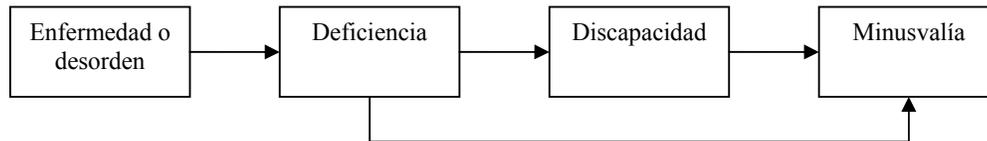
Una adecuada comprensión de los fenómenos de exclusión social asociados a la discapacidad, requieren un esfuerzo previo por precisar la naturaleza del fenómeno y limitar su extensión. Ciertamente, es aquí precisamente en donde las dificultades para abordar el análisis de la discapacidad se manifiestan en su máxima expresión lo cual se hace patente en las limitaciones existentes para construir indicadores consistentes y comparables. Las clasificaciones internacionales han tratado de avanzar hacia esa dirección, mas aún son precarios los logros alcanzados, por lo que mucho trabajo analítico y empírico necesita hacerse todavía a fin de mejorar nuestra comprensión del fenómeno.

Uno de los primeros intentos realizados para proveer de una clasificación consistente de la discapacidad fue hecha por la Organización Mundial de la Salud (OMS) a través de su Clasificación Internacional de Deficiencias, Discapacidades y Minusvalías (ICIDH por sus siglas en ingles). La introducción del ICIDH significó toda una revolución para la investigación y las políticas públicas sobre discapacidad en virtud de la inclusión por primera vez de factores de índole personal, social y ambiental en un marco conceptual formal sobre el tema. De acuerdo con esta clasificación existen tres niveles interrelacionados en el análisis del fenómeno de la discapacidad: la deficiencia, la discapacidad y la minusvalía. Se entiende por deficiencia toda carencia, perdida o anomalía de una estructura o función física, psicológica o anatómica mientras que por discapacidad se define toda carencia o restricción, producto de una deficiencia, de la capacidad para realizar una actividad en forma y dentro del margen considerado normal para un ser humano en su contexto social. La deficiencia y la discapacidad fueron causalmente vinculados al concepto de minusvalía, el cual alude a la situación de desventaja para el desempeño de un rol considerado normal en función de la edad, género, factores sociales, culturales, etc., representando por tanto desventajas para la participación social (Metts 2000: 1-4) (Ver Figura 1). Así por ejemplo, la polio (una enfermedad) puede

¹¹ Esta sección sigue muy de cerca y extiende en muchos sentidos la discusión conceptual sobre la discapacidad presentada en Maldonado (2006).

causar parálisis (una deficiencia) la cual a su vez puede derivar en limitaciones para la movilidad de las personas que la padecen (una discapacidad) lo que podría crear condiciones que dificulten el acceso al empleo (una minusvalía)¹².

Figura 1: El Fenómeno de la Discapacidad según el ICIDH Original



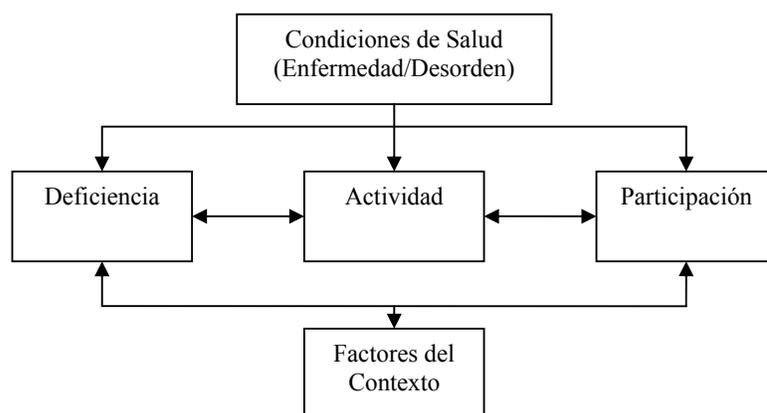
Fuente: Dudzik, Elwan y Metts (2002)

A pesar del avance que significó la introducción del ICIDH para el análisis y la formulación de políticas públicas orientadas a la inclusión de las PCD, fue sometido a una severa crítica debido a su enfoque esencialmente médico. Por esta razón, la OMS reformuló su propuesta original e introdujo el ICIDH-2 con el propósito de superar estas limitaciones y de paso incorporar todas las ventajas que se obtuvieron al trabajar con la versión original. En este nuevo marco, la discapacidad es un término que hace alusión a tres dimensiones claves del fenómeno bajo análisis: a) estructura corporal y funcionamientos o desempeños, b) actividades personales y, c) participación en sociedad (Ver Figura 2). Una deficiencia es definida como una pérdida o anomalía de la estructura corporal, o de un desempeño o función psicológica o mental; una actividad es entendida como la naturaleza y extensión de un desempeño al nivel de la persona; y la participación es concebida como la naturaleza y extensión del involucramiento de la persona en situaciones de la vida en relación con deficiencias, actividades, condiciones de salud y el contexto social (Metts 2000:3 y Elwan 1999:2)¹³. Así, bajo esta perspectiva, la discapacidad es un fenómeno básicamente social, quedando evidente la interrelación de este fenómeno con diversas dimensiones el bienestar humano, en especial sus vínculos con las condiciones de privación que padecen las personas, expresados particularmente en la pobreza, la marginación y la exclusión social.

¹² Véase Dudzik, Elwan y Metts (2002) y Metts (2000) para una discusión más detallada de este punto.

¹³ Es importante reconocer que lo más importante en la nueva versión del ICIDH es la incorporación de un enfoque que enfatiza el rol del contexto social en la generación de procesos de exclusión contra las personas con discapacidad. Así por ejemplo, en este modelo se reconoce que las restricciones o limitaciones a la participación es el resultado de factores del entorno (como la cultura, las instituciones, y las actitudes hacia las personas con discapacidad) como de factores personales (género, edad, educación, etc.) los cuales también están influenciados por la estructura social.

Figura 2: El Fenómeno de la Discapacidad según el ICIDH-2



Fuente: Dudzik, Elwan y Metts (2002)

Las conexiones del ICIDH-2 con un enfoque de exclusión social son bastantes sólidas y evidentes. El ICIDH-2, al poner en el centro los factores del entorno social, reconoce implícitamente que son procesos de exclusión, que no tienen necesariamente correlato directo con la existencia de deficiencias o restricciones a la actividad, los que se hayan detrás de las restricciones a la participación en la vida en sociedad que padecen, con peculiar intensidad, las personas con discapacidad. Así por ejemplo, aunque sea posible para una PCD contar con las herramientas necesarias para desempeñarse en una actividad laboral en las mismas condiciones que una PSD, el estigma social que existe en contra de ellos es tan intenso que simplemente se les margina de partida, afectándose con ello inclusive la capacidad de apropiación de los retornos de los otros activos sociales que la PCD haya podido adquirir durante su ciclo de vida. Así, lo que realmente importa en términos analíticos desde nuestra perspectiva, es evaluar los procesos sociales que excluyen a las PCD de participar en actividades que consideran valiosas y a las que le otorgan importancia en el sentido sugerido por Sen (2000), para lo cual es relevante introducir en enfoque de exclusión que nos otorgue un marco de referencia adecuado para analizar dichos procesos¹⁴.

En términos prácticos, medir la extensión de la discapacidad mediante el enfoque anterior no está exento de problemas. Para algunos, el meollo central del asunto radica en establecer en que sentido la discapacidad impide el ejercicio de una actividad determinada, más que clasificar a las personas según su discapacidad. Una PCD con limitaciones visuales ciertamente no podrá desempeñarse como conductor de autobuses, pero no hay nada que impida que pueda realizar labores de operador telefónico. Por otro lado, la

¹⁴ Para una discusión de las relaciones entre la discapacidad y el enfoque de Amartya Sen, véase Sen (2004).

medición de la discapacidad de acuerdo con los clasificadores internacionales es costosa en términos relativos si uno lo compara con una encuesta de hogares estándar. De ahí que estas últimas, cuando incorporan alguna pregunta al respecto, tienden a hacerlo mediante aproximaciones ad-hoc, puesto que un esfuerzo de medición como el exigido por la OMS requiere de un esfuerzo más especializado y detallado, mayor preparación por parte de los encuestadores, y con ello un incremento significativo de los costos. Ello ha derivado en una disyuntiva, pues, aunque mas precisa en la determinación de la discapacidad, el uso de los clasificadores es complicado y costoso, expresándose ello en problemas de cobertura y tamaños de muestra más reducidos, así como dificultades para un levantamiento continuo de la información, y con ello limitaciones en términos de representatividad de los resultados. La contrapartida es mayores niveles de cobertura y disponibilidad de información con mayor regularidad, pero imprecisión en la determinación de la discapacidad, lo cual es fuente de potenciales problemas de endogenidad en el análisis econométrico, como los que discutiremos en la sección siguiente.

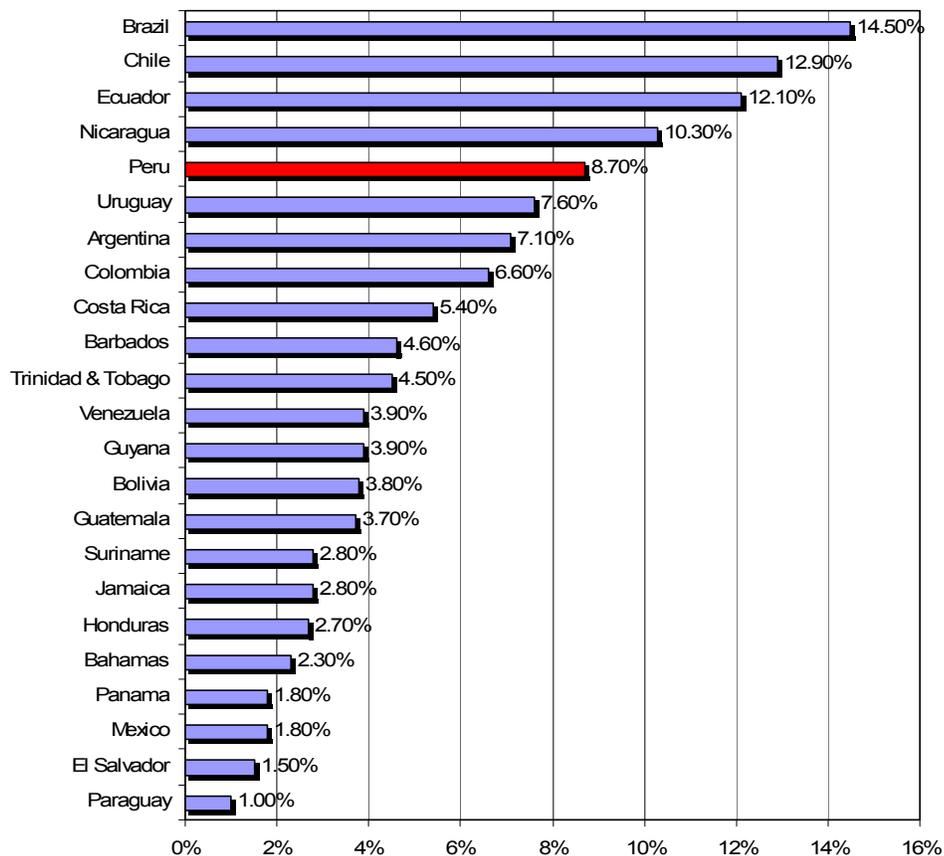
En el caso peruano, se ha optado por esta última salida. En este caso, como es ampliamente discutido entre los interesados en la temática, la definición vigente es muy estrecha, pues se concentra en las limitaciones fácilmente observables. Esta definición, compartida por el Censo de 1993 y por la Encuesta Nacional de Hogares del III Trimestre del MTPE, no es, ciertamente, consistente con algún criterio de clasificación sugerido por órganos especializados. Por ello, tenemos razones de peso para argumentar que la definición utilizada estaría derivando en un sub-registro de la población con discapacidad en el país, más aún si tenemos en cuenta que un estudio de prevalencia de la discapacidad realizado por la Organización Panamericana de la Salud (OPS) y el Instituto Nacional de Rehabilitación (INR) el mismo año del Censo arrojó un resultado radicalmente distinto utilizando la clasificación de la discapacidad reconocida por la OMS en aquel entonces. Así, mientras que el Censo estimó la población con discapacidad del país en 1.3% de la población total, el estudio de la OPS lo hizo en 13.1%. Esta divergencia es una clara muestra de la tensión a la que nos referíamos líneas arriba¹⁵.

Sin embargo, es cierto también que estos problemas de medición no nos son exclusivos. Los estimados de discapacidad muestran significativas fluctuaciones entre y dentro de los países debido fundamentalmente a diferencias de carácter metodológico. Así,

¹⁵ El estudio del INR-OPS estimó que el 45.40% de la población peruana presentaba alguna deficiencia, el 31.28% tenía alguna discapacidad y el 13.08% era minusválida, es decir, con una discapacidad asociada a la ausencia de integración social. Se entrevistó a una muestra constituida por 3690 personas, de las cuales 2791 fueron examinadas. Claramente, el limitado tamaño de la muestra, así como la ausencia de estimaciones posteriores, hace complicado el uso de esta fuente de información. Para más detalles, véase INR-OPS (1993).

mientras que las estimaciones de la Organización Mundial de la Salud establecen que la población del planeta afectada por la discapacidad oscila entre el 7 y el 10%, Naciones Unidas, a partir de información de 55 países recogida en su Compendio de Estadísticas sobre Discapacidad, sostiene que dicho valor fluctúa entre 0.2 y 20.9% (Elwan 1999:5). Por su parte, Metts (2000:6) calcula que la población que padece de discapacidad en 175 países varía en un rango de entre 235 y 549 millones de personas mientras que, para el caso de América Latina, el porcentaje de la población con discapacidad respecto a la población total sobrepasa el 10% en varios países (Gráfico 1).

Gráfico 1
Tasa de Prevalencia de Discapacidad en América Latina



Nota: Los datos no son estrictamente comparables entre los países debido a variaciones en los métodos de medición y por la definición de discapacidad utilizada. Asimismo, corresponden a diversos años que abarcan el periodo 2000 y 2005, excepto Suriname (1980) y Guyana (1981).

Fuente: Elaborado por el autor a partir del sitio de Discapacidad del Banco Interamericano de Desarrollo.

Asimismo –del mismo modo que ocurre en el caso peruano- varios países cuentan con cifras contradictorias respecto a la extensión de su población con discapacidad. Por

ejemplo en Colombia, la información del Censo de 1993 señala que la proporción de personas con discapacidad es del orden del 2.1% mientras que, en 1997, el Sistema Nacional de Información estimó dicha proporción en 23.8%. Adicionalmente, dos años más tarde, el Plan Nacional para la Discapacidad calculó dicho indicador en 18%. Así, saber a ciencia cierta cual es la extensión de la población con discapacidad es un reto de enormes implicancias teóricas y de políticas públicas que todavía no se ha logrado superar.

2.2. Impacto de la medición de la discapacidad sobre el tratamiento econométrico.

Hemos visto que la forma en que definimos la discapacidad tiene un impacto significativo en el cálculo de la extensión de este colectivo. Del mismo modo, el impacto de la discapacidad sobre los resultados alcanzados por las PCD en el mercado laboral está condicionado a los criterios que utilicemos para definir la condición de discapacidad. En términos empíricos, ello hace que el ejercicio econométrico utilizado para evaluar el impacto de la discapacidad sobre el mercado laboral sea pasible de problemas de endogeneidad, como error de medición o el “sesgo de justificación” (Bound 1991).

En la literatura especializada, existen dos formas básicas de determinar la existencia de una discapacidad por medio de las encuestas hogares. La primera consiste en la auto-evaluación del entrevistado respecto a su condición de discapacidad y como esta afecta su capacidad para desempeñar labores relacionadas al trabajo. La ventaja de este tipo de aproximaciones es que permiten obtener información referida a la habilidad para trabajar, y por tanto son de suma utilidad para un análisis de mercado de trabajo como el que pretendemos realizar. Las desventajas con este tipo de enfoques no son despreciables. Es probable que la forma en que se redacte la pregunta afecte en forma importante el número de individuos clasificados como PCD (Banks, Kapteyn, Smith y Van Soest 2004). Asimismo, las respuestas brindadas por los entrevistados no están exentas de subjetividad puesto que existen incentivos económicos (por ejemplo, los beneficios por discapacidad otorgados por el Estado) y sociales (como por ejemplo, estigma) que pueden derivar tanto en el reporte como en el no reporte de la condición de discapacidad (Jones 2006). En ese escenario, cuando la propensión a clasificar una discapacidad como limitante para el desempeño laboral es afectada por el estatus de empleo, la discapacidad se vuelve endógena en el análisis econométrico (Jones 2006). Dado que la discapacidad es utilizada como una justificación para optar por el no empleo, este problema de endogeneidad es conocido en la literatura especializada como “sesgo de justificación” (Bound 1991). Adicionalmente, en la medida que una condición medica determinada puede ser considerada como laboralmente

limitante por un individuo pero no por otro, la presencia de error de medición no puede ser descartada (Campolieti 2002).

La segunda manera de aproximarse empíricamente a la determinación de la discapacidad, suele basarse en el auto-reporte de los individuos respecto a su condición específica de salud o limitaciones en su actividad cotidiana asociada a la carencia de alguna función básica o algún elemento relacionado con esta. Este es el caso de los datos utilizados en este estudio. Así, la presencia de una discapacidad se ha aproximado a partir de la siguiente pregunta formulada en el Censo de Población y Vivienda de 1993:

“Presenta alguno de los impedimentos siguientes:	
¿Ceguera total?	1
¿Sordera total?	2
¿Mudez?	3
¿Retardo mental?	4
¿Alteraciones mentales?	5
¿Polio?	6
¿Pérdida o invalidez de extremidades superiores?	7
¿Pérdida o invalidez de extremidades inferiores?	8
¿Otro? (Especifique)	9
No presenta impedimento	10

Posteriormente, las encuestas de hogares llevadas a cabo por el Ministerio de Trabajo para los años 2002, 2003 y 2004 han recogido la misma pregunta, con una ligera diferencia para los años 2003 y 2004, en donde se incluyeron además las opciones de “ceguera parcial” y “sordera parcial”. Como sea, la ventaja de este tipo de opción es que provee de una medición relativamente más objetiva de la discapacidad y en teoría menos pasible a “sesgos de justificación”. La desventaja es que el error de medición suele ser importante¹⁶.

Como puede desprenderse de nuestra discusión, en cualquiera de los dos casos, los problemas potenciales de endogeneidad en el análisis econométrico sobre los resultados en el mercado laboral de las PCD podrían ser importantes. En el caso del error de medición, es probable que el efecto de la discapacidad sobre el resultado laboral de un individuo se sub-estime, mientras que lo contrario ocurriría ante la presencia del “sesgo de

¹⁶ Sería interesante, desde un punto de vista analítico, poder comparar la estructura en términos de tipos de discapacidad que emergen del censo y del estudio del INR-OPS. Lamentablemente, las diferencias metodológicas entre ambas perspectivas no permiten la realización de dicho ejercicio.

justificación”. Adicionalmente, aún si este último sesgo no existiese, la medida de discapacidad se vuelve endógena en el análisis si es que el trabajo realizado por el individuo tiene un impacto directo sobre su salud, lo cual llevara a sesgos a la hora de evaluar el efecto de la discapacidad sobre el empleo (Jones 2006). Los problemas de sesgo de selección serian significativos en este contexto, pues la asignación al estatus de discapacidad seria no aleatorio.

Como sea, a pesar de que las encuestas de hogares no utilizan una definición de discapacidad que ni es consistente con lo estipulado en los clasificadores internacionales de la OMS ni exentas de problemas potenciales de endogeneidad, ello no debe llevarnos a concluir su inutilidad como herramienta de aproximación a las condiciones laborales de las PCD. La mayoría de los estudios realizados sobre el tema se han basado en información proveniente de encuestas de hogares que no utilizan el clasificador sugerido por la OMS, como es el caso de Buchardt (2000) y Pagan y Marchante (2004), en gran medida debido a la carencia de información consistente con los clasificadores mencionados y por la necesidad de avanzar en la comprensión del fenómeno a pesar de las limitaciones empíricas indicadas líneas arriba. Lo que si es preciso tener presente en el caso peruano es que los datos dan cuenta del sector que tiene las discapacidades de más sencilla identificación y que a su vez experimenta mayores niveles de exclusión. Así, la información disponible no solamente tiene la falencia de brindarnos un sub-estimación de la extensión de la discapacidad en el país, sino que también es muy probable que sobre-estime la exclusión relacionada a esta¹⁷.

¹⁷ Una observación de Manuel Barrón en el marco de la presentación de un estudio sobre la misma temática me permitió clarificar este punto.

3. La exclusión social en contra de las personas con discapacidad en el mercado laboral

3.1. Exclusión social y discapacidad: Una mirada a la literatura.

La discapacidad, como fenómeno de estudio, no ha recibido la suficiente atención por la literatura académica en el caso peruano. Una obvia razón para ello es la escasa disponibilidad y desigual calidad de la información existente, lo cual opera como un fuerte desincentivo para los interesados en la temática. Sin embargo, es cierto también que la academia peruana no ha mostrado mucho interés en el tema, a pesar de que nuevas fuentes de información sobre el tema están disponibles en la actualidad.

No es de extrañar entonces que la discapacidad no haya sido estudiada como una expresión del fenómeno de exclusión social que caracteriza a la sociedad peruana. Así, el énfasis en la literatura se le ha otorgado a las poblaciones indígenas y afrodescendientes. De acuerdo con esta literatura, la sociedad peruana podría ser caracterizada como fuertemente jerárquica y excluyente, con elevados niveles de discriminación étnica en contra de la población andina y afrodescendiente, y con una fuerte concentración del poder y la riqueza. Esta caracterización adquirió mayor impulso en la década anterior, gracias a la publicación del estudio de Figueroa, Altamirano y Sulmont (1996). En particular, en dicho estudio se introducen los conceptos de “*activos sociales*” y “*mercados no walrasianos*”, a partir de los cuales los autores construyen un marco teórico que permite entender la naturaleza de la desigualdad en una democracia capitalista con sistema de mercado que opera en un contexto de sobrepoblación y heterogeneidad étnica¹⁸. Bajo dichas condiciones, el capitalismo opera generando procesos de integración y exclusión en donde aquellos que disponen de una menor dotación de activos sociales terminan siendo excluidos y relegados a la base de la pirámide social. Los altos niveles de desigualdad observados serían entonces resultado de los procesos de exclusión social. Dado un elevado nivel de desigualdad en las dotaciones iniciales de activos sociales se tendrá entonces un alto nivel de desigualdad del ingreso. De acuerdo con los autores, la evidencia empírica para el caso peruano es consistente con las predicciones de la teoría. En

¹⁸ La propuesta teórica de estos autores es muy sugerente y compleja, por lo que el lector interesado en mayores detalles deberá consultar directamente el trabajo citado.

particular, encuentran que los niveles de exclusión en los mercados laborales, de crédito y de seguros son significativos. Así, la exclusión social no sería aleatoria.

Desde una aproximación básicamente empírica, Torero, Saavedra, Ñopo y Escobal (2002); Ñopo, Saavedra y Torero (2002); Díaz, Ñopo, Saavedra y Torero (2002); y Moreno, Ñopo, Saavedra y Torero (2004) han estudiado diversas dimensiones de la exclusión social tomando también como vector de exclusión el origen étnico¹⁹. De acuerdo con los resultados de estos estudios, individuos que tienen altos niveles de intensidad racial blanca tienen bajos niveles de pobreza, altos índices de escolaridad, mayor acceso a líneas telefónicas y mayor acceso a seguros de salud y a la educación privada (Torero, Saavedra, Ñopo y Escobal 2002: 16). En el caso de la educación, la evidencia sugiere que individuos con tipo racial blanco tienden a permanecer por más tiempo en el sistema educativo que sus pares indígenas. Así mismo, la asistencia a colegios privados es más alta para el caso de los individuos blancos y dicha asistencia es mucho más alta entre los más jóvenes (Díaz, Ñopo, Saavedra y Torero 2002). En el caso del crédito, los resultados obtenidos por Escobal y Torero (2002) no encuentran una relación directa estadísticamente significativa entre el origen étnico y el acceso al crédito, una vez que ésta es controlada por los activos financieros y otros activos privados del hogar.

Los resultados en el caso del mercado laboral son sugerentes y son relevantes en relación con el presente estudio. Los hallazgos de Ñopo, Saavedra y Torero (2002) sugieren que la discriminación jugaría un rol importante en el mercado laboral. Así, para el caso de los autoempleados, dos tercios de la brecha salarial esta explicada por diferencias en características individuales mientras que el tercio restante se debe a diferencias en los retornos y a características no observables o discriminación. Las características laborales representan la categoría explicativa más importante mientras que las diferencias ocupacionales son también una fuente importante de diferenciales salariales. En el caso de los asalariados, una gran parte de las brechas salariales son explicadas por diferencias en las características, siendo las relacionadas con el capital humano y las personales las que explican la brecha entre mestizos e indígenas, mientras que son las características laborales las que nos permiten entender la brecha existente entre los blancos y los mestizos.

¹⁹ Dichos estudios utilizan un concepto más amplio de etnicidad que el comúnmente utilizado en la literatura e incorporan, además de la lengua materna, el origen familiar, la raza y la religión como variables claves para la comprensión del fenómeno de exclusión étnica. Para ello construyen un indicador de “intensidad racial” el cual es elaborado asumiendo que la raza de cada individuo es un vector de 4 dimensiones (blanco, indígena, negro y asiático) en el cual se incluye una medida ordinal de intensidad para cada una de las dimensiones. Véase, para más detalle, los estudios mencionados.

Estos resultados son puestos en cuestión por Figueroa y Barrón (2005), quienes encuentra evidencia que sugiere que es la exclusión y no la discriminación el factor más importante en la explicación de la desigualdad. En particular, dichos autores encuentra que el origen étnico, aproximado por el lugar de nacimiento, tiene un impacto significativo sobre el nivel educativo alcanzado por el individuo, siendo a su vez dicho nivel un determinante fundamental de la probabilidad de trabajar como empleado (white-collar worker). Así, el origen étnico es un factor importante en la adquisición de activos claves como la educación, pero no tienen relevancia en la explicación del logro laboral del individuo. Es importante notar, sin embargo, que dichos resultados no niegan la existencia de discriminación, si no que solamente se la relega a un segundo plano en la explicación de la desigualdad. Además, los autores no abonan evidencia respecto a si dicho resultado se sostiene cuando tomamos en cuenta que los grupos excluidos no constituyen un ente homogéneo. Los datos de la realidad sugieren que los procesos de exclusión tienen diversas expresiones en función del colectivo excluido del que estemos hablando²⁰. Así como las causas de la exclusión difieren entre indígenas y afrodescendientes, lo mismo ocurre cuando tenemos en cuenta a las PCD. Por esa razón, es importante evaluar si los hallazgos de Figueroa se sostienen cuando hablamos de colectivos particulares, como es el caso de las PCD.

Los primeros esfuerzos en esa dirección aplicados a la temática de discapacidad fueron los estudios de Maldonado (2006) y Maldonado (2005b). En el primero de ellos, se aborda expresamente la discapacidad como un fenómeno de exclusión social (en particular, sus interrelaciones con mercado laboral) mientras que en el segundo se estudia el vínculo de esta con la discriminación. Los resultados de ambos estudios sugieren que la exclusión social en contra de este colectivo es significativa y que, además, dicha exclusión se encuentra asociada con discriminación.

Así, de acuerdo con Maldonado (2006), la exclusión laboral de las PCD sería de niveles importantes. Así por ejemplo, la tasa de desempleo que enfrentan las PCD es casi

²⁰ Recientemente, Maldonado y Rios (2006) han encontrado evidencia empírica que contradicen los hallazgos de Figueroa y Barrón (2005). Dichos autores utilizan la técnica de descomposición sugerida por Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2005), la cual permite descomponer microeconómicamente el impacto de las variables de “circunstancia” (aquellas que escapan al control de los individuos) y “esfuerzo” (esto es, aquellas bajo su control) sobre la desigualdad. De acuerdo con los resultados alcanzados en ese estudio, las “circunstancias”, entre ellas el origen étnico, han perdido progresivamente importancia en la adquisición de activos. Asimismo, estas han adquirido un rol cada vez más relevante en el logro laboral del individuo. Estos resultados son antitéticos a los encontrados por Figueroa y Barrón (2005). Sin embargo, dadas las diferencias en términos de la definición de origen étnico que son utilizadas en ambos estudios, mayor discusión es necesaria a fin de evaluar si los resultados encontrados por ambos estudios son robustos a diferentes definiciones sobre el origen étnico de los individuos.

el doble de la sufren las PSD (18% versus 10% para el caso de Lima Metropolitana en el 2003), mientras la tasa de participación de las PDC es apenas de 24% hacia el 2003 para el caso de Lima Metropolitana. Ello contrasta con el 64% de PCD que se encuentran participando en el mercado laboral hacia el mismo periodo.

Asimismo, dicho autor encuentra que la educación juega un rol importante en las perspectivas de inclusión laboral de las PCD. Los niveles de actividad de las PCD se incrementan con el nivel educativo. Así por ejemplo, mientras que cerca del 62% de los inactivos tienen solamente hasta educación primaria completa, el 28% de los ocupados se encuentra en la misma situación. Sin embargo, es importante notar también que mayores niveles educativos no aseguran automáticamente la empleabilidad (20% de los desocupados con discapacidad tienen educación superior universitaria). Asimismo, los empleos a los que acceden las PCD son, en la mayoría de los casos, de baja calidad. El 63% de la PEA masculina con discapacidad ocupada se encuentra sub-empleada (22% más alto que para el caso de sus pares sin discapacidad), mientras que en el caso de las mujeres no parece haber diferencias marcadas entre PCD y no PCD. Asimismo, las PCD parecen estar expuestas a jornadas de trabajo más largas. En su conjunto, estos hallazgos ilustran con claridad la magnitud de la exclusión que padecen las PCD.

Siendo la exclusión la característica básica del estado de privación asociado a la discapacidad, Maldonado (2005b) estudió si es que esta condición se asociaba a su vez a la presencia de discriminación. Para ello, dicho autor estima una ecuación de determinantes de salario de tipo Mincer para cada colectivo (PCD y PSD), las mismas que fueron corregidas de posible sesgo de selección muestral mediante el método de dos etapas sugerido por Heckman (1979). Aplicando la metodología de descomposición de Reimers (1983), una variante de los modelos de descomposición salarial desarrollados a partir del trabajo seminal de Oaxaca (1973) y Blinder (1973), Maldonado encontró que el componente no explicado de la diferencia salarial entre ambos grupos, asociado a la presencia de discriminación en la literatura, es del orden del 40%. De acuerdo con ello, las PCD no solamente se enfrentarían a altos niveles de exclusión laboral (expresados en una baja probabilidad de empleo), sino que además sufrirían de discriminación salarial. Sin embargo, dado el reducido tamaño de muestra, dicho resultado fue considerado tentativo por su autor.

El presente estudio pretende superar dicha limitación, así como ofrecer un tratamiento econométrico más fino del análisis de los diferenciales salariales abordados por Maldonado (2005b). Asimismo, este estudio pretende desarrollar un análisis más completo

en relación a las dimensiones de progreso laboral estudiadas en los estudios discutidos líneas arriba. Antes de ello, la sección siguiente ofrece una discusión conceptual respecto a las interrelaciones entre la exclusión social y la discapacidad desde una perspectiva de justicia distributiva, tal y como es desarrollada en Maldonado (2006).

3.2. *Exclusión Social: Un Enfoque de Justicia Distributiva*²¹.

El estudio de los procesos de exclusión sociales en sociedades como la nuestra exige un esfuerzo preliminar de teorización. En el caso peruano, gracias a los trabajos de Adolfo Figueroa (Figueroa 2003 y Figueroa, Altamirano y Sulmont 1996), se dispone una teoría de la exclusión social bastante sugerente que, con algunas modificaciones, puede ser sumamente útil a la hora de analizar los procesos de exclusión social en contra de las PCD. En su teoría, Figueroa construye una sociedad abstracta denominada “Sigma” en la cual los individuos participan dotados de diferentes cantidades de activos sociales (los cuales pueden ser económicos, políticos y culturales) en los mercados básicos de crédito, trabajo y seguros, a los cuales denomina “no walrasianos”, como indicáramos líneas arriba. Dada una distribución desigual de los activos entre la población y una escala de valoración social históricamente construida que privilegia ciertas posiciones en la escala social frente a otras (ambas determinadas exógenamente), la teoría predice que los grupos dotados de menores activos sociales resultarán siendo excluidos de los procesos de mercado, en particular del mercado laboral, considerado el mercado básico por excelencia. Estos grupos excluidos serían, de acuerdo con Figueroa, las poblaciones históricamente marginadas, como es el caso de los grupos indígenas y afrodescendientes, las cuales serán excluidas de los procesos de mercado debido a su menor dotación de activos sociales. En el caso del mercado laboral, ello se expresará en la sobre-representación de estos grupos en el sector de pequeña producción urbana y agrícola. Con ello, la exclusión laboral no será aleatoria.

Una limitación importante de la teoría de Figueroa es que esta nos dice muy poco respecto al proceso por medio del cual se origina la distribución desigual de activos. De hecho, la teoría Sigma “supone” la desigualdad, puesto que se basa en el supuesto exógeno de distribución desigual de los activos entre la población, el cual luego permite explicar la exclusión de los procesos de mercado y luego la desigualdad del ingreso. Así, Figueroa supone la desigualdad de activos para explicar la desigualdad del ingreso. Aunque esto no constituye un error de carácter epistemológico (dado que el interés del autor consiste en explicar la desigualdad del ingreso y no la desigualdad de activos, por lo

²¹ Para una discusión más detallada sobre las relaciones entre la exclusión social y la discapacidad, véase Maldonado (2006) y Maldonado (2004b).

que es lícito suponer esta²²), ciertamente ello nos deja sin parte de la historia que es relevante analizar en el marco de este estudio.

Desde un punto de vista de políticas públicas, son precisamente los mecanismos mediante los cuales los individuos adquieren sus activos aquellos que deberían concentrar nuestra atención si es que lo que nos interesa es avanzar en el diseño de reformas institucionales que permitan un acceso equitativo a los activos sociales y, como consecuencia, nos permitan avanzar hacia una distribución más equitativa del ingreso. No deja de ser, por tanto, una paradoja el hecho de que la teoría sugiera en términos de políticas públicas aquello que precisamente no nos explica porque es tomado como exógeno en el análisis. Por esta razón, es importante endogenizar en el análisis el proceso de adquisición de activos a fin de avanzar en la dirección señalada. Asimismo, es importante también ampliar nuestra concepción de activos de modo tal que podamos manejar una visión más completa del proceso distributivo, en la cual se tome en cuenta que la distribución del ingreso es el resultado conjunto de factores bajo el control de los individuos y que dependen de su esfuerzo moralmente responsable, como de factores que están más allá de su control y que podemos considerar “moralmente arbitrarios”. Estas dos modificaciones son, a nuestro entender, de vital importancia a la hora de evaluar como operan los procesos de exclusión laboral en contra de las PCD, por lo que es importante avanzar conceptualmente en esa dirección para mejorar nuestra comprensión del fenómeno de exclusión social que padece este colectivo.

En un conjunto trabajos anteriores sobre las condiciones de empleo de las PCD hemos presentado un enfoque de exclusión social que trata de incorporar las dos observaciones señaladas líneas arriba (Maldonado 2006, Maldonado 2005a y Maldonado 2005b). Para ello se introduce la categoría de activos naturales, la cual es extremadamente útil para comprender el caso de las PCD. Así, cuando hablamos de activo natural nos referimos a las características y habilidades innatas de los individuos, entre las que debemos considerar, por ejemplo, el talento, la fortaleza física, y en general todas aquellas ventajas que son producto de la conformación biológica de las personas (Zynda 2001). De esta

²² Es interesante notar que Figueroa justifica su supuesto a partir de trabajos recientes en el campo de la historia económica que explican la persistencia de la desigualdad en el tiempo debido a la “viscosidad” de la estructura institucional de las sociedades que emergen a partir de un shock fundacional, como es el caso de los procesos de conquista y colonización que experimentaron sociedades como la nuestra. Engerman y Sokoloff (2001) son una muestra de este tipo de literatura.

manera, es claro que una PCD dispondrá de una menor dotación de activos naturales²³ y que dicha menor dotación constituye un factor adicional de exclusión²⁴.

Una vez que se toma en cuenta esta clase de activos, el siguiente paso es modelar el proceso de adquisición de activos y su posterior realización en los mercados básicos. De acuerdo con Maldonado (2005a), se pueden distinguir tres etapas en dicho proceso: a) la “lotería del nacimiento”, b) la competencia por activos, y c) la realización en los mercados básicos. La teoría de Figueroa se mueve fundamentalmente la etapa c) de nuestro marco conceptual, siendo un supuesto clave en su teoría que las otras dos derivan en una distribución desigual de los activos. Incorporar las otras dos exige considerar una perspectiva de ciclo de vida. En las líneas que siguen delineamos un esquema conceptual que va en esa dirección.

Producto de la “lotería del nacimiento”²⁵, los individuos reciben una dotación básica de activos, compuesta por su dotación de activos naturales más un stock de activos sociales determinados por el stock de activos sociales de sus padres. A estos activos los denominaremos *activos básicos*, por ser el punto de partida del proceso de acumulación de activos de un individuo a lo largo de su existencia. La distribución de dichos activos es “moralmente arbitraria”, en la medida de que ningún individuo pudo influir sobre la composición del stock de activos bajo su control. Sin embargo, cada individuo si debe ser considerado como “moralmente responsable” de los resultados que obtenga a través del uso de dichos activos, tanto en la transformación de estos activos en niveles de bienestar como en la consecución de mayores activos a partir de su dotación básica.

Provistos de esta dotación básica los individuos compiten por el control de activos sociales claves para su desarrollo humano. Estos activos sociales son distribuidos entre los

²³ En la literatura moral es común tener en cuenta esta distinción. Así por ejemplo, Rawls (1997[1971]) contrapone a su caracterización de “bienes sociales primarios”, lo que denomina “bienes naturales primarios” para hacer alusión a las ventajas que tienen origen genético y que son, por definición, de carácter intransferible. Igual sucede en la propuesta de Dworkin (2000), en donde se considera que la igualdad perfecta nunca será posible de alcanzar en la medida que no se puede redistribuir dichas ventajas entre las personas debido precisamente a su carácter intransferible.

²⁴ Esto permite explicar porque, por ejemplo, una persona con una alta dotación de activos sociales que de pronto adquiere una discapacidad puede devenir en excluida en el mercado laboral. No solamente experimentan discriminación, sino que, dado que en la mayoría de los casos las empresas no aseguran condiciones de accesibilidad física o carecen de incentivos para invertir en adaptaciones del puesto de trabajo que requeriría la nueva situación, la lógica de maximización de beneficios las llevará a reemplazar al trabajador con discapacidad por otro sin esta. Así, a igual dotación de activos sociales, exclusión para aquel trabajador con menores activos naturales.

²⁵ Cuando hablamos de “lotería del nacimiento”, hacemos referencia al acceso a los recursos sociales que tiene un individuo al inicio de su existencia cuya composición escapa de su control. Este concepto es lugar común en la literatura filosófica sobre la igualdad. Véase, Rawls (1997[1971]).

miembros de un sistema social a través de un conjunto de instituciones que denominaremos *instituciones básicas*. Estas instituciones establecen las reglas de juego que se hallan detrás de la distribución de los activos y determinan, por tanto, las oportunidades de acumulación de los mismos por parte de los individuos (Maldonado 2005a). Entre estas instituciones debemos considerar a aquellas que facilitan el acceso a activos productivos como tierra y capital, las instituciones educativas, de salud, las instituciones que facilitan el reconocimiento y protección de los derechos de propiedad, de representación política y sufragio, de resolución de disputas y manejo de conflictos, y de protección social, entre otras.

Es importante notar que el proceso de distribución de los activos esta precedido por el proceso que deriva en su producción. Esta producción esta orientada a su vez por los mecanismos de asignación de recursos, tales como el mercado, el Estado y las organizaciones de la sociedad civil. Los incentivos detrás de los agentes que participan en el proceso de producción de estos activos determinan el tipo y la cantidad de activos producidos en cada periodo. Esto a su vez dependerá de la distribución de los activos ocurrida en el periodo anterior. Así, la distribución de activos sociales un periodo t condiciona la producción de activos sociales en ese mismo periodo, la cual a su vez influirá en la distribución de los activos sociales en el periodo $t+1$ ²⁶.

Dado el conjunto de instituciones básicas, los individuos competirán por el control de los activos sociales. Las posibilidades de éxito al alcance de cada uno dependerán crucialmente de su respectiva dotación básica, dado el grado de apertura institucional. Así, si las instituciones básicas son abiertas e inclusivas el peso de las desigualdades iniciales sobre la perspectiva de vida de los individuos será menor; es decir, habrá mayor movilidad social. Un individuo que cuente con una menor dotación básica de activos que otro podría remontar las desventajas iniciales y disminuir la brecha que los separa gracias a un acceso equitativo a los activos sociales. Lo inverso también es válido. Instituciones básicas muy cerradas y excluyentes conllevarán a la profundización de las desventajas iniciales entre los individuos, acentuando con ello la desigualdad social.

Luego del proceso de competencia para la acumulación de activos sociales, los individuos buscan “realizar” sus activos en los mercados básicos. Cuando hablamos de

²⁶ Existen muchos elementos de economía política detrás del proceso de producción y distribución de activos sociales, cuyo tratamiento escapa del objetivo de este estudio. En particular, dado que muchos de estos activos se distribuyen en forma de bienes públicos, es de esperar que ocurran conflictos en torno a su financiamiento y distribución. Posteriores formulaciones de este marco conceptual buscaran incorporar elementos de esta naturaleza.

mercados básicos nos referimos al mercado laboral, de crédito y de seguros²⁷. Se les conoce como “básicos” porque permiten que los individuos puedan transformar sus activos en bienestar o en elementos constitutivos de este, ya sea mediante el acceso a ingresos, la protección contra eventuales riesgos o vía financiamiento para la expansión de riqueza. Estos mercados permiten, para utilizar un lenguaje clásico, que los activos se realicen. Así, desde un enfoque de ciclo de vida, los individuos, luego de acumular activos a partir de las instituciones básicas, participan en los mercados básicos en donde transforman dichos activos en recursos que les permiten luego participar en los mercados de bienes.

3.3. *Hipótesis preliminares.*

¿Cuáles son las principales implicancias empíricas de este enfoque para el caso de las PCD y sus posibilidades de inserción laboral? Tal y como se desprende de la sección anterior, existen tres momentos claves en el proceso de acumulación de activos a lo largo del ciclo de vida: a) la lotería del nacimiento, b) la competencia por activos, y c) la realización de los activos en los mercados básicos. Las implicancias para el bienestar de las personas con discapacidad dependerán crucialmente de la etapa del ciclo de vida en que esta última aparezca. El impacto sobre la calidad de vida será más perverso si esta aparece en los primeros años de vida pues afectará sustancialmente sus posibilidades para acumular activos mientras que si esta ocurriese, por ejemplo, luego de dicho proceso de acumulación entonces su impronta se hará sentir en la forma en que las personas con discapacidad participen en los mercados básicos y en otros procesos sociales a los que tienen razones de otorgar importancia.

En primer lugar, es importante tener en cuenta la carencia de activos naturales puede mellar la productividad de un individuo, y por tanto afectar sus posibilidades de inserción laboral. Esto significa que una distribución desventajosa en la “lotería de nacimiento” en términos de la repartición de activos naturales debería dar soporte a políticas compensatorias activas a favor de quienes tuvieron peor suerte en la distribución en la medida que no pueden ser considerados “moralmente responsables” de la misma. Asimismo, esto introduce un elemento importante a considerar a la hora de evaluar si además de exclusión social operan mecanismos de discriminación en contra de las PCD. Dado que la presencia de una discapacidad si suele estar asociada a la pérdida de

²⁷ La clasificación de este sub-conjunto de mercados como básicos sigue la propuesta de Figueroa. La elección de los mismos como tales obedece a razones estrictamente teóricas que no son puestas a prueba en un test empírico. Será el test empírico de las proposiciones falsables de la teoría, así como la competencia con paradigmas alternativos, los que nos den evidencia respecto a la fortaleza conceptual de esta opción teórica.

productividad, deberemos tener cuidado en considerar dicho elementos a la hora de explicar las diferencias en términos de los resultados laborales de las PCD. El no tener en cuenta ello podría llevarnos a sobre-estimar las desventajas que tienen las PCD en el mercado laboral.

En el caso del proceso de competencia por activos, el tema clave pasa por evaluar como las PCD tienen acceso a un activo fundamental para la inserción laboral como es la educación. Si nuestras suposiciones son válidas, deberíamos observar que las PCD serán excluidas de las instituciones que facilitan el acceso al capital humano precisamente por su menor dotación de básica de activos. Asimismo, una menor dotación de capital humano tendrá como resultado perspectivas menos favorables para la inserción laboral. En términos empíricos, ello debería expresarse en una menor probabilidad de empleo para las PCD en relación a las PSD. Esto configura un problema de exclusión. Adicionalmente, si una vez controlado este efecto, persiste un componente no explicado en el ejercicio de descomposición econométrica, estaríamos adicionalmente ante un problema de discriminación.

Esto último aspecto tiene diversas dimensiones. Maldonado (2006) ha estudiado con detalle las implicancias de la discapacidad respecto a las posibilidades de inclusión laboral de quienes la padecen, aunque el análisis solo se concentró en evaluar la extensión de las brechas en términos de participación laboral sin considerar un análisis de sus determinantes ni un ejercicio de descomposición econométrica para detectar la presencia de discriminación. Nuestra hipótesis de partida es que esta última sea significativa, una vez que hayamos controlado por factores relevantes como la educación²⁸.

En lo que respecta a las diferencias salariales, es de esperar que las PCD ganen, en promedio, menos que las PSD. Sin embargo, como ya se señaló, el estudio de Maldonado (2006) no encontró evidencia de ello. Maldonado (2005b) revisó el resultado anterior estimando paramétricamente la brecha salarial entre PCD y PSD en 35%, aunque debido al tamaño de la base de datos no era posible tener un resultado concluyente en esa dirección. Nuestra hipótesis de partida es que la brecha entre los salarios de las PCD y las PSD es importante, y que buena parte de esa diferencia no es explicada por diferencias en las

²⁸ Un tema relevante en relación a la educación tiene que ver con el tipo de esta que requieren las PCD. Ciertamente, es posible argumentar que las PCD requieren de un tipo distinto de educación pues es probable que la adquisición de la discapacidad esté asociada al deterioro del capital humano previamente acumulado o inclusive su total inutilidad. Sin embargo, no es del todo claro que lo anterior ocurra pues ello dependerá crucialmente del contexto específico de cada PCD. Mientras que es posible que la pérdida de una extremidad inferior implique el deterioro del capital humano acumulado por un futbolista, no es del todo claro que la misma discapacidad signifique el deterioro del capital humano de un economista dedicado a la investigación teórica.

dotaciones de activos de los individuos como se desprende de los trabajos de Figueroa. Diferencias en los rendimientos, las cuales son consideradas en la literatura como discriminación, son importantes en nuestra concepción.

3.4. Evidencia empírica preliminar sobre las hipótesis del estudio.

Aunque no es objetivo central del presente estudio, en esta sección del mismo se ofrece alguna información empírica que permita ilustrar las hipótesis básicas sugeridas en la sección anterior. Dado que el caso del mercado laboral será tratado *in extenso* en lo que resta del documento, el énfasis recaerá en las hipótesis referidas a los procesos previos a la competencia laboral, siguiendo el esquema anterior. Para ello, usaremos información proveniente de la Encuesta de Hogares sobre Discapacidad de Lima Metropolitana y el Callao del año 2005, así como información proveniente de la Encuestas del MTPE, ya mencionadas líneas arriba²⁹.

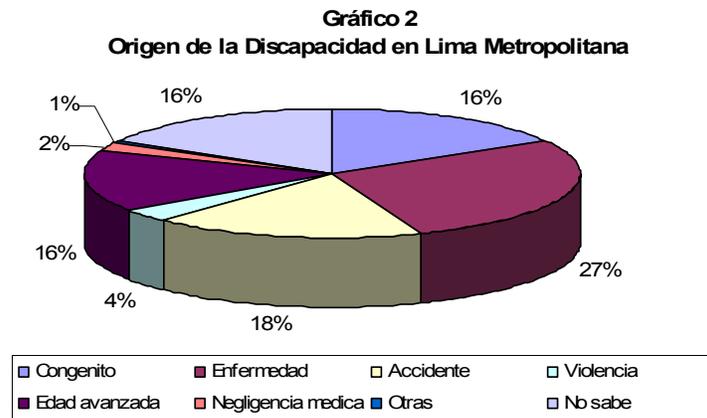
Una primera aproximación al estudio de la discapacidad se relaciona con un análisis respecto a su origen. De acuerdo con el esquema desarrollado en la sección 3.2, el proceso de acumulación de activos se inicia con la “lotería del nacimiento”, en el cual se define la distribución de activos naturales y un conjunto de activos sociales derivados de aquellos acumulados por los padres. Producto de esta lotería, tendremos entonces una distribución original de las *dotaciones básicas* de activos entre la población. En una sociedad desigual, es de esperarse que dicha distribución sea inequitativa también, lo cual implica que habrá quienes resulten menos afortunados en el acceso a activos naturales y/o activos sociales con los que inicien sus respectivos procesos de acumulación. Así, el peso de las desigualdades en el acceso a activos naturales y sociales básicos puede ejercer un impacto duradero sobre la perspectiva de vida de los individuos³⁰.

Asimismo, la dotación inicial de activos sociales dentro de la dotación básica puede jugar un rol importante en la pérdida o deterioro de activos naturales. Esto ocurre, por ejemplo, cuando estamos ante la presencia de eventos prevenibles como es el caso de

²⁹ Al momento de elaborar esta versión, no ha sido posible disponer de la base de datos completa de la encuesta mencionada. Una versión posterior de este estudio explotará mencionada fuente de información para esta sección del documento.

³⁰ La configuración de este tipo de desigualdades está exógenamente determinada por circunstancias que están más allá del control de las personas. En el caso de las desigualdades en el acceso a los activos naturales es sintomático en ese sentido. El peso de este tipo de discapacidad es particularmente perverso, pues, aun en el caso de que estas personas dispongan de un mayor stock inicial relativo de activos sociales que una PSD, las posibilidades de movilidad social a su alcance son muy escasas y escapan del alcance de su esfuerzo moralmente responsable. De esta manera, las personas con este tipo de discapacidad carecen, en la mayoría de los casos, de la libertad fundamental de poder controlar su propia existencia.

enfermedades infantiles controlables no tratadas adecuadamente debido a la baja dotación de activos sociales de los padres. Dicha pérdida o deterioro no puede operar si no es por medio de las *instituciones básicas*; es decir, no podría ser posible de no ser por la incapacidad de dichas instituciones para prevenir que parte de los miembros de la sociedad que se encuentran en las primeras fases del ciclo de vida sufran el deterioro o pérdida de sus activos naturales.



Fuente: Encuesta de Hogares de Discapacidad de Lima Metropolitana, 2005.

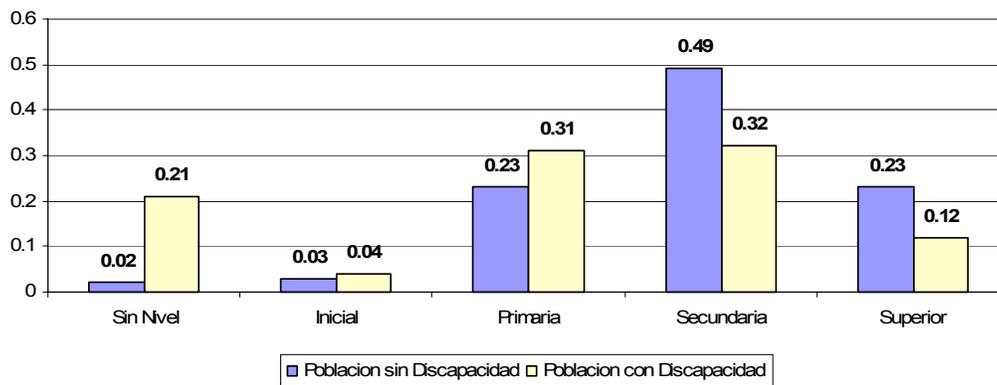
Una forma de aproximar empíricamente lo anterior, consiste en evaluar el origen de la discapacidad y determinar que fracción de esta puede ser atribuida a una distribución moralmente arbitraria de activos naturales y cual a factores socialmente determinados. El Cuadro 2 ofrece alguna evidencia en esa dirección para el caso de Lima Metropolitana. Como se desprende del cuadro, alrededor de 17% del total de los entrevistados declaró tener una discapacidad de origen congénito. Eso significa que la gran mayoría de las PCD adquirió esa condición durante su vida, lo cual sugiere que las instituciones sociales que deberían evitar la adquisición de una discapacidad no están cumpliendo adecuadamente su rol³¹.

La evidencia empírica es ilustrativa en este sentido. Así por ejemplo, alrededor del 50% de las PCD entrevistadas en la EHODIS 2005 declaró haber adquirido la discapacidad como producto de una enfermedad o un accidente, fenómenos que claramente pueden ser controlados con instituciones y políticas preventivas. El hecho de que solamente alrededor

³¹ Es importante notar que aún esta cifra sobre-estima la extensión de la discapacidad producto de factores moralmente arbitrarios. Desde que una discapacidad genética puede deberse también a cuidado pre-natal inadecuado o conductas de riesgo durante la gestación, los cuales están claramente influenciados por los activos sociales de la gestante y su cónyuge, es importante considerar el rol de las instituciones básicas sobre la adquisición de discapacidad de origen genético.

del 30% de las PCD declare haber adquirido una discapacidad como producto de factores que podemos considerar, al menos parcialmente, como no controlables mediante instituciones y políticas de prevención, sugiere una importante falla de las *instituciones básicas* para evitar que una parte no despreciable de los habitantes de Lima experimente una significativa reducción en términos de acceso al bienestar, producto de una discapacidad cuya adquisición pudo haber sido prevenida.

Gráfico 3
Población con y sin Discapacidad según Nivel Educativo, Lima Metropolitana y Resto de Ciudades, 2003

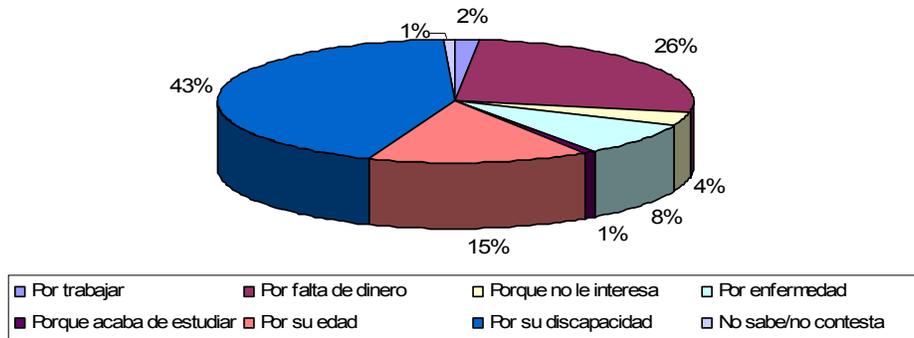


Fuente: Encuesta de Hogares del MTPE, 2003.

Como se discutió en la sección correspondiente, cuando las *instituciones básicas* son excluyentes, dichas instituciones pueden terminar reforzando las desigualdades iniciales existentes en la sociedad a través del rol que ejercen sobre la distribución de los activos sociales entre la población. Un activo clave en ese sentido es la educación, debido a su importancia como elemento dinamizador de la movilidad social. Si las instituciones educativas son excluyentes, las posibilidades de movilidad social serán bastantes restringidas.

El Cuadro 4 presenta alguna evidencia que nos permita evaluar el nivel de exclusión que experimentan las PCD en términos de acceso a activos básicos claves como es el caso de la educación. Es significativo que el 21% de las PCD no tenga ningún nivel educativo, en relación a apenas un 2% de las PSD que se encuentran en la misma situación. En contrapartida, las PCD están sub-representadas en los niveles de educación superior. Apenas el 12% de ellas declara haber adquirido algún nivel de educación superior en relación con un 23% de PSD que lo hace. Claramente, las PCD están en desventaja en relación con las PSD en términos de acumulación de capital humano.

Gráfico 4
Razones de no Asistencia Escolar entre la Poblacion con Discapacidad
entre 3 y 14 años, Lima Metropolitana



Fuente: Encuesta de Hogares de Discapacidad de Lima Metropolitana, 2005.

Al igual que en el caso del mercado laboral, muchas PCD se encuentran fuera del sistema educativo. El Gráfico 4 presenta evidencia respecto a las razones de no asistencia escolar entre las PCD cuyas edades fluctúan entre 3 y 14 años. Como se desprende de dicho gráfico, la razón principal para no asistencia entre las PCD es la discapacidad en sí misma, la cual representa el 43% del total. Le sigue en importancia la escasez de recursos económicos, el cual da cuenta del 26% de los casos. De esta manera, la evidencia empírica sugiere que la adquisición de una discapacidad en las primeras etapas del ciclo de vida ejerce un impacto significativo sobre la capacidad de las PCD para acumular capital humano.

4. Evaluando las brechas por discapacidad en el mercado laboral: Estrategias de descomposición econométrica

En lo que resta de este documento utilizaremos técnicas de descomposición para evaluar la presencia de discriminación en contra de las PCD en el mercado laboral peruano. La presencia de diferenciales no explicados en dichos análisis de descomposición será utilizada como un test para evaluar si la exclusión social que padece este sector se encuentra asociada o no a la discriminación. Para ello se usará una metodología paramétrica y una no paramétrica para la estimación de la brecha de participación y empleo, así como la brecha salarial. En primer lugar, nos concentraremos en las brechas en términos de tasa de participación y empleo. A fin de evaluar la existencia de discriminación, se utilizará una técnica paramétrica de descomposición no lineal basada en la metodología sugerida por Fairlie (1999) y Fairlie (2005), y técnicas no paramétricas como la sugerida por Ñopo (2004), la misma que utiliza una estrategia de emparejamiento (matching) para evaluar la discriminación salarial en el caso de género y que adaptaremos en un contexto de discriminación en contra de las PCD. La virtud de esta última metodología consiste en que nos permitirá evaluar el comportamiento de toda la distribución y se basa en un conjunto de supuestos menos restrictivos que la metodología anterior. A fin de evaluar la robustez de los resultados, otras variantes como el emparejamiento por covariados de Abadie e Imbens (2002, 2006) y el *propensity score matching* serán utilizadas.

Luego de ello, realizaremos un análisis paramétrico basado en descomposiciones de salarios según la propuesta sugerida por Baldwin y Johnson (1994), la cual se basa en la propuesta de Reimers (1983). La misma es una variante de la metodología de descomposición salarial que se desprende de la propuesta seminal de Oaxaca (1973) y Blinder (1973). Dicha metodología ha sido usada –con ligeras modificaciones– en diversos estudios sobre el mismo tema para el caso de países desarrollados como Estados Unidos (Baldwin y Johnson 1994), Inglaterra (Kidd, Sloane y Ferko 2000) y España (Pagán y Marchante 2004), pero no hemos encontrado aplicaciones para el caso de países en desarrollo, en particular para América Latina, por lo que este estudio se constituye en uno de los primeros esfuerzos orientados a llenar ese vacío. En segundo lugar, desarrollaremos un análisis no paramétrico de descomposición salarial usando nuevamente la propuesta

sugerida por Ñopo (2004) Con propósitos comparativos, utilizaremos también las otras técnicas de emparejamiento indicadas líneas arriba.

4.1. Una breve revisión de la literatura sobre descomposiciones salariales y sus aplicaciones a la temática de la discapacidad.

El estudio de la discriminación salarial en contra de las PCD constituye una de las aplicaciones de la economía laboral de más reciente desarrollo, aunque basada todavía -en la mayoría de los casos- en aplicaciones de estrategias paramétricas de descomposición salarial de larga tradición en el campo, como son las contribuciones seminales de Oaxaca (1973) y Blinder (1973). Dicha estrategia descompone la brecha salarial en término de componentes explicados y no explicados mediante un método basado en la estimación de ecuaciones de Mincer, para dos grupos que están siendo comparados, tradicionalmente hombres versus mujeres: $\bar{y}^{-H} = \hat{\beta}^H \bar{x}^{-H}$ e $\bar{y}^{-M} = \hat{\beta}^M \bar{x}^{-M}$. El método consiste en la adición y sustracción de un término ($\hat{\beta}^M \bar{x}^{-H}$) a la brecha expresada como $\bar{y}^{-H} - \bar{y}^{-M} = \hat{\beta}^H \bar{x}^{-H} - \hat{\beta}^M \bar{x}^{-M}$. Dicho término puede ser interpretado como la situación contrafactual, en donde nos preguntamos cual sería el salario de un hombre con características individuales promedio si dichas características fuesen retribuidas de forma similar a como se retribuyen las características de una mujer con características individuales promedio. Después de algunas manipulaciones, la brecha salarial puede ser expresada del modo siguiente: $\bar{y}^{-H} - \bar{y}^{-M} = \hat{\beta}^M (\bar{x}^{-H} - \bar{x}^{-M}) + (\hat{\beta}^H - \hat{\beta}^M) \bar{x}^{-H} + (\bar{x}^{-H} - \bar{x}^{-M})(\hat{\beta}^H - \hat{\beta}^M)$, en donde el primer componente del lado derecho de la ecuación es atribuido a las diferencias en características promedio entre el hombre y la mujer (E), el segundo componente es atribuido a diferencias en retornos promedio a las características individuales (C), y el tercer componente refleja la interacción entre características y retornos (CE). Así, la brecha salarial (G) tendría la siguiente estructura: $G=E+C+CE$.

En función al modelo que se asuma como no discriminatorio, dichos términos nos servirán para determinar el componente “explicado” (V) y el “no explicado” (U) de la descomposición. El asunto radica en como asignar el componente de interacción entre las características y los retornos (CE). En el caso de Oaxaca (1973), se asume que tanto el grupo de bajos salarios como el de altos salarios son no discriminatorios, lo cual lleva a que $U=C+CE$ y $V=E$ ó $U=C$ y $V=E+CE$. Una forma más general de escribir la descomposición salarial sería la siguiente:

$\bar{y}^H - \bar{y}^M = (\bar{x}^H - \bar{x}^M) \left[\Omega \hat{\beta}^H + (I - \Omega) \hat{\beta}^M \right] + \left[\bar{x}^H (I - \Omega) + \bar{x}^M \Omega \right] (\hat{\beta}^H - \hat{\beta}^M)$, en donde Ω es una matriz diagonal de pesos que aproxima la relación existente entre la estructura salarial no discriminatoria y los salarios observados, e I es una matriz identidad.

En función a los supuestos que se hagan sobre la forma de la matriz Ω tendremos diferentes aproximaciones a la extensión de la discriminación. En los dos casos señalados por Oaxaca (1973), Ω es una matriz nula ó igual a la matriz I respectivamente. Reimers (1983) por su parte propone el uso de la media de los coeficientes entre el modelo de bajos y altos salarios, es decir, supone que los elementos de la diagonal de la matriz Ω iguales a 0.5, mientras que Cotton (1988) sugiere pesar los coeficientes por el tamaño de los colectivos analizados, esto es, suponer que los elementos de la diagonal de la matriz Ω son iguales a la proporción relativa de personas en el grupo de salarios altos. Por su parte, Neumark (1988) propone estimar un modelo agrupado sobre ambos grupos, lo cual implica que la matriz Ω tenga la forma siguiente: $\Omega = \text{diag}(\hat{\beta}^P - \hat{\beta}^M) * \text{diag}(\hat{\beta}^H - \hat{\beta}^M)^{-1}$, en donde $\hat{\beta}^P$ es el vector columna de coeficientes del modelo agrupado. Finalmente, Oaxaca y Ramson (1994) proponen la estructura siguiente para la matriz Ω : $\Omega = (X'X)^{-1}(X_H'X_H)$, en donde X es la matriz de observaciones del modelo agrupado y X_H la matriz de observaciones para la muestra de observaciones del colectivo de hombres, o más generalmente, del colectivo de altos salarios.

Una de las limitaciones de este tipo estrategia empírica consiste en que no provee de estimadores insesgados y consistentes cuando se utiliza el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para estimar las ecuaciones de salario tipo Mincer ante la presencia de problemas de selección de muestra. Reimers (1983), en estudio sobre discriminación salarial contra la población hispánica y afrodescendiente en Estados Unidos, desarrolla una estrategia que da cuenta de este problema. Para ello utiliza el método sugerido por Heckman (1979) para corregir el problema de selección de muestra, el cual consiste en estimar un modelo probit para determinar la probabilidad de empleo en el mercado laboral a partir del cual se estima la inversa del ratio de Mills ($\bar{\lambda}$). Esta última es luego añadida como un regresor adicional en la ecuación de Mincer. Finalmente, se aplica la estrategia de descomposición de Oaxaca-Blinder del modo siguiente:

$$\bar{y}^H - \bar{y}^M = (\bar{x}^H - \bar{x}^M) \left[\Omega \hat{\beta}^H + (I - \Omega) \hat{\beta}^M \right] + \left[\bar{x}^H (I - \Omega) + \bar{x}^M \Omega \right] (\hat{\beta}^H - \hat{\beta}^M) + (\hat{c}_H \bar{\lambda}_H - \hat{c}_M \bar{\lambda}_M)$$

En donde, como se observa, aparece un tercer componente en la ecuación, el cual es debido a diferencias en sesgo de selección³².

La gran parte de los estudios sobre discriminación salarial en contra de PCD se han basado en la estrategia sugerida por Reimers (1983). Uno de los primeros antecedentes fue el trabajo de Johnson y Lambrinos (1985), y posteriormente apareció la versión de Baldwin y Johnson (1994), la misma que se ha convertido en el modelo estándar en la literatura aplicada para este colectivo. Investigaciones posteriores de Baldwin y Johnson (2000), Kidd, Sloane y Ferko (2000), Jones, Latreille y Sloane (2003), y Pagán y Marchante (2004) han seguido alguna variante de la misma. Un resumen de los principales hallazgos de la literatura previa basada en este tipo de aproximación, puede verse en el Apéndice 2.

Sin embargo, la estrategia mencionada adolece de múltiples limitaciones. Dolton y Makepeace (1987) y Jenkins (1994) han señalado que el enfoque de descomposición propuesto por Oaxaca-Blinder tiene limitaciones informativas en la medida que solo da cuenta del promedio de las diferencias no explicadas de los salarios y no de toda la distribución de dichas diferencias no explicadas. El mismo Jenkins (1994) ha sugerido una estrategia empírica para resolver esta limitación mediante el uso de curvas de Lorenz generalizadas tanto para los salarios observados como para los salarios predichos en el escenario contrafactual. Sin embargo, dicha estrategia sufre de otro problema señalado por Ñopo (2004), en el sentido de que la misma no toma en cuenta la diferencia en los soportes de las distribuciones empíricas de las características individuales de los grupos de alto y bajo salario. Este punto, enfatizado en la literatura de evaluación de programas sociales, llama la atención respecto a la posibilidad de que existan combinaciones de características individuales que solo se observen en alguno de los dos grupos analizados pero no en ambos. En ese contexto, no es posible comparar adecuadamente las diferencias salariales entre los dos grupos de interés. Este problema de comparabilidad es más agudo aún cuando las características del empleo son incorporadas en la explicación de la brecha salarial, debido a que la concentración en torno a ciertos tipos de ocupaciones se encuentran asociadas en alguna medida a las características que distinguen a cada uno de los grupos bajo análisis³³.

³² Dicho componente es usado para obtener la diferencia porcentual en el salario ofertado por personas con características del asalariado promedio en ambos grupos. Véase, Reimers (1983:572).

³³ En el marco de nuestro tema de interés, la evidencia preliminar recogida por Maldonado (2006) indica que las PCD se encuentran sobre representadas en actividades tradicionalmente tipificadas como “informales”, y en cierto tipo de empleos como vendedores y artesanos, lo cual indicaría que estamos ante un problema como el señalado anteriormente.

La descomposición de Oaxaca-Blinder adolece también de este problema. Dicho método no reconoce las diferencias en los soportes de la distribución de las características individuales de los grupos analizados puesto que estima ecuaciones de salarios para todos los miembros de ambos grupos sin restringir el análisis solo a aquellos individuos que tienen características comparables. De acuerdo con Ñopo (2004), el problema de esta limitación es que tiende a sobre-estimar el componente de la brecha salarial atribuible a las diferencias en los retornos a las características individuales.

Otras aproximaciones que han tratado de dar cuenta de la distribución de las diferencias no explicadas en la descomposición salarial se han basado en la extensión de la propuesta de Oaxaca-Blinder a un entorno semi-paramétrico o no paramétrico. El trabajo de Dinardo, Fortín y Lemieux (1996) por ejemplo, estima ecuaciones de salarios no paramétricamente mediante el uso de estimaciones de Kernel, encontrando lo que se conoce como “la maldición de la dimensionalidad”, la misma que aparece cuando hay muchas variables explicativas cuando trabajamos en entornos no paramétricos³⁴. Por su parte Ñopo (2004) deriva una estrategia de descomposición salarial a partir del método de emparejamiento (matching), ampliamente utilizado en la literatura sobre evaluación de programas sociales³⁵. Dicho método busca emparejar muestras con “similares” características observables (o alguna combinación lineal de estas) con excepción de una variable particular, denominada “tratamiento”, la cual nos sirve para dividir la muestra en dos grupos: los tratados y el grupo de control. Luego de controlar por las características observadas, se utilizan técnicas de comparación para medir el impacto del tratamiento sobre estos grupos bajo diferentes supuestos de identificación. Dejaremos para más adelante la discusión detallada de este tipo de estrategias.

Es muy difícil encontrar en la literatura existente trabajos que utilicen este tipo de estrategias empíricas aplicadas al estudio de las condiciones laborales de las PCD. El único estudio del que tenemos conocimiento es el de Lechner y Vazquez-Alvarez (2003) para el caso de Alemania. Específicamente, los autores utilizan *propensity score matching* para evaluar el impacto del status de discapacidad sobre diversos resultados laborales, entre

³⁴ Este problema alude a la reducción de la posibilidad de obtener un número adecuado de observaciones emparejadas, lo cual limita la capacidad de explorar la distribución de las diferencias no explicadas en los salarios. Nótese que la estrategia sugerida por Ñopo (2004), basada en el método de emparejamiento (matching), adolece del mismo problema de dimensionalidad.

³⁵ Esta literatura tiene larga data en el análisis de estudios experimentales y estadísticos. Desde su introducción en la literatura económica, el debate respecto de su capacidad para dar cuenta de relaciones de causalidad ha dado origen a un floreciente campo de discusión. Véase el respecto, Meyer (1995); La Londe (1986); Heckman, Ichimura y Todd (1997); Dehejia y Wahba (1998), entre otros. El apéndice 4 de este estudio ofrece una pequeña discusión de esta literatura con énfasis en los métodos de emparejamiento.

ellos el estatus de empleo, el ingreso laboral y el ingreso familiar disponible per-capita. Los autores encuentran que en todos los indicadores anteriores, las PSD tienen mejores indicadores que aquellos que se volvieron PCD en el periodo de análisis. Dicho resultado es robusto a cambios en la población utilizada como grupo de control y a cambios en los supuestos de identificación de la estrategia utilizada.

El potencial de este tipo de técnicas a fin de evaluar los resultados de nuestro interés requiere de mayor discusión en la literatura internacional sobre el tema. Este estudio pretende hacer una contribución en esa dirección.

4.2. Descomposición no lineal de las diferencias en tasas de participación laboral entre personas sin discapacidad y con discapacidad.

En la presente sección vamos a discutir la extensión de la estrategia de descomposición sugerida por Oaxaca (1973) y Blinder (1973) para modelos no lineales de resultado binario tipo probit o logit sugerida por Fairlie (1999). Dada la evidencia encontrada en Maldonado (2006) respecto a las diferencias en términos de participación en el mercado de trabajo entre PCD y PSD como expresión fundamental de la exclusión que padece este colectivo, el uso de una estrategia de esta naturaleza nos permitirá dilucidar el rol de las características individuales y sus retornos sobre la probabilidad de participación de las PCD, y con ello detectar evidencia o no de discriminación.

Como se discutió en la sección anterior, la descomposición sugerida por Oaxaca y Blinder tiene la siguiente forma:

$$(1) \quad \bar{Y}^{PSD} - \bar{Y}^{PCD} = \left[(\bar{X}^{PSD} - \bar{X}^{PCD}) \hat{\beta}^{PSD} \right] + \left[\bar{X}^{PCD} (\hat{\beta}^{PSD} - \hat{\beta}^{PCD}) \right]$$

Si siguiendo a Fairlie (1999), podemos descomponer una ecuación no lineal, del tipo $Y = F(X\hat{\beta})$, en los términos siguientes:

$$(2) \quad \bar{Y}^{PSD} - \bar{Y}^{PCD} = \left[\sum_{i=1}^{N^{PSD}} \frac{F(X_i^{PSD} \hat{\beta}^{PSD})}{N^{PSD}} - \sum_{i=1}^{N^{PCD}} \frac{F(X_i^{PCD} \hat{\beta}^{PSD})}{N^{PCD}} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^{PCD}} \frac{F(X_i^{PCD} \hat{\beta}^{PSD})}{N^{PCD}} - \sum_{i=1}^{N^{PCD}} \frac{F(X_i^{PCD} \hat{\beta}^{PCD})}{N^{PCD}} \right]$$

Siendo N^{PSD} y N^{PCD} el tamaño de las muestras de PSD y PCD respectivamente. El primer término de la expresión representa la parte de la brecha que es debida a diferencias grupales en las distribuciones de las variables explicativas X , mientras que el segundo término alude a la parte de la brecha que se debe a diferencias en los determinantes de los niveles de Y . A diferencia de lo que ocurre con la propuesta seminal de Oaxaca y Blinder, esta estrategia de descomposición no aborda el llamado “componente no explicado”, en razón de las dificultades asociadas a la interpretación del mismo. Asimismo, el término \bar{Y}^J es definido aquí como la probabilidad promedio del resultado binario de interés, mientras que la expresión $F(\cdot)$ representa la función logística de distribución acumulada.

Una forma alternativa de escribir la ecuación (2) sería la siguiente:

$$(3) \quad \bar{Y}^{PSD} - \bar{Y}^{PCD} = \left[\sum_{i=1}^{N^{PSD}} \frac{F(X_i^{PSD} \hat{\beta}^{PCD})}{N^{PSD}} - \sum_{i=1}^{N^{PCD}} \frac{F(X_i^{PCD} \hat{\beta}^{PCD})}{N^{PCD}} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^{PSD}} \frac{F(X_i^{PSD} \hat{\beta}^{PSD})}{N^{PSD}} - \sum_{i=1}^{N^{PCD}} \frac{F(X_i^{PCD} \hat{\beta}^{PSD})}{N^{PCD}} \right]$$

En donde la única diferencia en relación a la ecuación (2) es que ahora son los coeficientes estimados de las PCD usados como ponderadores en el primer término de la descomposición, mientras que las distribuciones de las variables independientes correspondientes a las PSD son utilizadas como ponderadores del segundo término. De acuerdo con Fairlie (2005), ello es debido al problema de número índices que padece este tipo de estrategias empíricas cuyo resultado fundamental radica en el hecho de que los resultados obtenidos a partir de la descomposición varían en función de que grupo sea tomado como referencia en cada uno de los componentes de las ecuaciones anteriores. Oaxaca y Ramson (1994) sugieren el uso de un modelo agrupado con la información de los dos grupos analizados, de modo tal que los coeficientes obtenidos a partir de esta estrategia sirvan como ponderador del primer término de las ecuaciones anteriores. En todo caso, como indica Fairlie (2005), no existen razones teóricas que justifiquen a priori el uso en particular de alguna de las alternativas anteriores, y dependerá mucho del problema de

interés, sugiriéndose por tanto discutir los resultados, tanto de las dos ecuaciones anteriores como del modelo agrupado sugerido por Oaxaca y Ramson (1994)³⁶.

4.3. Descomposición paramétrica de las diferencias salariales entre personas sin discapacidad y con discapacidad.

Con el objetivo de analizar las diferencias salariales entre las PCD y las PSD, en primer lugar vamos a utilizar la metodología sugerida por Reimers (1983) y adaptada por Baldwin y Johnson (1994) en un estudio sobre discriminación salarial en contra de las personas con discapacidad en Estados Unidos. La metodología consiste en estimar ecuaciones de salarios para cada colectivo, las cuales se escriben de la siguiente forma:

$$(4) \quad \ln W_{ij}^O = X_{ij}'\beta_j + v_{ij} (j = PCD, PSD)$$

Donde W_{ij} es el salario hora para cada persona i que pertenece al grupo j , X_{ij}' es un vector de variables que miden las características de la persona, β_j es un vector de coeficientes y v_{ij} es el término de error. Esta ecuación se deriva del modelo tradicional de participación en la fuerza laboral que asume que la decisión de un individuo de participar en el mercado laboral se basa en la comparación del salario de mercado con su salario de reserva. Dicho salario es definido como el salario al cual un individuo es indiferente de participar o no participar en el mercado laboral y es determinado de la siguiente manera:

$$(5) \quad \ln W_{ij}^R = Z_{ij}'\alpha_j + e_{ij} (j = PCD, SD)$$

En donde Z incorpora variables de capital humano así como factores que influyen el valor del tiempo, como la presencia de niños en el hogar o el nivel exógeno de ingresos. Si bien no observamos el salario de reserva, si se observa el resultado de la decisión individual de participar en el mercado de trabajo. Por tanto, es necesario especificar una variable ficticia que represente si un individuo se encuentra empleado o no, de la siguiente forma:

³⁶ Un tema importante en relación con la descomposición sugerida por Fairlie (2005) tiene que hacer con la estimación de la contribución individual de cada variable a la brecha bajo análisis. En particular, Fairlie simplifica el análisis al caso en donde el tamaño de la muestra para los dos colectivos analizados es el mismo y existe un emparejamiento uno a uno de las observaciones. El lector interesado en mayores detalles al respecto puede revisar la sección 2 del artículo mencionado.

$I = 1$ si $W_{ij}^O > W_{ij}^R$ y

$I = 0$ en otros casos.

Por tanto, la probabilidad de empleo de un individuo i es:

$$(6) \quad \Pr(i_{empleo}) = \Pr[(W_{ij}^O - W_{ij}^R) > 0] = \Pr[(X'_{ij}\beta_j - Z'_{ij}\alpha_j) > e_{ij} - v_{ij}]$$

Si asumimos que v_{ij} y e_{ij} se distribuyen normalmente, entonces el error compuesto $u_{ij} = (e_{ij} - v_{ij})$ se distribuye también con una distribución normal con varianza σ_{uj}^2 . Entonces, podemos re-escribir la probabilidad de empleo del individuo i de la forma siguiente:

$$(7) \quad \Pr(i_{empleo}) = \Pr\left[\frac{u_{ij}}{\sigma_{uj}} < \frac{(X'_{ij}\beta_j - Z'_{ij}\alpha_j)}{\sigma_{uj}}\right] = \Phi\left(\frac{\gamma_j Y_{ij}}{\sigma_{uj}}\right)$$

En donde Φ es la función de densidad acumulada normal, γ_j es un vector combinado de parámetros β_j y α_j , e Y_{ij} es el vector asociado de X_{ij} y Z_{ij} . Si modelamos la decisión de participación en el mercado de trabajo mediante un modelo probit entonces tendremos la siguiente especificación:

$$(8) \quad L = \prod_{i \in E} \left[\Phi\left(\frac{\gamma_j Y_{ij}}{\sigma_{uj}}\right) \right] \prod_{i \in \bar{E}} \left[1 - \Phi\left(\frac{\gamma_j Y_{ij}}{\sigma_{uj}}\right) \right], (j = PCD, PSD)$$

En donde E representa el conjunto de individuos que trabajan mientras que \bar{E} a aquellos que no trabajan. A partir de este modelo probit se corrigen las ecuaciones de salarios ante la presencia de sesgo de selección muestral. Dado que la estimación por el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) puede producir estimadores sesgados e inconsistentes en caso de existir este tipo de problemas, se incorpora un corrector muestral a partir del método de dos etapas sugerido por Heckman (1979), el cual se añade como un regresor adicional, conocido como la inversa del ratio de Mills (λ), en la ecuación (4). De esta manera, la ecuación de salarios corregida a estimar será:

$$(9) \quad \ln W_{ij} = X'_{ij}\beta_j + c\lambda_{ij} + v_{ij} (j = PCD, PSD)$$

Donde λ_{ij} es el corrector muestral. Luego descomponemos la diferencia entre los salarios ofrecidos a cada colectivo del modo siguiente:

$$(10) \quad \overline{\ln W_{PSD}} - \overline{\ln W_{PCD}} - (\hat{c}_{PSD} \overline{\lambda_{PSD}} - \hat{c}_{PCD} \overline{\lambda_{PCD}}) = (\overline{X_{PSD}} - \overline{X_{PCD}}) \left[\Omega \widehat{\beta}_{PSD} + (1-\Omega) \widehat{\beta}_{PCD} \right] \\ + \left[\overline{X_{PSD}}(1-\Omega) + \overline{X_{PCD}}\Omega \right] (\widehat{\beta}_{PSD} - \widehat{\beta}_{PCD})$$

Donde el lado izquierdo de la ecuación (10) equivale a la diferencia entre los salarios medios ofrecidos a PCD y PSD; el primer sumando del lado derecho representa la parte de las diferencias en los salarios ofrecidos atribuibles a las diferencias existentes en términos de las características observadas entre ambos colectivos (conocido como el componente explicado), y el segundo sumando mide la parte de la diferencia que es debida a diferencias –valga la redundancia– en los rendimientos (conocida como el componente no explicado) y que es considerada en la literatura como medida de la discriminación salarial. El vector Ω , con valores comprendidos entre 0 y 1, aproxima la relación existente entre la estructura salarial no discriminatoria y los salarios observados. Siguiendo a Baldwin y Johnson (1994), consideraremos que Ω es igual a 1; es decir, supondremos que la estructura salarial no discriminatoria es la estructura de salario observada para el caso de las PSD (Cotton 1988, Oaxaca y Ramson 1994). Este supuesto se formula en razón del pequeño porcentaje que representan las PCD empleadas dentro del mercado laboral peruano.

4.4. *Descomposición no paramétrica de las brechas de participación y de salario entre personas sin discapacidad y con discapacidad.*

Nuestra estrategia no paramétrica consistirá en la aplicación de la propuesta de Ñopo (2004) para el caso de las PCD. Para ello definiremos una variable aleatoria Y que modela la participación en el mercado laboral o los ingresos salariales individuales y un vector de características individuales X de n dimensiones tales como la edad, la educación, la experiencia ocupacional, entre otras, que presuponemos se encuentran relacionadas con la participación laboral y/o los ingresos. Adicionalmente, consideremos que $F^{PSD}(\cdot)$ y $F^{PCD}(\cdot)$ representan la función de distribución acumulada condicional de características individuales X , condicionada a la presencia de discapacidad en un individuo.

La relación entre las variables aleatorias es modelada por las funciones $g^{PSD}(\cdot)$ y $g^{PCD}(\cdot)$, las mismas que representan el valor esperado de la participación laboral o los ingresos salariales condicionados a las características y, en nuestro caso, a la presencia de discapacidad. Dado que $E[Y/PSD, X] = g^{PSD}(X)$ y $E[Y/PCD, X] = g^{PCD}(X)$, tenemos que:

$$(11) \quad \begin{aligned} E[Y/PSD] &= \int_{S^{PSD}} g^{PSD}(x) dF^{PSD}(x), \\ E[Y/PCD] &= \int_{S^{PCD}} g^{PCD}(x) dF^{PCD}(x), \end{aligned}$$

En donde S^{PSD} denota el soporte de la distribución de características para las PSD y S^{PCD} el soporte de la distribución de características para el caso de las PCD. De esta forma. La brecha de participación y/o salarial estará dada por:

$$(12) \quad \Delta = \int_{S^{PSD}} g^{PSD}(x) dF^{PSD}(x) - \int_{S^{PCD}} g^{PCD}(x) dF^{PCD}(x)$$

Si tenemos en cuenta que los soportes de distribución de las características para las PSD (S^{PSD}) y las PCD (S^{PCD}) difieren, entonces cada integral se encuentra dividida sobre su respectivo dominio en dos partes, una sobre la intersección de los soportes y otra fuera del soporte común, de la siguiente manera:

$$(13) \quad \Delta = \left[\int_{S^{PCD} \cap S^{PSD}} g^{PSD}(x) dF^{PSD}(x) + \int_{S^{PCD} \setminus S^{PSD}} g^{PSD}(x) dF^{PSD}(x) \right] - \left[\int_{S^{PCD} \cap S^{PSD}} g^{PCD}(x) dF^{PCD}(x) - \int_{S^{PCD} \setminus S^{PSD}} g^{PCD}(x) dF^{PCD}(x) \right]$$

Por definición, tanto $dF^{PSD}(\cdot)$ como $dF^{PCD}(\cdot)$, son idénticos a cero fuera de sus respectivos soportes, por lo que los dominios para la primera y cuarta integrales pueden ser extendidos a $\overline{S^{PCD}}$ y $\overline{S^{PSD}}$ sin que ello termine por afectar sus respectivos valores. Asimismo, cada integral puede ser re-escalada a fin de obtener expresiones que involucren valores esperados de $g^{PSD}(x)$ y $g^{PCD}(x)$ condicionados sobre su respectivo dominio particionado, como se muestra a continuación:

$$(14) \quad \Delta = \left[\int_{S^{PCD}} g^{PSD}(x) \frac{dF^{PSD}(x)}{\mu^{PSD}(S^{PCD})} \right] \mu^{PSD}(\overline{S^{PCD}}) + \left[\int_{S^{PSD} \cap S^{PCD}} g^{PSD}(x) \frac{dF^{PSD}(x)}{\mu^{PSD}(S^{PCD})} \right] \mu^{PSD}(S^{PCD}) \\ - \left[\int_{S^{PSD} \cap S^{PCD}} g^{PCD}(x) \frac{dF^{PCD}(x)}{\mu^{PCD}(S^{PSD})} \right] \mu^{PCD}(S^{PSD}) - \left[\int_{S^{PSD}} g^{PCD}(x) \frac{dF^{PCD}(x)}{\mu^{PCD}(S^{PSD})} \right] \mu^{PCD}(\overline{S^{PSD}})$$

Reemplazando $\mu^{PCD}(S^{SD})$ por $1 - \mu^{PCD}(\overline{S^{SD}})$ y $\mu^{SD}(S^{PCD})$ por $1 - \mu^{SD}(\overline{S^{PCD}})$, obtenemos la siguiente expresión de la brecha salarial:

$$(15) \quad \Delta = \left[\int_{S^{PCD}} g^{PSD}(x) \frac{dF^{PSD}(x)}{\mu^{PSD}(S^{PCD})} - \int_{S^{PCD}} g^{PSD}(x) \frac{dF^{PSD}(x)}{\mu^{PSD}(S^{PCD})} \right] \mu^{PSD}(\overline{S^{PCD}}) + \\ \left[\int_{S^{PSD} \cap S^{PCD}} g^{PSD}(x) \frac{dF^{PSD}(x)}{\mu^{PSD}(S^{PCD})} - \int_{S^{PSD} \cap S^{PCD}} g^{PCD}(x) \frac{dF^{PCD}(x)}{\mu^{PCD}(S^{PSD})} \right] \\ + \left[\int_{S^{PSD}} g^{PCD}(x) \frac{dF^{PCD}(x)}{\mu^{PCD}(S^{PSD})} - \int_{S^{PSD}} g^{PCD}(x) \frac{dF^{PCD}(x)}{\mu^{PCD}(S^{PSD})} \right] \mu^{PCD}(\overline{S^{PSD}})$$

La segunda parte de la integral en la expresión anterior puede ser descompuesta en una forma similar a la propuesta de Oaxaca (1973) y Blinder (1973), añadiendo y sustrayendo el elemento que permite evaluar el contractual de la siguiente manera:

$$(16) \quad \Delta = \left[\int_{S^{PCD}} g^{PSD}(x) \frac{dF^{PSD}(x)}{\mu^{PSD}(S^{PCD})} - \int_{S^{PCD}} g^{PSD}(x) \frac{dF^{PSD}(x)}{\mu^{PSD}(S^{PCD})} \right] \mu^{PSD}(\overline{S^{PCD}}) + \\ \int_{S^{PSD} \cap S^{PCD}} g^{PSD}(x) \left[\frac{dF^{PSD}}{\mu^{PSD}(S^{PCD})} - \frac{dF^{PCD}}{\mu^{PCD}(S^{PSD})} \right] (x) + \int_{S^{PSD} \cap S^{PCD}} [g^{PSD}(x) - g^{PCD}(x)] \frac{dF^{PCD}(x)}{\mu^{PCD}(S^{PSD})} \\ + \left[\int_{S^{PSD}} g^{PCD}(x) \frac{dF^{PCD}(x)}{\mu^{PCD}(S^{PSD})} - \int_{S^{PSD}} g^{PCD}(x) \frac{dF^{PCD}(x)}{\mu^{PCD}(S^{PSD})} \right] \mu^{PCD}(\overline{S^{PSD}})$$

Este resultado podemos denotarlo, adaptando la nomenclatura original de Ñopo (2004), de la forma siguiente:

$$(17) \quad \Delta = \Delta_{PSD} + \Delta_X + \Delta_0 + \Delta_{PCD}$$

En donde el primer componente (Δ_{PSD}) es la parte de la brecha explicada por las diferencias entre los dos grupos de PSD (aquellos cuyas características pueden ser emparejadas a las características de las PCD y aquellos que no). El segundo componente (Δ_X) es la parte de la brecha de participación o de salario que puede ser explicada por las diferencias en la distribución de las características de las PSD y las PCD sobre el soporte común. El tercer componente (Δ_0) es el componente “no explicado”, es decir, la parte de la brecha que no puede ser atribuida a diferencias en las características de los individuos y que en la literatura especializada es considerada como una combinación de características no observables que explican la participación laboral y/o el salario y discriminación. Finalmente, el cuarto componente (Δ_{PCD}) es la parte de la brecha que puede ser explicada por las diferencias en las características entre los dos grupos de PCD, aquellos que tienen características que pueden ser emparejadas con PSD y aquellos que no.

El procedimiento de estimación sugerido por Ñopo (2004) consiste en la aplicación de la técnica de emparejamiento (matching) de acuerdo con el siguiente algoritmo:

- Paso 1: Seleccionar una PCD de la muestra (sin reemplazo).
- Paso 2: Seleccionar a todas las PSD que tienen las mismas características X de la PCD previamente seleccionada.
- Paso 3: Con todos los individuos seleccionados en el paso anterior, se construye un individuo representativo cuyas características son iguales al promedio de todos ellos y lo emparejamos a la PCD original.
- Paso 4: Poner las observaciones de ambos individuos en sus respectivas nuevas muestras de emparejados.
- Repetir los pasos 1 al 4 hasta acabar con la muestra original de PCD.

Una virtud interesante de la descomposición sugerida por Ñopo (2004) es que esta nos permite descomponer la brecha de participación o de salario en los componentes arriba indicados. Otras aproximaciones utilizadas recientemente en la literatura de discriminación salarial se basan en el uso de otros métodos de emparejamiento de amplio uso en la literatura de evaluación de programas sociales como el *propensity score matching* o como los métodos de emparejamiento sugeridos por Abadie e Imbens (2002, 2006)³⁷. A fin de evaluar la robustez de nuestros resultados, utilizaremos ambas estrategias y los

³⁷ Para una revisión y discusión sobre las virtudes y desventajas de ambas variantes, véase Imbens (2004) y Zhao (2004).

compararemos con aquellos obtenidos a partir de la propuesta de Ñopo (2004). Una discusión detallada de estas técnicas puede encontrarse en el Apéndice 3.

5. Resultados empíricos

5.1. Datos y variables del estudio.

Los datos utilizados en este estudio se obtuvieron de la Encuesta de Hogares del III Trimestre de los años 2002, 2003 y 2004, llevadas a cabo por el Ministerio de Trabajo y Promoción del Empleo (MTPE). Dichas encuestas incluyen información detallada respecto a las características de empleo de las personas y del hogar. En función del ejercicio de interés, se organizó la muestra a utilizarse. Así, para el análisis de brechas en tasas de participación y ocupación entre PCD y PSD, así como para el análisis no paramétrico de las diferencias salariales, se procedió a utilizar exclusivamente la encuesta del año 2003. Ello en razón de que ambas estrategias econométricas exigen la construcción de parejas de observaciones, no teniendo sentido por ende la conformación de parejas con observaciones de periodos distintos. En particular, se utiliza este periodo debido a que la muestra es la más grande de las encuestas disponibles y la información es más completa y detallada.

La encuesta del 2003 está conformada por 15,398 observaciones, de las cuales 447 son PCD. De estas, 391 forman parte de la población en edad de trabajar (PET), definida aquí como aquella población cuya edad es mayor o igual a los 14 años de edad, de acuerdo con los criterios utilizados por el MTPE. De este grupo, apenas 119 PCD se encontraban activas; esto es, trabajando o buscando un empleo en el periodo de referencia de la encuesta. De ellas, solo 104 de las PCD entrevistadas contaba con un empleo al momento de la encuesta.

Para el caso del análisis paramétrico de diferencias salariales, se construyó una base de datos agrupada (pooled data). Este procedimiento cuenta con varios antecedentes en la literatura, como por ejemplo Kidd, Sloane y Ferko (2000), y Pagan y Marchante (2004). La razón fundamental del uso de esta estrategia empírica obedece al reducido número de observaciones de PCD en cada encuesta, más aun si tenemos en cuenta que las bajas tasas de participación laboral de este colectivo afectan especialmente la estimación de las ecuaciones de salario. La ventaja de este ejercicio radica en que permitirá obtener estimaciones más eficientes, mientras que la desventaja consiste en que los supuestos de identificación son más restrictivos.

La base de datos agrupada contiene 30,767 observaciones con cobertura para Lima Metropolitana y el Callao, así como 8 ciudades del país³⁸. El número total de PCD entrevistadas es de 650, de las cuales 568 forman parte de la PET. Es sobre esta muestra que se estima el modelo probit para probabilidad de ocupación en el caso del ejercicio de descomposición salarial. El tamaño de la muestra para el caso de las PSD para la estimación de esta misma ecuación asciende a 22,670 observaciones. La muestra final utilizada para la estimación de la ecuación de salarios es de 134 observaciones para el caso de las PCD y de 12,216 observaciones para el caso de las PSD.

Evidentemente, una limitación importante de nuestro análisis reside en el reducido número de observaciones para nuestro grupo de interés. Sin embargo, este problema es típico en estudios para el caso de las PCD. Así por ejemplo, en el estudio pionero de Baldwin y Johnson (1994) el tamaño de la muestra para el caso de la categoría de minusválidos era de 116 observaciones para un país de 260 millones de habitantes como es Estados Unidos³⁹. Por otro lado, y a diferencia de otros estudios similares que suelen concentrarse en el caso de los hombres con discapacidad, no hemos diferenciado la muestra por género, en razón del limitado tamaño de muestra indicado. A fin de controlar dichas diferencias, nuestras especificaciones incluyen una variable ficticia para el caso de las mujeres.

En la ecuación de probabilidad de participación y de ocupación se incluyen como variables explicativas una variable ficticia en caso el individuo sea casado, el número total de hijos, el número total de hijos menores de 5 años, el número de hijos con edades entre 6 y 12 años, los años de educación, la experiencia potencial y su cuadrado, una variable ficticia para el caso de ser mujer, una variable ficticia para el caso de ser jefe de hogar, la región de residencia, el ingreso neto total del resto del hogar, una variable ficticia si es que el individuo tiene una discapacidad considerada severa, así como variables ficticias que controlan los efectos temporales. En el caso de la ecuación de salarios utilizada para la descomposición paramétrica, las variables explicativas son la experiencia (aproximada mediante la edad)⁴⁰ y su cuadrado, los años de educación, la rama de actividad, el grupo

³⁸ Dichas ciudades son Lima Metropolitana y el Callao en el 2002; Lima Metropolitana y el Callao, Chachapoyas, Abancay, Huancavelica, Puerto Maldonado, Cerro de Pasco, Piura y Tumbes en el 2003; y Lima Metropolitana y el Callao, y Moquegua en el 2004, aunque en este último caso las estimaciones presentadas en este informe solo incluyen los datos provenientes de Moquegua por dificultades en el acceso a la información.

³⁹ Nótese que estamos considerando aquí a la definición manejada por la Encuesta del MTPE como un *proxy* de la categoría de minusvalía de la OMS, toda vez que son las discapacidades recogidas por la encuesta son las que estén más probablemente asociadas a la falta de integración social.

⁴⁰ Se optó por utilizar la edad como *proxy* de la experiencia en vez de la experiencia potencial con el objetivo de evitar problemas de correlación entre dicha variable y los años de educación.

ocupacional, la región, el estado civil, el género, variables ficticias para controlar efectos temporales, la presencia de una discapacidad severa y por si el individuo es jefe de hogar. Adicionalmente, se incluye la variable lambda, obtenida a partir de la ecuación de empleo, para corregir la presencia de sesgo de selección en la muestra. En lo que respecta a las variables utilizadas en la descomposición no paramétrica, discutiremos en la sección respectiva las variables utilizadas, en razón de los problemas de dimensionalidad asociados a este tipo de técnicas. Una descripción detallada de todas las variables utilizadas en el estudio puede encontrarse en el Apéndice 1.

Las encuestas utilizadas contienen información respecto al tipo de discapacidad que tienen las PCD. A fin de no perder grados de libertad en nuestras estimaciones, se recodificó dicha variable a fin de construir una variable ficticia llamada “discasevera” que toma valor igual a la unidad cuando la PCD dispone de una discapacidad que podemos considerar severa y cero en los otros casos. En dicha categoría incluimos aquellas discapacidades que implican una pérdida total de una función y las discapacidades mentales. Este ejercicio se realiza con el propósito de capturar la heterogeneidad existente entre el colectivo de PCD, encontrada en el estudio de Maldonado (2006) para el caso peruano. Ciertamente, dicho ejercicio no se consistente tampoco con las categorías definidas en los clasificadores del la OMS. Sin embargo, dado que no disponemos en la encuesta de una aproximación de semejante naturaleza, procedemos de la misma manera como se han hecho en otros estudios previos en la literatura a fin de superar, por lo menos en parte, las limitaciones de la información a nuestra alcance⁴¹.

Una dificultad empírica importante, a la que este estudio no podrá dar una respuesta adecuada, se relaciona con la incorporación en las estimaciones realizadas de variables que aproximen el efecto del estado de salud del individuo sobre su productividad, más allá de presencia o no de una discapacidad. La ausencia de información al respecto en las encuestas utilizadas, genera un potencial problema de endogeneidad que afecta la consistencia de nuestros resultados. Las respuestas encontradas en la literatura frente al problema son relativamente similares. En estudios para el caso de Estados Unidos, como los de Baldwin y Johnson (1994), Baldwin y Johnson (1992), y Johnson y Lambrinos (1985), se construyen índices de salud a partir del número de deficiencias que tiene un individuo y su severidad a fin de controlar dichos diferenciales de productividad. En el caso de los estudios para Inglaterra, tenemos que Kidd, Sloane y Ferko (2000) incluyen dos variables ficticias para capturar la presencia y la duración de periodos de enfermedad mientras que

⁴¹ El lector interesado pueda consultar, entre otros, Jones et al (2003), y Pagan y Marchante (2004).

Jones, Latreille y Sloane (2003) utilizan 5 variables ficticias derivadas de 17 problemas de salud reportados por los individuos con el mismo propósito. Los trabajos para el caso de España realizan una estrategia bastante parecida a la anterior, como en Pagan y Marchante (2004), quienes incluyen cuatro variables ficticias construidas a partir de una pregunta orientada a recoger la autopercepción del entrevistado respecto a su estado de salud⁴². En el caso del reciente estudio para el caso de India elaborado por Mitra y Sambamoorthi (2006), el impacto de la salud sobre la productividad se captura mediante una variable ficticia que toma el valor de 1 si es que el individuo responde afirmativamente a una pregunta en la que se le inquiriere respecto a si estuvo enfermo en los dos meses anteriores. En cualquier caso, la imposibilidad de controlar por diferencias en productividad asociadas al estado de salud del individuo, llevará en nuestro caso a la sobre-estimación de la magnitud del componente no explicado en nuestro análisis paramétrico de descomposición salarial.

5.2. Estadísticas descriptivas.

En el Cuadro 1 se presentan las medias muestrales y la desviación típica de las variables usadas en este estudio. Como se observa, el ingreso por trabajo promedio (expresado en logaritmos) es, como esperábamos, más alto para el caso de las PSD. Dicha diferencia a favor de las PSD es del orden del 19.51%. Este hallazgo supone que la diferencia en el caso peruano es ligeramente más alta que la encontrada en estudios similares de los que tenemos conocimiento⁴³. La columna (V) del apéndice 2 resume los hallazgos de la literatura en este respecto. En la mayoría de los casos esta brecha es positiva y favorece a las PSD. Así por ejemplo, en el caso de Estados Unidos, tenemos que Baldwin y Johnson (1994) calculan la brecha en 6.69% para el caso de los discapacitados y en 26.25% para el caso de los minusválidos. Estimados más recientes de Baldwin y Johnson (2000) estiman que la diferencia salarial es de 16.63% para el caso del grupo de PCD con discapacidades “menos perjudiciales” y de 18.35% para el grupo de PCD con discapacidades “más perjudiciales”. En el caso español, Pagán y Marchante (2004) estiman que dicha diferencia es de 16.61%, mientras que Kidd, Sloane y Ferko (2000) la calculan en 13.11% para el caso de Inglaterra. En el caso de los países en desarrollo, Maldonado (2005b) estimó dicha brecha en 35.38% para el caso peruano. El único estudio revisado que encuentra que la brecha favorece a las PCD es el trabajo de Mitra y Sambamohorti (2006) para el caso de India, estimando dicha magnitud en 10.87%. De acuerdo con las

⁴² Un estudio preliminar reciente para el caso español de autoría de Malo y Pagan (2005) también controla por diferencias de salud, aunque la versión disponible no precisa como se construyó dicha variable.

⁴³ Este resultado es todavía tentativo debido al hecho de que la base de datos utilizada esta incompleta.

autoras, ello es debido a los mayores niveles de experiencia promedio de las PCD. No obstante ello, sus resultados no son en estricto comparables con los obtenidos en los estudios anteriores debido a que dicho trabajo se concentra en el caso de las áreas rurales, mientras que en los demás casos las muestras fueron obtenidas de entornos urbanos⁴⁴.

Tal y como es reconocido en la literatura sobre la temática, y en consistencia con los hallazgos de Maldonado (2006), las diferencias en términos de tasas de participación y de ocupación entre PCD y PSD son significativas. En el primer caso, la tasa de participación de las PCD es de 24.1% frente a un 63.9% para el caso de las PSD, teniendo como referencia a la PET. Siguiendo el procedimiento usual en la literatura sobre discapacidad, encontramos que la tasa de ocupación es de 20.4% y 57.5% para las PCD y PSD respectivamente, considerando aquí nuevamente a la PET como población de referencia⁴⁵.

Las decisiones en relación al número de hijos no son radicalmente distintas entre PCD y PSD, aunque, en promedio, son estos últimos quienes tienen un promedio más alto (2.27 versus 1.96). Tanto en el caso de número de hijos menores de 12 años, como en el de aquellos menores de 5, son las PSD las que tienen una media más alta, aunque no muy significativa cuando de menores de 12 años se trata.

En lo que se refiere a la experiencia, son las PCD las que tienen un mayor nivel de esta en relación a las PSD, sea que aproximemos esta por medio del indicador de experiencia potencial o mediante la edad. Ello no debe de sorprendernos si tomamos en cuenta la relación directa que existe entre la discapacidad y la edad. Dado que las PCD tienen en promedio mayor edad que las PSD, es claro que por esa razón han acumulado mayores niveles de experiencia. Por otro lado, las PCD tienen en promedio menores años de estudios acumulados que las PSD, un resultado que ya habíamos indicado líneas arriba y que va en dirección de los hallazgos presentados en el estudio de Maldonado (2006). Dicha brecha es cerca de 4 años de estudio.

⁴⁴ Adicionalmente, se considero la variable *Sal*, la cual toma en cuenta el ingreso por trabajo expresados en miles de soles. Se incluye esta variable aquí debido a que será utilizada en el análisis no paramétrico de diferencias salariales. Dado el hecho de que solo representa una forma alternativa de recoger la misma información que la variable anterior, no se será sometida a discusión.

⁴⁵ El lector debe tomar nota de que, cuando cambiamos la población de referencia y utilizamos la PEA en lugar de la PET, los resultados son radicalmente distintos para el caso del análisis de brechas en tasa de ocupación. Ello no es de extrañar si tenemos en cuenta que en este caso estaríamos frente a los estimados estándar de la tasa de desempleo y empleo, los cuales no son radicalmente distintos como los obtenidos en el caso de la tasa de participación.

En lo que respecta a la rama de actividad, alrededor del 80% de las PCD se encuentran concentradas en actividades relacionadas con la construcción y el comercio, así como en el sector servicios. Aquí las diferencias con las PSD no son sustantivas. Por otro lado, en lo que se refiere al grupo ocupacional, tenemos que el grueso de las PCD se desempeña como agricultores, mineros, artesanos y obreros. Asimismo, en lo que se refiere a la región de residencia, cerca del 90% de las observaciones corresponden a Lima Metropolitana⁴⁶. En el caso de las variables ficticias que controlan el efecto del año en el que la observación fue levantada, tenemos que cerca de la mitad corresponde al año 2003. Por otro lado, casi no hay diferencias en lo que se refiere a la condición de casados, mientras que en el caso de la variable ficticia para el caso de las mujeres, existe una diferencia de 10% para el caso de las PSD. Una ligera diferencia de 6% indica que una mayor proporción de las PCD tienden a ser jefes de hogar en relación a las PSD, resultado que se encuentra altamente relacionado a la mayor edad promedio de las PCD. Finalmente, las PCD que tienen discapacidad severa representan el 42% del total de la muestra.

5.3. Brechas en participación y empleo según estrategias de descomposición paramétricas no lineales.

En esta sección vamos a dar cuenta de las brechas en términos de participación y empleo entre PCD y PSD. La motivación detrás de este análisis radica en evaluar la importancia de las características de las PCD y de los retornos asociados a estas, tanto en la probabilidad de participar en el mercado laboral como en la probabilidad de tener un empleo, para luego analizar la contribución de dichos factores en la explicación de las brechas observadas, ya discutidas en la sección anterior. Como es usual en la literatura, diferencias debidas a los retornos son asociadas con discriminación. Dada la naturaleza no lineal del problema de nuestro interés, se usa la descomposición de Fairlie (1999 y 2005). Los modelos logit que sirven de base para la misma se discuten a continuación

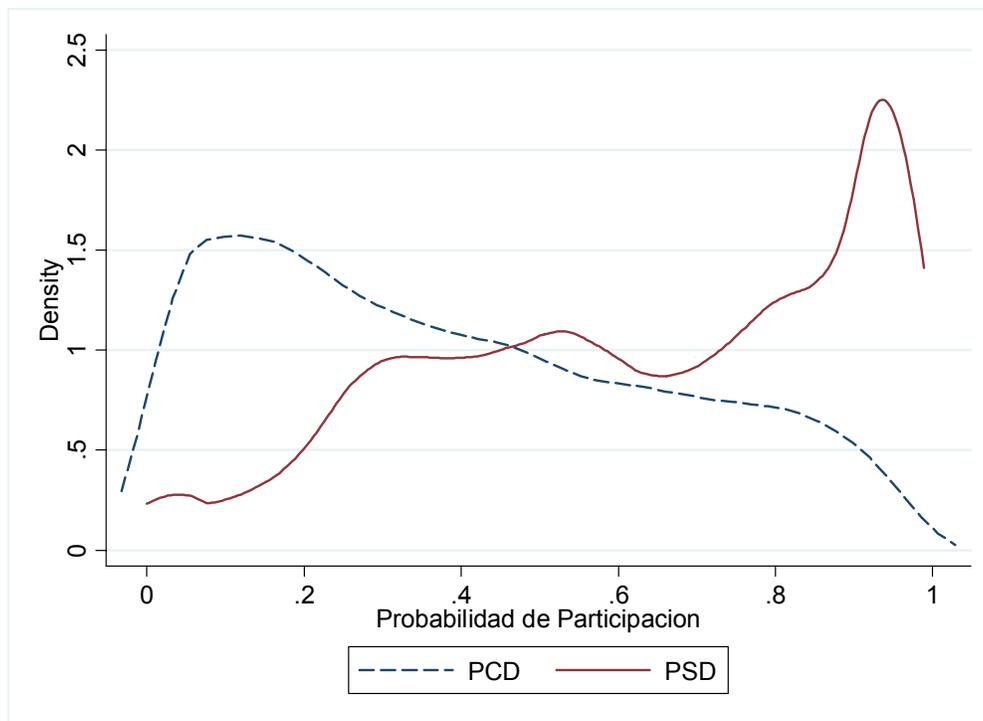
El Cuadro 2 presenta las estimaciones del modelo logit para la probabilidad de participación estimado mediante el método de máxima verosimilitud. Se incluyen allí estimaciones para la muestra de PCD, de PSD y una muestra agrupada que incorpora una variable ficticia para el caso de las PCD. Como se mencionó líneas arriba, utilizamos solo las observaciones del año 2003 por las razones mencionadas respecto a la naturaleza de la

⁴⁶ Esta sobre-representación de Lima en la muestra obedece a las características de la encuesta utilizada. Durante el año 2002, la encuesta cubrió solo Lima y Callao, mientras que en el 2003 incluyó además 7 ciudades. Para el 2004, la base de datos completa incluye también Lima Metropolitana, por lo que es de esperar que esta característica se acentúe en caso estuviera disponible para este estudio.

estrategia empírica a utilizarse. Los resultados obtenidos van en la línea de lo esperado. Para el caso de las PCD, las variables que aproximan el número de hijos no tienen un impacto estadísticamente significativo sobre la probabilidad de participación laboral, a diferencia de lo que ocurre en el caso de las PSD en las cuales dicho impacto es positivo y estadísticamente significativo, salvo la variable que ficticia para el caso del número de hijos menores de 12 años. Las variables que aproximan la experiencia y el nivel educativo tienen los signos esperados y son estadísticamente significativas para ambos colectivos, mientras que las variables que controlan por las diferencias regionales solo tienen significancia estadística en el caso de las PSD. El ingreso neto del hogar no tiene importancia estadística en ninguno de los dos colectivos analizados, mientras que el ser mujer, casado(a) o jefe(a) de hogar tiene un impacto negativo y estadísticamente significativo sobre la probabilidad de empleo para el caso de las PSD. En el caso de las PCD, solo el ser casado resultó ser significativa en el sentido estadístico. Finalmente, la variable ficticia de discapacidad en la muestra total tiene, como esperábamos, un signo negativo y es estadísticamente significativa.

Gráfico 5

Función de Densidad de Kernel para la Probabilidad de Participación según Presencia de Discapacidad, 2003



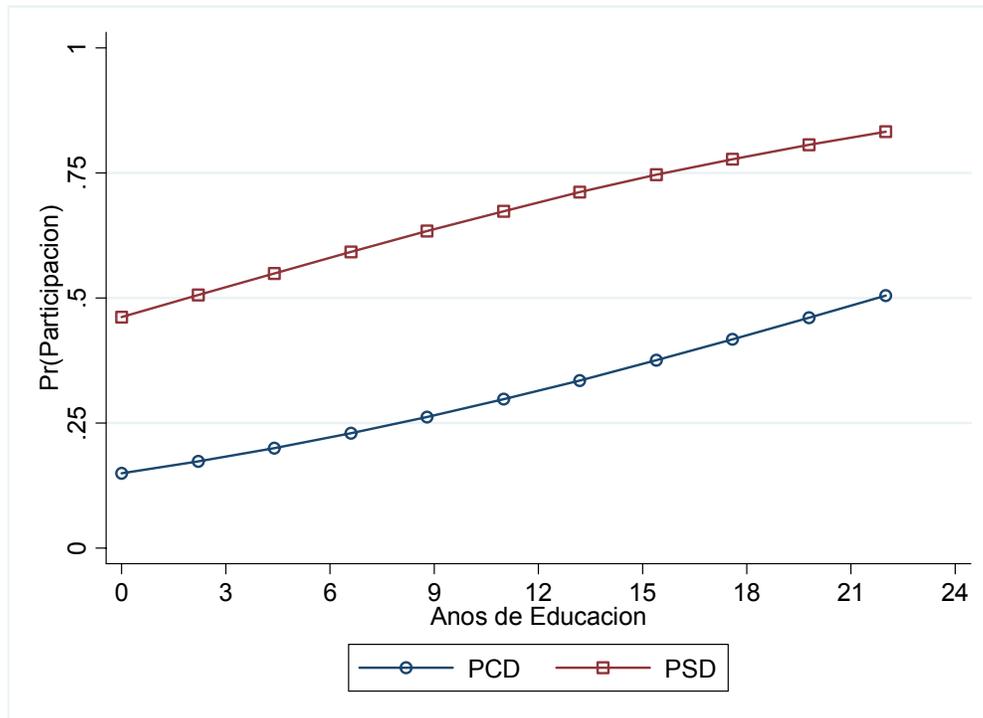
Fuente: Elaboración propia a partir de la ENAHO del III trimestre del 2003.

A partir del modelo anterior, estimamos la probabilidad de participación para todos los individuos de la muestra. A fin de darnos una mejor idea respecto a las diferencias entre ambos grupos en este respecto, se construyó una función de densidad no paramétrica mediante el método de Kernel⁴⁷. En el Grafico 5 se presentan los resultados del ejercicio. Como puede observarse, la mayoría de las observaciones de las PCD se encuentran concentradas en zonas de baja probabilidad. Lo inverso ocurre en el caso de las PSD.

El Cuadro 3 presenta un análisis detallado de los cambios en la probabilidad de participación laboral de las PCD ante cambios en las variables explicativas utilizadas en el cuadro anterior. También se incluyen en la columna final los efectos marginales para cada variable, evaluados en los valores medios de las demás. Se incluyen diversas aproximaciones respecto a los cambios en las variables exógenas, como por ejemplo los cambios en la probabilidad de participación ante cambios de las variables exógenas de su valor mínimo al máximo, o el cambio en una unidad, entre otras opciones.

Gráfico 6

Probabilidad de Participación Laboral por Años de Educación según Discapacidad, 2003



Fuente: Elaboración propia a partir de la ENAHO del III trimestre del 2003.

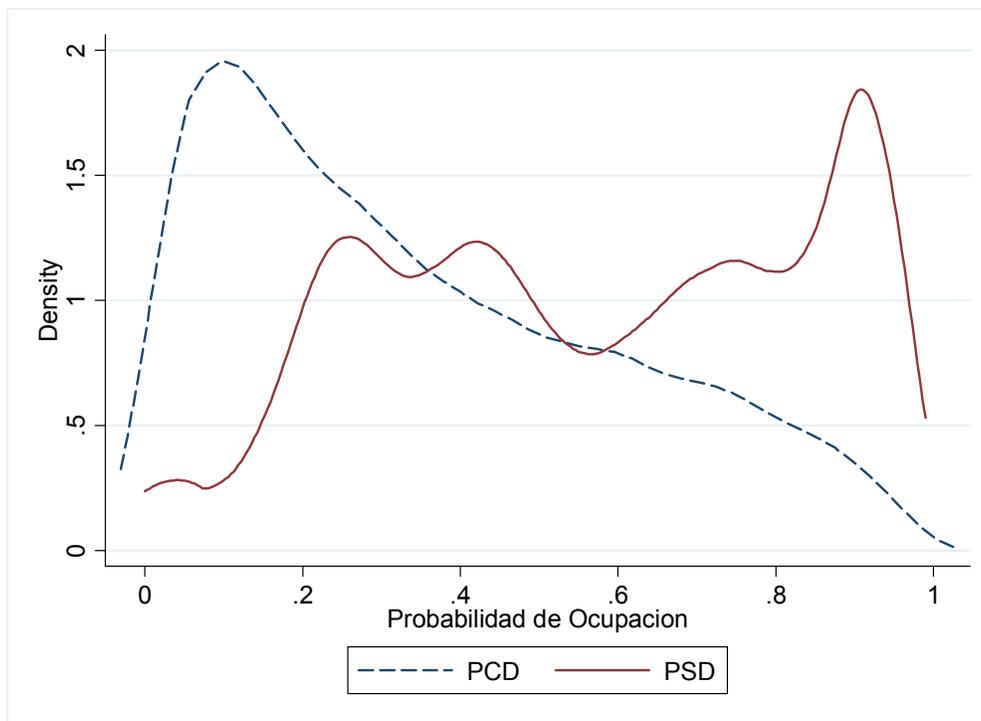
⁴⁷ Para una discusión sobre este instrumento, véase Deaton (1997).

Por razones de brevedad, vamos a concentrarnos en la variable educativa, por ser aquella a la que la literatura le ha concedido mucha importancia. El objetivo aquí radica en evaluar si la educación ejerce un impacto sobre las decisiones de las PCD de participar en el mercado laboral. Nuestros resultados sugieren que un año adicional de educación incrementa la probabilidad de participación laboral en 1.23% cuando las demás variables se encuentran fijadas en sus valores medios. A fin de tener una mirada más completa al respecto, presentamos en el Gráfico 6 un análisis del comportamiento de la probabilidad de participación laboral según los años de educación. Como se observa en el gráfico mencionado, las PSD tienen mayores probabilidades de participación para cada año de estudio analizado que las PCD. Cuando comparamos a una PCD y una PSD sin ningún nivel educativo, tenemos que la brecha en términos de probabilidad de participación entre estas es de cerca de 30 puntos (46.17% versus 14.93%), mientras que cuando ambas tienen 22 años de estudio la brecha es prácticamente la misma (83.29% versus 50.49%). Sin embargo, lo más interesante del ejercicio anterior es que la probabilidad de participación de una PCD con 22 años de estudio es prácticamente la misma que tiene una PSD sin ningún nivel de formación. Las implicancias de política educativa para las PCD de este resultado son poderosísimas, pero su discusión va más allá del alcance de este documento.

Realicemos ahora el mismo ejercicio presentado líneas arriba, pero concentrándonos esta vez en las diferencias en la probabilidad de ocupación. En el Cuadro 4 presentamos los estimados del modelo logit de la probabilidad de empleo para el caso de las PCD, las PSD y la muestra total con una variable ficticia para el caso de las PCD. La similitud de estos resultados con los obtenidos para el caso de la probabilidad de participación nos permite obviar su discusión. También se presenta, en el Gráfico 7, la estimación de la función de densidad de Kernel para el caso de las probabilidades de empleo para ambos colectivos. Como en el caso anterior, la masa de probabilidad de empleo para las PCD se concentra en valores bajos.

Asimismo, el Cuadro 5 presenta los resultados del análisis detallado del cambio en la probabilidad de ocupación ante cambios en las variables explicativas. Los resultados no difieren mucho a los del caso anterior, por lo que remitimos al lector a los mismos directamente. Concentrándonos nuevamente en el caso de la educación, replicamos el ejercicio anterior sobre el impacto de esta sobre –en este caso- la probabilidad de empleo. El Gráfico 8 presenta los resultados obtenidos.

Gráfico 7
Función de Densidad de Kernel para la Probabilidad de Ocupación según Presencia de Discapacidad, 2003

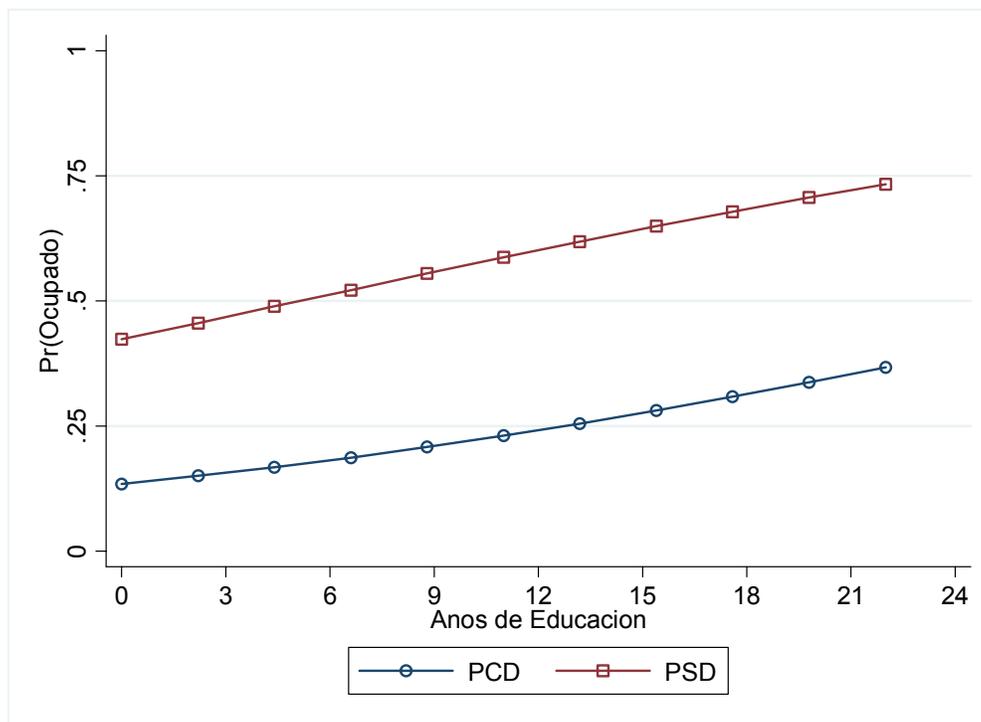


Fuente: Elaboración propia a partir de la ENAHO del III trimestre del 2003.

Como era de esperarse, las probabilidades de ocupación para ambos grupos son ligeramente menores a las obtenidas en términos de probabilidades de participación. Nuevamente el comportamiento de la brecha en probabilidades de empleo entre ambos colectivos tiene una pendiente positiva y se comporta como si fuese lineal en casi todo el tramo de análisis. Sin embargo, lo más interesante es que la probabilidad de ocupación de una PCD con 22 años de estudio es mucho menor que la probabilidad de ocupación de una PSD sin ningún nivel educativo. Así, mientras que una PSD sin ningún tipo de educación tiene una probabilidad de 42.31% de estar empleada, una PCD con el máximo nivel de estudios alcanzado tiene una probabilidad de estar empleada de 36.69%. Estos resultados, junto con los discutidos anteriormente, sugieren que si bien la educación incrementa la probabilidad de que una PCD se encuentre participando en el mercado laboral y de conseguir un empleo, dicho impacto no alcanza como para tener probabilidades de participación y empleo similares a las de las PSD menos educadas. Mucho menos ello alcanza para revertir las brechas en términos de participación y empleabilidad, pues no

observa un proceso de convergencia entre las probabilidades de ambos grupos conforme se incrementa el número de años de educación.

Gráfico 8
Probabilidad de Ocupación por Años de Educación según Discapacidad, 2003



Fuente: Elaboración propia a partir de la ENAHO del III trimestre del 2003.

A diferencia de lo que ocurre con los indígenas, una vez que se controla por educación la probabilidad de empleo no es la misma entre PCD y PSD. Estos resultados ponen en cuestión la generalidad de los obtenidos por Figueroa y Barrón (2005), quienes aproximan los grupos excluidos a partir de las diferencias étnicas. Así, mientras que un indígena y un no indígena tienen la misma probabilidad de empleo una vez que se tome en cuenta los años de educación, los resultados a los que arribamos en nuestro análisis demuestran claramente que lo anterior no se aplica a las diferencias por discapacidad. Una implicancia importante de este resultado consiste en que es relevante tener en cuenta la heterogeneidad de los grupos excluidos a la hora de evaluar las características de los procesos de exclusión en una sociedad como la peruana.

Discutamos ahora los resultados del ejercicio de descomposición de acuerdo con el método de Fairlie, tanto para las brechas en la probabilidad de participación laboral como en las brechas de probabilidad de empleo. Los resultados de las estimaciones realizadas

para 3 especificaciones distintas respecto a los coeficientes utilizados como ponderadores y en relación con el orden de las variables se presentan entre los cuadros 6 y 11. La brecha estimada en términos de probabilidad de participación laboral y empleo son de 31.7% y 29.59% respectivamente, y favorecen en ambos casos a las PSD.

En función del grupo cuyos coeficientes tomemos en cuenta como referencia, obtendremos una extensión del componente explicado de la brechas en participación y empleo. En el caso de las brechas de participación, el componente explicado de la brecha es de -0.09, 0.15 y -0.10 para el caso de los coeficientes de las PSD, PCD y el modelo que agrupa a los dos anteriores respectivamente. Ello representa un -29.31%, 48.90% y -33.50% del total de la brecha de participación en cada uno de los casos anteriores. Si nos concentramos ahora en el caso de las brechas de empleo, el componente explicado es de -0.06, 0.13 y -0.08 para cada uno de los casos anteriores, los cuales representan -21.62%, 45.54% y -28.10% del total de la brecha respectivamente. El signo negativo esta asociado a una contribución con ese mismo signo a la probabilidad de participación o empleo. De esta manera, el componente no explicado, asociado en la literatura con la presencia de discriminación, es significativo y explica una parte importante de las brechas en probabilidad de participación y empleo observadas⁴⁸.

Los factores más importantes en la explicación de las brechas observadas en la probabilidad de participación en el mercado laboral son el nivel educativo y la experiencia. Tal y como se muestra en el Cuadro 6, la contribución de la educación obtenida a partir de la descomposición oscila entre -0.05 y 0.04 (o -17.34% y 12.67%). En el caso de la experiencia, dicha contribución varía entre 0.01 y -0.06 (o 3.91% y -19.67%). Lo mismo podemos decir en el caso de las brechas de empleo como se constata en el Cuadro 9. En ese caso, la contribución de la educación fluctúa entre -0.03 y 0.03 y la de la experiencia varía entre 0.010 y -0.002. La contribución de las demás variables a la explicación de la brecha es bastante más modesta. El signo negativo asociado a la educación en la descomposición significa que la brecha en términos de probabilidad de participación y empleo sería inclusive más grande si es que las PCD tuvieran niveles educativos similares a las PSD, mientras que el signo positivo asociado a la experiencia implica que la brecha se reduciría si es que los PCD tuvieran los mismos niveles de experiencia que las PSD.

Como sugiere Fairlie (2005), es importante evaluar la robustez de los resultados de la descomposición ante cambios en el orden de las variables. Dada la naturaleza no lineal de

⁴⁸ Ciertamente, es preciso no olvidar que las variables observables podrían no estar captando bien las diferencias en productividad asociadas a la discapacidad.

la descomposición, los resultados son sensibles al orden de las variables en la descomposición. Los cuadros 7 y 8 presentan dos especificaciones alternativas en donde se ha alterado el orden original de las variables para el caso de las brechas de participación, mientras que los cuadros 10 y 11 hacen lo propio para el caso de las brechas de empleo. En ambos casos, la contribución de las variables en la explicación de la brecha no muestra cambios sustantivos. Así por ejemplo, la contribución de la educación en la brecha de participación, que en la primera especificación es del orden de -17.34%, es del orden del -18.14% en la segunda especificación y alrededor del -16.52% en el caso de la tercera. Cuando nos enfocamos en las brechas de empleo, dicha contribución es del orden de -10.79% y -10.55% para las dos especificaciones alternativas en relación al -10.93% encontrado en la especificación original. De esta manera, nuestros resultados son robustos al cambio en el orden de las variables.

5.4. Brechas de participación según estrategias de descomposición no paramétricas.

Discutamos ahora los resultados del ejercicio de descomposición sugerido por Ñopo (2004) aplicado al caso de la tasa de participación⁴⁹. Como ya se discutió anteriormente, una estrategia de esta naturaleza sufre de la “maldición de la dimensionalidad”, por lo que en la selección de variables para construir el emparejamiento debemos optar por la especificación más parsimoniosa. Tomando como referencia los resultados de Maldonado (2006), en esta sección del estudio nos concentramos en las variables siguientes: años de educación, edad y sexo. Los años de educación aproximan el capital humano del individuo y cumplen un rol importante en el logro laboral de las PCD. La variable edad aproxima la experiencia, y además permite controlar el hecho de que la adquisición de una discapacidad es un evento más probable a medida que transcurre los años. Finalmente, la variable sexo busca controlar las diferencias de género en el logro laboral, las cuales – según Maldonado (2006)- son particularmente importantes en el caso de las mujeres con discapacidad.

El Cuadro 12 presenta los resultados de la descomposición utilizando las variables mencionadas. Como se esperaba, la brecha de participación es negativa revelando un impacto negativo de la discapacidad sobre la participación de las PCD en el mercado laboral. Cerca de la mitad de la brecha corresponde a Δ_0 , que es la parte de la brecha de participación que no es explicada por diferencias en características observables y que

⁴⁹ En esta sección obviamos el análisis de la probabilidad de ocupación debido a la similitud de los resultados con los de la probabilidad de participación.

representa tanto diferencias en factores no observables como discriminación. Cerca del 40% restante representa la parte de la brecha que es explicada por las diferencias en las características individuales entre las PCD y PSD sobre el soporte común, lo cual es capturado por el componente Δ_X de la descomposición. Finalmente, los componentes Δ_{PSD} y Δ_{PCD} representan respectivamente el 4% y 5% de la descomposición, y reflejan la parte de la brecha que es explicada por la existencia de combinaciones de características de las PSD y PCD que no son comparables entre ambos grupos.

A fin de evaluar la robustez de nuestros resultados, presentamos en el Cuadro 13 estimaciones de la brecha de participación entre PCD y PSD utilizando estrategias alternativas basadas en métodos de emparejamiento para el cómputo del efecto promedio del tratamiento sobre los tratados (*ATET* por sus siglas en inglés). Tanto en el emparejamiento por covariados como en el caso del *propensity score*, se utilizó la misma especificación que en el caso de la descomposición anterior. Como se observa, los resultados son robustos a cambios de metodología de emparejamiento así como a modificaciones en las variantes utilizadas dentro de cada metodología utilizada.

En el caso del método emparejamiento por covariados, se computó el estimador de emparejamiento simple y el corregido por sesgo de acuerdo con Abadie e Imbens (2002, 2006). En todos los casos el número de observaciones de control se fijó en 5 y se computó además el estimador corregido por sesgo ajustado por heterocedasticidad y con la métrica de Mahalanobis. En el caso del emparejamiento por *propensity score* se utilizaron los estimadores de vecino más cercano, el de kernel gaussiano y el de Epanechnikov (computados ambos con un ancho de banda de 0,06), el estratificado y el de radio (asumiendo un radio de 0,005). En todos los casos, los errores estándar fueron corregidos de sesgo mediante la técnica bootstrap con 100 repeticiones.

Como se desprende de los resultados, la discapacidad tiene un impacto negativo sobre la decisión de participación de las PCD en relación a las PSD utilizadas para el emparejamiento que tienen las características observables comparables. Dicho impacto es estadísticamente significativo y de una magnitud importante. Así, las PCD tienen una probabilidad de participación 13.09% menor a la de una PSD con características comparables de acuerdo con los estimados obtenidos con el método sugerido por Abadie e Imbens (2006). Otras versiones del mismo estimador sugieren estimados que oscilan entre 12.15% y 12.29%, lo cual sugiere que los resultados son robustos a cambios en los supuestos del estimador.

Nótese que, a pesar de que en el caso de los estimados obtenidos mediante el *propensity score*, el valor de *ATEET* es sensible a los cambios en el método de emparejamiento, en todos los casos el efecto de la discapacidad tiene el mismo signo negativo y es estadísticamente significativo. Así, la diferencia en la probabilidad de participación fluctúa entre 9.1% en el caso del método de vecino más cercano, hasta 28.7% en el caso del estimador radio, favoreciendo en todos los casos a las PSD. Estos resultados permiten sugerir que el impacto encontrado de la discapacidad sobre la tasa de participación es robusto a los cambios en las especificaciones econométricas utilizadas.

5.5. Brechas salariales según estrategias de descomposición paramétricas.

En esta sección discutiremos los resultados para el ejercicio paramétrico de descomposición salarial. En el Cuadro 14 presentamos las estimaciones del modelo probit de empleo para ambos colectivos con datos agrupados para el periodo bajo análisis. Se consideran dos especificaciones econométricas para el caso de las PCD; una especificación (A) similar a la utilizada para el caso de las PSD, y una (B) en donde se incluye la variable “discasevera” a fin de controlar la heterogeneidad existente entre las PCD. En la mayoría de los casos los coeficientes son estadísticamente significativos, aunque en menor proporción para el caso de las PCD.

Los resultados de comparar la especificación (A) con la ecuación de empleo para el caso de las PSD son los siguientes. En el caso de la variable que aproxima el número de hijos se obtiene un signo positivo, aunque solamente es significativo para el caso de las PSD. Respecto a las variables que buscan aproximarse al número de hijos por diferentes tramos de edad, tenemos que en ninguno de los casos son estadísticamente significativas. La experiencia potencial y su cuadrado tienen los signos esperados y son estadísticamente significativos para los dos grupos bajo estudio. Para el caso de la educación, en ambos colectivos los coeficientes estimados son positivos, pero estadísticamente significativo solamente para el caso de las PSD. Existen también importantes diferencias regionales, aunque debido a la composición de la base de datos no es posible asegurar la robustez de las diferencias encontradas. En relación al ingreso neto del hogar tenemos que esta variable es estadísticamente significativa solo para el caso de las PSD, aunque con una contribución marginal evaluada en los valores medios de las demás variables muy pequeña. El estar casado reduce la probabilidad de estar empleado para ambos colectivos, siendo estadísticamente significativo en ambos casos. Este resultado pareciera ser contra

intuitivo, pero la no diferenciación de la muestra por género lo explica. Lo mismo sucede en el caso de la variable ficticia “mujer”, la cual tiene signo negativo, aunque solamente estadísticamente significativa en el caso de las PSD. Asimismo, en ambos casos el ser jefe de hogar esta asociado a un incremento en la probabilidad de empleo, siendo también este efecto estadísticamente significativo para ambos colectivos. Las variables ficticias que controlan los efectos temporales no son significativas en ningún caso. Cuando incluimos la variable que mide el grado de severidad de la discapacidad obtenemos que la probabilidad de ocupación se reduce, aunque no de una manera importante e inclusive sin significancia estadística. Las demás variables de la especificación (B) tienen los mismos signos que los obtenidos en el caso de la especificación (A).

Los resultados de nuestras estimaciones de la ecuación de salarios para cada colectivo, corregidas del sesgo de selección muestral, se presentan en el Cuadro 15. Incluimos nuevamente aquí dos especificaciones para el caso de las PCD. Los errores estándar han sido corregidos de la heterocedasticidad mediante el método sugerido por White (1980). El coeficiente estimado de la variable λ que corrige el sesgo de selección es significativo solo para el caso de las PSD. La variable “discasevera”, considerada en la especificación (B), no es estadísticamente significativa, aunque si tiene el signo esperado. Este resultado sugiere que la severidad de la discapacidad no influye de manera importante en la determinación de los salarios de este grupo. Este resultado es parcialmente consistente con los obtenidos en la literatura sobre el tema para el caso de los países desarrollados, como es el caso de Johnson y Lambrinos (1985), Baldwin y Johnson (2000), Kidd, Sloane y Ferko (2000), Jones, Laitrelle y Sloane (2003), y Pagán y Marchante (2004). Por otro lado, este resultado no abona evidencia a favor de la hipótesis sostenida en nuestro marco teórico respecto a que las condiciones laborales son más difíciles en el mercado laboral para quienes disponen de discapacidades severas, así como al argumento de que estas son una fuente importante de desigualdad entre las mismas PCD⁵⁰.

Discutamos ahora los resultados más importantes de nuestras estimaciones de la ecuación de salarios. En relación a la experiencia, encontramos que los retornos son negativos y no estadísticamente significativos en el caso de las PCD. En el caso de las PSD, los resultados tienen los signos esperados y son estadísticamente significativos. Los retornos de la educación son positivos en ambos casos y más altos cuando de las PSD se trata (2% frente a 6% por cada año de estudios). Sin embargo, este resultado no es

⁵⁰ Ciertamente, este punto amerita de mayor discusión en la medida que depende de la definición que utilizemos de discapacidad severa. A medida que se dispongan de nuevas bases de datos, tendremos mayor evidencia al respecto..

estadísticamente significativo para las PCD. Asimismo, la rama de actividad no tiene un impacto estadísticamente significativo en el caso de las PCD, aunque si ocurre ello en el caso de las PSD. En particular, los trabajadores sin discapacidad insertados en el sector minero y agrícola tienen ingresos relativamente mayores a los trabajadores de las categorías ocupacionales alternativas. Como era de esperarse, los retornos son más altos en ocupaciones asociadas a mayores niveles de responsabilidad y que suponen mayores niveles educativos para el caso de las PSD. En el caso de las PCD, además de lo señalado en el caso anterior, los retornos son más bajos en ocupaciones en las que se desempeñan como trabajadores de servicios y del hogar en relación a lo que ocurre en el caso de las PSD.

En lo que se refiere a la región de residencia, los resultados sugieren diferencias importantes. En relación a los trabajadores que residen en Lima Metropolitana, las PCD que residen en la costa, la sierra y la selva tienen ingresos menores aunque dicho resultado es estadísticamente significativo solo en el caso de las PCD que residen en la costa. Lo mismo ocurre en el caso de las PSD, aunque el impacto de dicha variable es mucho más modesto. Las variables ficticias utilizadas para controlar los efectos temporales son significativas en ambos casos, aunque el impacto es significativamente menor en el caso de las PSD. Por otro lado, ser jefe de hogar tiene un impacto positivo sobre los ingresos laborales en ambos casos, aunque solamente es estadísticamente significativo en el caso de las PSD. Lo mismo ocurre en el caso de las personas casadas. Por su parte, ser mujer tiene un impacto negativo sobre los ingresos. Es interesante notar que en este caso el impacto es ligeramente mayor en el caso de las PSD. En el caso de la variable λ , el coeficiente estimado es positivo en ambos casos pero solo estadísticamente significativo en el caso de las PSD. Finalmente, la variable que recoge la severidad de la discapacidad tiene el signo esperado, aunque no es estadísticamente significativo.

El paso siguiente consiste en descomponer las diferencias salariales entre ambos grupos de acuerdo con la metodología paramétrica discutida anteriormente. Además del modelo corregido por selección, incluimos el modelo no corregido para fines comparativos. Teóricamente, ello supone asumir que tanto las PCD como las PSD tienen, en promedio, similares preferencias respecto a sus decisiones de asignación de tiempo entre ocio y trabajo. Los resultados del ejercicio se presentan en el Cuadro 16.

Como es de esperarse, la diferencia salarial del modelo corregido por sesgo de selección es más alta de aquella del modelo sin corrección. Este incremento se debe a que el efecto del término de corrección en las diferencias salariales depende del tamaño y signo

de los coeficientes estimados de dicha variable, así como de sus valores medios. Cuando descomponemos las diferencias salariales, obtenemos que apenas el 28% de la misma es atribuible a diferencias en las características (componente explicado) y el resto atribuible a diferencias en los rendimientos de dichas características (componente no explicado). Nótese que, cuando consideramos el modelo sin corrección del sesgo de selección, el componente no explicado, considerado en la literatura como discriminación, se reduce significativamente, pasando en este caso a representar apenas el 15%.

Es importante señalar que debe tomarse con mucho cuidado la interpretación del componente no explicado en la medida que las características que distinguen a este grupo pueden, efectivamente, estar asociadas a una reducción de su productividad laboral. Este componente debe su existencia no solamente a la presencia de prejuicios negativos en contra de las PCD, sino también a diferencias no observadas de productividad y otros factores no observables que inciden de manera importante sobre los salarios. Un tema clave a la que se enfrenta una empresa que contrata a una PCD es conocer realmente su productividad, pues a mayor conocimiento que tenga el empresario sobre el tipo de discapacidad que padece una persona y el grado en el que la discapacidad afecta el desempeño del trabajador, será más precisa la valoración que haga el empresario sobre la productividad real de la PCD y con ello el nivel salarial asociado al mismo.

En el Cuadro 16 se descompone también el componente explicado entre los diferentes sub-componentes. Si un sub-componente tiene signo positivo (negativo), ello significa que el mismo contribuye a aumentar (disminuir) las diferencias salariales entre las PSD y las PCD. Las diferencias en años de educación, el grupo ocupacional, la región de residencia y estar casado son factores que contribuyen a aumentar las diferencias salariales mientras que la experiencia, la rama de actividad, ser jefe de hogar y ser mujer contribuyen a reducirlas.

5.6. Brechas salariales según estrategias de descomposición no paramétricas.

Finalmente, discutamos en esta sección los resultados del ejercicio no paramétrico de descomposición salarial. El Cuadro 17 presenta los resultados para el caso de la descomposición sugerida por Ñopo (2004). Como puede observarse, la brecha salarial tiene signo negativo, lo que implica que la discapacidad tiene un impacto negativo sobre los salarios de las PCD en relación a las PSD con características comparables. De dicha brecha, alrededor del 33% corresponde a Δ_0 , lo cual implica que un tercio de las

diferencias salariales entre PCD y PSD que comparten características similares en términos de educación, género y experiencia obedecen a características no observables y a discriminación. Nótese que una parte importante de la brecha, alrededor del 50%, es explicada por el hecho de que existen ciertas combinaciones de características observables que tienen las PSD que no son alcanzadas por las PCD, lo cual es capturado por el componente Δ_{PSD} .

A fin de evaluar la robustez de nuestros resultados, nuevamente hacemos uso de los métodos de emparejamiento estándar. El cuadro 18 resume nuestros hallazgos para el caso de la brecha salarial. Tanto en el caso del *propensity score* como en el de los estimadores sugeridos por Abadie e Imbens (2006), el impacto de la discapacidad sobre los salarios tiene signo negativo y es estadísticamente significativo. De esta manera, la evidencia empírica permite concluir que la discapacidad tiene un impacto negativo sobre los ingresos laborales de los individuos, y que dicho impacto es robusto a cambios en la metodología utilizada y en los supuestos de identificación asociados a estas.

5.7. Reflexiones Finales.

En este capítulo hemos evaluado empíricamente el efecto que tiene la discapacidad sobre el progreso laboral de las personas. Para ello, hemos hecho uso de una diversidad de técnicas econométricas, tanto paramétricas como no paramétricas, a fin de evaluar la robustez de nuestros resultados empíricos. Nuestros resultados sugieren que la discapacidad tiene un impacto estadísticamente significativo sobre la participación laboral y el nivel salarial, y dicho impacto es robusto a cambios en las técnicas econométricas utilizadas. Así, tanto en los ejercicios paramétricos como en los no paramétricos, los resultados son bastante consistentes como para concluir que la discapacidad tiene un impacto negativo sobre variables que aproximan el logro laboral de las PCD.

6. Conclusiones y recomendaciones de política

En este trabajo hemos profundizado el estudio de las condiciones laborales de las PCD complementando los hallazgos de Maldonado (2006). En dicho estudio se encontró que el principal problema que afrontaban las PCD eran sus bajos niveles de participación más que el desempleo o subempleo. Así, el 76% de la PET con discapacidad se encontraba en condición de inactividad en Lima Metropolitana mientras que la tasa de desempleo era de 18.1%, siendo esta última significativamente menor a la señalada por Metts (2000) y Mont (2004) para el caso de los países desarrollados.

En particular, en este trabajo nos hemos concentrado en el análisis de los diferenciales en términos de probabilidad de participación y empleo, así como en las brechas salariales entre las PCD y las PSD. Es, en ese sentido, el primer tratamiento econométrico completo del mercado de trabajo para el caso de las PCD del que tenemos conocimiento en la literatura especializada, tanto por los resultados laborales bajo análisis como por el uso amplio de técnicas econométricas paramétricas y no paramétricas para detectar la presencia de discriminación en contra de este colectivo.

El punto de partida de este estudio son dos hallazgos básicos encontrados por Maldonado (2006) que ameritaban un tratamiento empírico más fino en razón de su relevancia en términos de políticas públicas. El primero tiene que ver con los bajos niveles de participación laboral y de empleo de las PCD. En este estudio, se realizó un análisis más completo de los determinantes de dicho resultado. Para ello, se modeló las decisiones de participación laboral y empleo mediante modelos no lineales del tipo logit. El hallazgo más importante en esa dirección indica que las probabilidades de participación y empleo para una PCD es mucho menor que las de una PSD con el mismo nivel educativo, independientemente del número de años de estudio en el que evaluemos dichas probabilidades. Este resultado pone en cuestión la generalidad de aquellos obtenidos por Figueroa y Barrón (2005), para quienes dos individuos con el mismo nivel de educación, independientemente de su etnia (que es este caso la variable que aproxima la exclusión), tienen la misma probabilidad de trabajar como empleados (*white-collar workers*). Nuestros resultados sugieren que, cuando se aproxima la exclusión por la discapacidad, lo anterior deja de ser cierto.

Como paso siguiente, se analizó la presencia de discriminación en términos de la participación laboral de las PCD mediante el uso de técnicas paramétricas y no paramétricas. En el primer caso se implementó la estrategia de descomposición de Fairlie (2005). Los resultados de este ejercicio sugieren que en el caso de las brechas de participación, el componente explicado de la brecha representa un -29.31% del total de la brecha de participación, mientras que representa un -21.62% del total de la brecha de empleo. Este último resultado es ligeramente más alto que el encontrado por Mitra y Sambamoorthi (2006), quienes estiman esta contribución en -18.6% para el caso de la India. De esta manera, el componente no explicado, asociado en la literatura con la presencia de discriminación, es significativo y explica una parte importante de las brechas en términos de probabilidad de participación y empleo observadas.

En el segundo caso, se utilizó la estrategia de descomposición basada en el método de emparejamiento sugerida por Ñopo (2004). Los resultados de este ejercicio indican que 52% de la brecha en términos de probabilidades de participación entre PCD y PSD no es explicada por diferencias en características observables entre los grupos comparados ni por diferencias en el soporte de las distribuciones de dichas características. Los resultados obtenidos a partir de estrategias de emparejamiento alternativas como la de Abadie e Imbens (2002, 2006) y el *propensity score matching* van en esa misma dirección.

El segundo tema de interés de este estudio se desprende del hallazgo preliminar de Maldonado (2006) en el sentido que no parecía existir una diferencia significativa entre los ingresos promedio por trabajo de la población sin y con discapacidad una vez que esta última lograba su inserción en el mercado de trabajo. Las implicancias analíticas de dicho hallazgo sugieren que el problema básico que en términos laborales enfrentan las PCD era el de exclusión más no discriminación, en la medida que una vez lograda la inserción laboral la media salarial era semejante entre ambos colectivos. Ciertamente, eso no descarta la presencia de patrones discriminatorios de carácter actitudinal o de otra naturaleza, pero por lo menos en términos salariales los datos sugerían que, en promedio, las diferencias no eran sustantivas. Dicha conclusión es consistente con los resultados teóricos y empíricos de Figueroa (2003), y Figueroa et al (2005), los cuales indican que el principal factor en la explicación de la desigualdad es la exclusión y no la discriminación.

A fin de evaluar con detalle dicho hallazgo, nuevamente se utilizaron estrategias paramétricas y no paramétricas. En primer lugar, se hizo uso de la estrategia empírica sugerida por Reimers (1983) y adaptada por Baldwin y Johnson (1994). A partir de esta, se estimó que la diferencia salarial entre PSD y PCD es significativa y ligeramente más alta de

la encontrada en estudios similares para el caso de países desarrollados. Así, la brecha es de 19.51% para el caso peruano, frente a un 16.61% para el caso de España (Pagán y Marchante 2004), 13.11% para el caso de Inglaterra (Kidd, Sloane y Ferko 2000), y 6.69% para el caso de los discapacitados y en 26.25% para el caso de los minusválidos en Estados Unidos (Baldwin y Johnson 1994).

A fin de identificar los factores que explican dicho diferencial se estimó una ecuación de determinantes de salario de tipo Mincer para cada colectivo, las mismas que fueron corregidas de posible sesgo de selección muestral mediante el método de dos etapas sugerido por Heckman (1979). Aplicando la metodología de descomposición de Reimers (1983), una variante de los modelos de descomposición salarial desarrollados a partir del trabajo seminal de Oaxaca (1973) y Blinder (1973), se encontró que el componente no explicado de la diferencia salarial entre ambos grupos, asociado a la presencia de discriminación en la literatura, es del orden del 70%. De acuerdo con ello, las PCD no solamente se enfrentan a altos niveles de exclusión laboral (expresados en una baja probabilidad de empleo) sino que además sufren de discriminación salarial. Así, las PCD no solo son excluidas laboralmente en razón de la exclusión padecida en el proceso de competencia por activos claves para el desarrollo humano como la educación, sino que también son discriminadas.

Mediante el uso de las técnicas no paramétricas sugerido por Ñopo (2004), hemos estimado también el componente no explicado de la brecha salarial. En este caso, dicha diferencia es del orden del 32%, mucho menor al 70% encontrado con técnicas paramétricas del tipo Oaxaca-Blinder. Este resultado es consistente con lo esperado según la literatura actual del tópico de discriminación y otorga evidencia adicional respecto a las limitaciones de estrategias paramétricas de esta naturaleza a partir del caso de las PCD. Asimismo, resalta una virtud importante de las estrategias no paramétricas, en particular su mayor cuidado con el manejo de diferencias que son producto de diferenciales en los soporte de las distribuciones de las características de los individuos. Con todo, una brecha de 36% sigue siendo significativa, y justifica la acción pública a fin de revertir esta situación que desfavorece a las PCD.

Los resultados de este estudio abogan, desde un punto de vista teórico, a favor de una mirada más amplia respecto a la naturaleza del problema distributivo en el Perú. Aunque la exclusión social constituye el problema distributivo básico, es fundamental tener en cuenta que, para ciertos colectivos y en ciertos lugares, la discriminación puede jugar un rol fundamental a fin de explicar el estado de privación que padecen sectores importantes de la

sociedad peruana. Asimismo, este resultado abre un espacio importante para el diseño y la implementación políticas públicas enfocadas, no solamente en la expansión de los activos sociales de este colectivo, sino que llama la atención respecto a la necesidad de medidas de política orientadas a combatir directamente la discriminación de la que es víctima este sector. No tener en cuenta este hecho, podría derivar en la ineffectividad de las políticas de inclusión social⁵¹.

En esa dirección, son relevantes políticas orientadas a promover mejores condiciones de inclusión de las PCD en el mercado laboral. En Maldonado (2006) hemos explorado algunas dimensiones de dichas políticas, así como evaluado como el Estado ha venido desempeñándose en esa dirección. Aunque algún avance se ha hecho al respecto en los últimos años, los logros alcanzados en el plano laboral de las políticas de inclusión para PCD son poco menos que modestos. El énfasis de las políticas ha caído en el plano de la prevención y los recursos orientados para la gama de políticas consideradas en el PIO-PCD son irrisorios en relación a lo que el Estado invierte en sectores menos relevantes desde el punto de vista social. En ese escenario, no es de extrañar que no se hayan logrado avances significativos en términos de inclusión laboral de las PCD, a pesar del mayor reconocimiento que la temática de la discapacidad ha adquirido en el debate público en los últimos años.

Como todo estudio de esta naturaleza, son muchas las cuestiones pendientes de resolver a fin obtener una imagen más precisa respecto a la exclusión laboral asociada a este colectivo. Es por esta razón que los resultados aquí presentados deben ser considerados como preliminares aún en la medida que existen muchas limitaciones en el análisis, las cuales podrían estar introduciendo sesgos en las estimaciones. Una primera gran limitación tiene que ver con el reducido tamaño de muestra. A pesar de trabajar con datos agrupados de diversos años de la encuesta del MTPE, es necesario construir una base más extensa o eventualmente aprovechar el potencial de una encuesta especializada sobre discapacidad. La otra gran limitación consiste en la dificultad de encontrar controles que nos aproximen al estado de salud del individuo. A diferencia de los estudios clásicos de discriminación, en el caso de las PCD se debe tener en cuenta que la presencia de una discapacidad si puede estar relacionada a la pérdida de productividad. Lamentablemente, la información utilizada no contiene pregunta alguna que permita acercarnos al análisis de

⁵¹ Para un análisis detallado de las prácticas de inclusión laboral y combate a la discriminación en contra de las PCD, véase O'Really (2003). Maldonado (2006) hace un recuento de la evolución de las políticas de empleo para PCD en el Perú y discute la importancia de medidas de combate a la discriminación y la debilidad del marco normativo peruano en ese sentido.

esta cuestión, por lo que presumiblemente nuestros cálculos estén sobre-estimando la extensión de la discriminación salarial.

A pesar de las limitaciones indicadas, consideramos que este estudio contiene evidencia empírica relativamente consistente respecto a la existencia de discriminación laboral en contra de este colectivo. En ese sentido, constituye una contribución analíticamente sólida que contribuye a la literatura previa sobre el tema para el caso peruano, básicamente orientada a las dimensiones de política de la problemática de la discapacidad. En particular, este trabajo es un complemento empírico al estudio de Maldonado (2006) en la medida que brinda un tratamiento econométrico más sofisticado a muchas de las cuestiones allí estudiadas. Con esto, esperamos haber logrado una descripción completa respecto a la naturaleza del problema de exclusión laboral de las PCD. Queda a juicio del lector evaluar si con este trabajo logramos lo anterior.

7. Bibliografía

Arroyo, Juan.

2006 *Derecho a la Salud de las Personas con Discapacidad: Un Estado de la Cuestión*. Fondo Editorial del Congreso de la República. Lima.

Baldwin, Marjorie y William Johnson.

1992 “Estimating the Employment Effects of Wage Discrimination”. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 74, Pág. 446-455.

1994 “Labor Market Discrimination against Men with Disabilities”. *Journal of Human Resources*, Vol. 29, Pág. 1-19.

2000 “Labor Market Discrimination against Men with Disabilities in the Year of the ADA”. *Southern Economic Journal*, Vol. 66, Pág. 548-566.

Banks, James; Arie Kapteyn, James Smith y Arthur Van Soest.

2004 International Comparisons of Work Disability. IZA Discussion Paper Series N° 1118. Bonn.

Blinder, Alan.

1973 “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates”. *Journal of Human Resources*, Vol. 8, Pág. 436-455.

Bourguignon, Francois; Francisco Ferreira y Marta Menéndez.

2005 Inequality of Opportunities in Brazil. Mimeo. World Bank. Washington DC.

Burchardt, Tania.

2003 Being and Becoming: Social Exclusion and the Onset of Disability. CASE Report N° 21. Centre for Analysis of Social Exclusion. London School of Economics and Political Science. London.

Caliendo, Marco y Sabine Kopeinig.

2005 Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. IZA Discussion Paper Series N° 1588. Bonn.

Campolieti, Michele.

2002 “Disability and Labor Force Participation of Older Men in Canada”. *Labour Economics*, Vol. 9, Pág. 405-432.

Cotton, Jeremiah.

1988 “On the Decompositions of Wage Differentials”. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, Pág. 236-246.

- Dehejia, Rajeev y Sadek Wahba.
 1998 Propensity Score Matching Methods for Non-experimental Causal Studies. NBER Working Paper N° 6829. Cambridge, Massachusetts, USA.
- DiNardo, John; Nicole Fortin y Thomas Lemieux.
 1996 "Labor Market Institutions and Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach". *Econometrica*, Vol. 64, Pág. 1001-1044.
- Dolton, P.J. y G.H. Makepeace.
 1987 "Marital Status, Child Rearing and Earnings Differentials in the Graduate Labor Market". *Economic Journal*, Vol. 97, Pág. 897-922.
- Dudzic, Pamela, Ann Elwan y Robert Metts.
 2002 Disability Policies, Statistics, and Strategies in Latin America and the Caribbean: A Review. Social Information System and Sustainable Development Department. Inter-American Development Bank. Washington DC.
- Elwan, Ann.
 1999 Poverty and Disability. A Survey of the Literature. Social Protection Discussion Paper Series N° 9932. World Bank. Washington DC.
- Fairlie, Robert.
 1999 "The Absence of the African-American Owned Business: An Analysis of the Dynamics of Self-Employment". *Journal of Labor Economics*, Vol. 17, Pág. 80-108.
 2005 "An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models". *Journal of Economic and Social Measurement*, Vol. 30, Pág. 305-316.
- Figuroa, Adolfo
 1996 *Teorías Económicas del Capitalismo*. Fondo Editorial de la PUCP. Lima. 2da. Edición corregida y aumentada.
 2003 *The Sigma Society. A Theory of Economic Development*. Economic Department. Catholic University of Peru. Manuscript, Lima.
- Figuroa, Adolfo; Teofilo Altamirano y Dennis Sulmont
 1996 *Exclusión Social y Desigualdad en el Perú*. Oficina Regional de la OIT. Lima.
- Figuroa, Adolfo y Manuel Barrón.
 2005 Ethnicity, Inequality and Social Disorder in Peru. CRISE Working Paper N° 8. Oxford.
- Francke, Pedro y Carlos Cordero.
 2004 Plan de Igualdad de Oportunidades para las Personas con Discapacidad: Balance y Propuestas. Mimeo. Comisión Especial de Estudios de Discapacidad del Congreso de la Republica. Lima.

- Heckman, James.
1979 "Sample Selection Bias as a Specification Error". *Econometrica*, Vol. 47, Pág. 153-161.
- Heckman, James; Hidehiko Ichimura y Petra Todd.
1997 "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme". *Review of Economic Studies*, Vol. 64, Pág. 605-654.
- Hernández-Licona, Gonzalo.
2002 Disability and the Labor Market: Data Gaps and Needs in Latin America and the Caribbean. Social Information System and Sustainable Development Department. Inter-America Development Bank. Washington DC.
- Instituto Nacional de Rehabilitación-Organización Panamericana de la Salud.
1993 *Prevalencia de la Deficiencia, Discapacidad y Minusvalía: Perú, 1993*. INR-OPS. Lima.
- Jenkins, Stephen.
1994 "Earnings Discrimination Measurement. A Distributional Approach". *Journal of Econometrics*, Vol. 61, Pág. 81-102.
- Johnson, William y James Lambrinos.
1985 "Wage Discrimination against Handicapped Men and Women". *Journal of Human Resources*, Vol. 20, Pág. 264-277.
- Jones, Melanie.
2006 Disability and the Labour Market: A Review of the Empirical Evidence. University of Wales. Swansea.
- Kidd, Micheal; Peter Sloane y Ivan Ferko.
2000 "Disability and the Labour Market: An Analysis of British Males". *Journal of Health Economics*, Vol. 19, Pág. 961-981.
- LaLonde, Robert.
1986 "Evaluating the Econometric Evaluations of Training Programs with Experimental Data". *American Economic Review*, Vol. 76, Pág. 604-620.
- Lechner, Michael y Rosalia Vazquez-Alvarez.
2003 The Effect of Disability on Labour Market Outcomes: Evidence from Matching. IZA Discussion Paper Series N° 967. Bonn.
- Maldonado, Stanislaio.
2004a Desarrollo es Equidad: Hacia un Enfoque de Justicia Distributiva para el Desarrollo. Concurso de Ensayos (categoría Desarrollo Social) de la Organización de Estados Americanos. Disponible: http://www.summitamericas.org/SpecialSummit/CallforEssays/Stanislaio_Maldonado.doc

- 2004b Exclusión Social y Discapacidad: Notas Conceptuales e Implicancias para las Políticas Públicas. Comisión Especial de Estudios de Discapacidad del Congreso de la República. Mimeo. Lima.
- 2005a Una Teoría de las Instituciones Básicas: Exclusión Social, Justicia Distributiva y Persistencia del Subdesarrollo en la Región Andina. En Progreso. Centro de Estudios para el Desarrollo y la Participación. Lima.
- 2005b ¿Exclusión o Discriminación? El Caso de las Personas con Discapacidad en el Mercado Laboral Peruano. Serie de Investigaciones Cortas 4. Ophelimos. Lima.
- 2006 *Trabajo y Discapacidad en el Perú: Mercado Laboral, Políticas Públicas e Inclusión Social*. Fondo Editorial del Congreso de la República. Lima.
- Metts, Robert.
- 2000 Disability Issues, Trends and Recommendations for the World Bank. Social Protection Discussion Paper Series N° 0007. World Bank. Washington DC.
- Meyer, Bruce.
- 1995 "Natural and Quasi-experiments in Economics". *Journal of Business & Economics Statistics*, Vol. 13, N° 2.
- Mitra, Sophie y Usha Sambamoorthi.
- 2006 Disability and the Rural Labor Market in India: Evidence for Males in Tamil Nadu. Department Economics, Fordham University. Processed. New York.
- Mont, Daniel.
- 2004 Disability Employment Policy. Social Protection Discussion Paper Series N° 0413. World Bank. Washington DC.
- Montes, Andrés y Ernest Massiah.
- 2002 Disability Data: Survey and Methods Issues in Latin America and the Caribbean. Social Information System and Sustainable Development Department. Inter-America Development Bank. Washington DC.
- Neumark, David.
- 1988 "Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination". *Journal of Human Resources*, Vol. 23, Pág. 279-295.
- Ñopo, Hugo.
- 2004 Matching as Tool to Decompose Wage Gaps. IZA Discussion Paper Series N° 981. Bonn.
- Oaxaca, Ronald.
- 1973 "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets". *International Economic Review*, Vol. 14, Pág. 693-709.

- Oaxaca, Ronald y Micheal Ramson.
 1994 "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials". *Journal of Econometrics*, Vol. 61, Pág. 5-21.
- O' Reilly, Arthur.
 2003 El Derecho al Trabajo Decente de las Personas con Discapacidades. Documento de Trabajo 14-S del Programa InFocus sobre Conocimientos Teóricos y Prácticos y Empleabilidad. Oficina Internacional del Trabajo. Ginebra.
- Tovar, Teresa y Patricia Fernandez.
 2006a *Aprender Vida. La Educación de las Personas con Discapacidad*. Fondo Editorial del Congreso de la República. Lima.
 2006b *Las Voces de los Otros. Consulta Nacional sobre Discapacidad*. Fondo Editorial del Congreso de la República. Lima.
- Pagán, Ricardo y Andrés Marchante.
 2004 "Análisis de las Diferencias Salariales por Discapacidad en España: El caso de los varones". *Hacienda Pública Española*, Vol. 171, Pág. 75-100
- Rawls, John.
 1997[1971] *Teoría de la Justicia*. Fondo de Cultura Económica. México D.F
- Reimers, Cordelia.
 1983 "Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men". *Review of Economics and Statistics*, Vol. 65, Pág. 570-579.
- Sen, Amartya
 2000 *Desarrollo y Libertad*. Editorial Planeta. Barcelona.
 2004 Disability and Justice. Key Note given at the Second Conference on Disability and Inclusive Development. Mimeo. Washington, DC.
- Smith, Jeffrey.
 2000 "A Critical Survey of Empirical Methods for Evaluating Active Labor Market Policies". *Swiss Journal of Economics and Statistics*, Vol. 136, Pág. 1-22.
- Solimano, Andrés.
 1999 Beyond Unequal Development. An Overview. Policy Research Working Paper N° 2091. World Bank. Washington DC.
- White, Herbert.
 1980 "A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity". *Econometrica*, Vol. 48, Pág. 817-838.

APÉNDICE 1

Definición de las variables utilizadas en el estudio

Variables Dependientes:

- Ocupado** Variable dependiente de la ecuación de ocupación. Toma el valor de 1 si la persona se encuentra trabajando de acuerdo con la variable R3 de la encuesta utilizada.
- LnSalario** Variable dependiente de la ecuación de salarios. Se calculó tomando como referencia la variable r6 de la encuesta.

Variables Personales

- Expot** Experiencia potencial del individuo. Se define como la diferencia entre la edad del individuo y la edad en la que comenzó su vida laboral.
- Exper** Experiencia del individuo. Se aproxima mediante la edad del individuo.
- Aedu** Número de años de educación del individuo.

Variables Regionales

- Reg1** 1, si la observación es de Lima.
- Reg2** 1, si la observación es de Moquegua, Piura o Tumbes.
- Reg3** 1, si la observación es de Apurímac, Huancavelica o Pasco.
- Reg4** 1, si la observación es de Chachapoyas o Madre de Dios.

Variables Ocupacionales

- Ramaact1** 1, si pertenece al grupo 1 (Agricultura y Minería)
- Ramaact2** 1, si pertenece al grupo 2 (Industria de bienes de consumo, bienes intermedios y de capital)
- Ramaact3** 1, si pertenece al grupo 3 (Construcción y Comercio).
- Ramaact4** 1, si pertenece al grupo 4 (Servicios y Hogares).

- Grupocup1** 1, si pertenece al grupo 1 (Profesionales y Empleados).
- Grupocup2** 1, si pertenece al grupo 2 (Agricultores, Mineros, Artesanos y Obreros).
- Grupocup3** 1, si pertenece al grupo 3 (Trabajadores de servicios y del hogar.).

Otras Variables

- Casado** 1, si el individuo es casado o conviviente.
- Mujer** 1, si el individuo es de sexo femenino.
- Jefe** 1, si el individuo es jefe de hogar.
- Sumhijo** Número de hijos en el hogar.
- Sumnino5** Número de hijos menores de 6 años en el hogar.
- Sumnino12** Número de hijos menores entre 6 y 12 años en el hogar.
- Inghogneto** Ingreso neto total del resto del hogar. Se obtiene como diferencia entre los ingresos netos totales del hogar y los ingresos totales netos del individuo.
- Dano1** 1, si el año de la encuesta es el 2002.
- Dano2** 1, si el año de la encuesta es el 2003.
- Dano3** 1, si el año de la encuesta es el 2004.
- Discasevera** 1, si el individuo tiene una discapacidad severa. Se consideran como discapacidades severas la ceguera total, la sordera total, la mudez y el retardo mental.
- Lambda** Variable para corregir el sesgo de selección muestral.

APÉNDICE 2

Estudios seleccionados sobre discriminación laboral en contra de las personas con discapacidad

País (I)	Estudio (II)	Técnicas Utilizadas (III)	Tipo de Información Utilizada (IV)	Principales Hallazgos (V)
Estados Unidos	Johnson y Lambrinos (1985)	Descomposición de Oaxaca (1972) y Blinder (1972) con corrección de sesgo de selección sugerido por Reimers (1983).	Social Security Survey of Disabled and Non-disabled Adults de 1972. La muestra incluye 951 hombres y 337 mujeres con discapacidad.	La brecha salarial es de 17.1% para el caso de los hombres y 15.2% para el caso de las mujeres con discapacidad. El componente no explicado de la brecha salarial entre PCD y PSD es de 1/3 para el caso de los hombres, y de 40% para el caso de las mujeres.
	Baldwin y Johnson (1994)	Descomposición de Oaxaca (1972) y Blinder (1972) con corrección de sesgo de selección sugerido por Reimers (1983).	Panel proveniente del Survey of Income and Program Participation de 1984 y la Social Security Survey of Disabled and Non-disabled Adults de 1972. El estudio usa la clasificación sugerida por la OMS, dividiendo la muestra de PCD en discapacitados y minusválidos. La muestra solo incluye hombres, de los cuales 550 son discapacitados y 116 minusválidos.	La brecha salarial es de 6.69% para el caso de los discapacitados y 26.25% para el caso de los minusválidos. El componente no explicado de la brecha salarial entre PCD y PSD es de 14.7% para el caso de los minusválidos, y de 11.8% para el caso de los discapacitados.
	Baldwin y Johnson (2000)	Descomposición de Oaxaca (1972) y Blinder (1972) con corrección de sesgo de selección sugerido por Reimers (1983).	Panel proveniente del Survey of Income and Program Participation de 1990. El estudio usa una clasificación ad-hoc, dividiendo la muestra de PCD entre aquellos que tienen discapacidades "menos perjudiciales" y "más perjudiciales". La muestra solo incluye hombres, de los cuales 662 tienen discapacidades "menos perjudiciales" y 240 tienen discapacidades "más perjudiciales".	La brecha salarial es de 19% para el caso de los PCD con discapacidades "menos perjudiciales" y 28% para el caso de las PCD con discapacidades "más perjudiciales". El componente no explicado de la brecha salarial entre PCD y PSD es de 16.5% para el caso de las PCD con discapacidades "menos perjudiciales", y de 23.7% para el caso de las PCD con discapacidades "mas perjudiciales".
Inglaterra	Kidd, Sloane y Ferko (2000)	Descomposición de Oaxaca (1972) y Blinder (1972) con corrección de sesgo de	British Labor Force Survey de 1996. El estudio usa una clasificación ad-hoc de la discapacidad, aproximándola mediante las	La brecha salarial entre PCD y PSD es de 14.1% . El componente no explicado de la brecha salarial entre PCD y PSD es de cerca 50%.

		selección sugerido por Reimers (1983).	preguntas disponibles en la base de datos relacionadas con la existencia de problemas de salud de largo plazo (mas de 12 meses). La muestra solo incluye hombres, y el tamaño de la muestra de PCD es de 634.	
	Jones, Latreille y Sloane (2003)	Descomposición de Oaxaca (1972) y Blinder (1972) con corrección de sesgo de selección sugerido por Reimers (1983).	British Labor Force Survey del 2002. El estudio considera como PCD a todos aquellos que reportaron un problema de salud. La muestra incluye hombres y mujeres, siendo el tamaño de la muestra de PCD para el caso de los hombres de 8321 y para el caso de las mujeres de 8163.	Los hombres con discapacidad ganan el 83% del salario de los hombres sin discapacidad, mientras que en el caso de las mujeres con discapacidad dicho porcentaje es de 88.4% . El componente no explicado de la brecha salarial entre PCD y PSD varia en función de los supuestos hecho sobre la matriz omega, pero cuando esta es igual a la matriz identidad la brecha asciende a 52.1% para el caso de los hombres y 66.1% para el de las mujeres.
España	Pagan y Marchante (2004)	Descomposición de Oaxaca (1972) y Blinder (1972) con corrección de sesgo de selección sugerido por Reimers (1983).	Panel de Hogares de la Unión Europea del periodo 1995-2000. El estudio usa una clasificación ad-hoc de la discapacidad, aproximándola mediante un par de preguntas que inquietan respecto a la presencia de una enfermedad crónica y si es que esta dificulta el desarrollo de actividades diarias. La muestra solo incluye hombres, y el tamaño de la muestra de PCD es de 2556.	La brecha salarial entre PCD y PSD es de 16.61% . El componente no explicado de la brecha salarial entre PCD y PSD es de cerca 42.98%.
	Malo y Pagan (2005)	Descomposición de Oaxaca (1972) y Blinder (1972) con corrección de sesgo de selección sugerido por Reimers (1983).	Panel de Hogares de la Unión Europea del periodo 1995-2001. El estudio usa la misma clasificación ad-hoc de la discapacidad usada en Pagan y Marchante (2004). La muestra incluye hombres y mujeres, pero el análisis se concentra en el caso de las mujeres. El tamaño de la muestra de PCD mujeres es de 403 para el caso de aquellas que trabajan, y de 3972 incluyendo además a quienes forman parte de la PET.	Las mujeres con discapacidad se enfrentan a una doble discriminación: por la presencia de la discapacidad, la cual se expresa en un componente no explicado de 90.58% en relación al salario de las mujeres sin discapacidad, y otra por ser mujer, que da cuenta del 170.27% de la brecha salarial en relación a los hombres con discapacidad.
India	Mitra y Sambamohorti (2006)	Descomposición de Fairlie (2005) para capturar brechas en probabilidad de empleo y	World Bank Disability Survey llevada a cabo durante agosto del 2005. Dicha encuesta se aplico en 15 villas de un distrito de Tmail	La brecha en tasa de empleo es de 26.8% en favor de las PSD. El componente no explicado de la brecha en probabilidad de empleo es de 75.5%. La brecha

		una estimación por OLS para evaluar la significatividad de la variable ficticia que toma valor de 1 en caso de que el individuo presente una discapacidad.	Nadu, un estado ubicado en el sur de la India que, de acuerdo con el Censo del 2001, tiene la mayor concentración de PCD del país. La encuesta incluye la definición sugerida por la OMS y solo contiene información para el caso de los hombres. La muestra total de PCD es 262, de las cuales 137 se encontraba empleada al momento de la encuesta.	salarial entre PCD y PSD favorece a las primeras y es de 10.87%. No se estima una descomposición de Oaxaca debido a la no significancia estadística de la variable ficticia de discapacidad.
Perú	Maldonado (2005b)	Descomposición de Oaxaca (1972) y Blinder (1972) con corrección de sesgo de selección sugerido por Reimers (1983).	Encuesta Nacional de Hogares del III trimestre del periodo 2003 con cobertura para 8 ciudades del país. El estudio usa una clasificación ad-hoc de la discapacidad, aproximándola mediante una pregunta respecto a la presencia de una discapacidad. La muestra incluye hombres y mujeres con discapacidad, pero el análisis se realiza sobre toda la muestra incluyendo una variable ficticia para el caso de las mujeres. El tamaño de la muestra de PCD es de 388, de las cuales 95 se encontraban trabajando al momento de la encuesta.	La brecha salarial entre PCD y PSD es de 35.38%. El componente no explicado de la brecha salarial entre PCD y PSD es de cerca 59.00%.

Fuente: Elaboración propia a partir de revisión de la literatura.

APÉNDICE 3:

Estimación de los efectos del tratamiento con técnicas de emparejamiento (matching)

I Introducción

El propósito de este apéndice consiste en presentar un breve resumen de la literatura de estimación de los efectos de tratamiento con técnicas de emparejamiento. Un tratamiento técnico de los tópicos a ser cubiertos en este breve apéndice puede encontrarse en Heckman, La Londe y Smith (2000); Heckman, Ichimura y Todd (1997, 1998); Imbens (2004); Blundell y Costa-Dias (2002); y Shadish, Campbell y Cook (2002).

II Enfoque de Resultados Potenciales.

El objetivo fundamental de esta literatura consiste en determinar el efecto de un tratamiento sobre un resultado a nivel individual. En el contexto de este estudio, los resultados considerados son la participación en el mercado laboral y el salario, mientras que el tratamiento vendría a ser la presencia (o ausencia) de una discapacidad. El problema fundamental con el que se enfrenta un análisis de esta naturaleza radica en el hecho de que no es posible observar a una misma persona bajo los dos estados (es decir, con discapacidad y sin discapacidad en un mismo momento del tiempo). De ello se desprende que encontrar un grupo de control adecuado es fundamental a fin de hacer posible la comparación entre aquellos que recibieron el tratamiento y los que no, sobre todo porque los que recibieron el tratamiento (en nuestro caso, la discapacidad) pueden diferir de aquellos que no lo recibieron en muchas más dimensiones que exclusivamente el tratamiento. De esta manera, la estimación del impacto del tratamiento puede verse afectado por la presencia de sesgo de selección.

Existen diversas técnicas en la literatura diseñadas con el propósito de estimar el efecto del tratamiento en entornos no-experimentales. Dado que la asignación al tratamiento no es aleatoria, el objetivo de estos métodos consiste en usar la información disponible de los tratados y no tratados a fin de hacer posible la comparación entre ambos grupos. En particular, discutiremos las técnicas de emparejamiento utilizadas en las estimaciones realizadas en el marco de este estudio.

La idea básica de estos métodos consiste en estimar el impacto de un tratamiento siguiendo el enfoque de resultados potenciales de Rubin⁵². Bajo este enfoque, cada individuo tiene dos respuestas potenciales a un tratamiento, en nuestro caso la discapacidad. Sea Y_{1i} el resultado (en nuestro caso, su participación en el mercado laboral y su nivel salarial) si es que el individuo i es expuesto al tratamiento, y sea Y_{0i} el resultado en caso el mismo individuos no sea tratado. Sea asimismo $T_i = 1$ el caso en el que el individuo i es tratado, o sea si tiene discapacidad, y $T_i = 0$ cualquier otro caso. Bajo estas condiciones, el parámetro de interés consiste en estimar el impacto promedio de la discapacidad, el cual no es otra cosa mas que la diferencia entre la situación con tratamiento (es decir, la discapacidad) y la situación sin tratamiento, dado el tratamiento. En la literatura, dicho parámetro es conocido como el efecto promedio del tratamiento sobre los tratados o ATET por sus siglas en ingles. Formalmente:

$$(A3.1) \quad ATET = E[Y_{1i} - Y_{0i} / T = 1] = E[Y_{1i} / T = 1] - E[Y_{0i} / T = 1]$$

Dado que es imposible observar a un mismo individuo i en el escenario contra-factual en un mismo momento del tiempo, $ATET$ no esta identificado a partir de los datos. En caso la probabilidad de ser PCD siguiese un proceso aleatorio, la estimación de $ATET$ seria posible utilizando simplemente el efecto promedio para el caso del grupo de control, esto es, aquellos que no recibieron el tratamiento (Lechner y Vazquez-Alvarez 2003: 34). Como se discutió en la sección correspondiente, este no parece ser el caso.

Ante la imposibilidad de aproximarnos plenamente a un entorno experimental, supuestos de identificación son necesarios. Una posible solución consiste en considerar que las características observables de los individuos influyen sobre el tratamiento y el resultado de interés, asumiendo asimismo que dichas características observables no están afectadas por el tratamiento. En esas condiciones, el modelo queda identificado si es que condicionamos sobre el vector de características observables X debido a que dentro de los subgrupos definidos por X ser parte del grupo de control no estaría correlacionado con el resultado en el escenario contra-factual en caso se hubiera sido parte del grupo de tratados (Lechner y Vazquez-Alvarez 2003). Este supuesto es conocido en la literatura como “independencia

⁵² Para una discusión respecto al enfoque de Rubin, véase Holland (1986).

condicional”, “selección sobre observables” o “asignación ignorable al tratamiento”.
Formalmente:

$$(A3.2) (Y_{1i}, Y_{0i}) \perp T/X = x; \quad \forall x \in X; \quad X \subseteq \mathbb{R}$$

En esas condiciones, $E[Y_{0i}/T=1, X] = E[Y_{0i}/T=0, X]$ estando por tanto *ATE* identificado. De esta manera *ATE* sería:

$$(A3.3) \quad ATE = E[Y_{1i}/T=1] - E_{X/S=1} [E[Y_{0i}/T=0, X=x]/T=1]$$

Un factor importante a considerar en el análisis es que bajo este supuesto no tomamos en cuenta el rol que pueden jugar las variables no observables en el análisis. Adicionalmente, un supuesto importante a fin de identificar el impacto del tratamiento radica en asumir que el tratamiento no tiene un impacto sobre el conjunto de variables explicativas observables X pues ello configuraría un problema de endogeneidad. Así por ejemplo, si la adquisición de una discapacidad lleva a que las PCD realicen mayores inversiones en capital humano, podríamos estar ante un problema de esa naturaleza. Dada las características de la base de datos utilizada, no es posible establecer controles que nos permitan abordar adecuadamente esta dimensión. Por tanto, es necesario tener en cuenta que nuestros estimados pretenden ser la mejor aproximación posible a un estimado libre de sesgos, lo cual, sin embargo, no es plenamente posible debido a la información de la que disponemos.

Un supuesto adicional es necesario a fin de asegurar la consistencia de nuestros estimadores. Necesitamos que para cada unidad tratada exista una unidad de control con similares características X . Este supuesto, conocido como la condición de soporte común, puede ser expresado de la siguiente forma:

$$(A3.4) \quad 0 < P(T=1/X_1 = x_1) < 1; \quad \forall x_1 \in X_1 \subset \mathbb{R}$$

De acuerdo con este supuesto, si todos los individuos con un patrón similar de variables explicativas eligen el tratamiento, entonces no deberían existir observaciones sobre

individuos similares que decidan no aceptar el tratamiento (Abadie, Drukker, Leber e Imbens 2001: 3).

Como ya se menciona, diversas estrategias de emparejamiento han sido sugeridas en la literatura. De acuerdo con Imbens (2004), estas pueden ser agrupadas en: a) emparejamiento de covariados, b) emparejamiento basados en el *propensity score* y, c) combinación de algunas de las variantes entre los dos grupos anteriores con otras estrategias no paramétricas⁵³. En las líneas que siguen discutiremos brevemente las dos estrategias complementarias que utilizaremos en este estudio.

III Emparejamiento por *Propensity Score*.

Empecemos con las estrategias de emparejamiento basadas en *propensity score*, nombre con el cual se conoce a la probabilidad condicional al tratamiento, $p(x_i) = P[T = 1/X_i = x_i]$. La idea básica detrás de esta literatura consiste en obtener un estimado de *ATE* que no este sujeto a la “maldición de la dimensionalidad”; esto es, una baja densidad por celdas cuando se utiliza alguna estrategia no paramétrica para una alta dimensionalidad de covariados X . Este problema se expresa en un alto nivel de imprecisión en los estimados. De acuerdo con Rosenbaum y Rubin (1983), solo es necesario comparar observaciones con el mismo *propensity score*, el cual tiene la virtud de reducir el problema de estimación que implicaría estimar *ATE* con varias dimensiones a una estimación de una sola dimensión. De esta manera, la estimación de *ATE* procedería como sigue:

$$(A3.5) \quad ATE = E[Y_{1i}/T = 1] - \int_{p(x_i)/S=1} E[Y_{0i}/T = 0, p(X_i) = p(x_i)]/T = 1]$$

Existen diversas formas de estimar *ATE* mediante el *propensity score*. En particular, en este estudio consideraremos el método del vecino más cercano, el de Kernel, el de radio y el estratificado. La diferencia básica entre estas aproximaciones radica en la forma en que se pesan las observaciones que son asignadas a los grupos de tratados y de control.

⁵³ La clasificación de Imbens (2004) incluye además modelos no paramétricos y métodos bayesianos, los cuales no serán discutidos ni utilizados en este estudio.

Discutamos brevemente cada uno de los métodos mencionados. Sea C el conjunto de unidades de control. Sea $C(i)$ el conjunto de unidades de control emparejadas a la unidad tratada i con un valor estimado de *propensity score* de $p(x_i)$. El método de emparejamiento de vecino más cercano establece que $C(i) = \min_j \|p(x_i) - p(x_j)\|$. Asimismo, en el caso del método de radio, todas las unidades de control con valores de *propensity score* que caen dentro de un radio r determinado desde x_i son emparejadas a la unidad tratada i ; esto es, $C(i) = \{p(x_j) \mid \|p(x_i) - p(x_j)\| < r\}$. Denotemos ahora al número de unidades de control emparejadas con la unidad tratada i como N_i^C y definamos los pesos w_{ij} como $w_{ij} = 1/N_i^C$ en caso $j \in C(i)$ o $w_{ij} = 0$ en otros casos. Dado lo anterior, los estimadores de emparejamiento de vecino más cercano y de radio pueden escribirse - después de algunas manipulaciones- de la forma siguiente:

$$(A3.6) \quad ATET^{VMCR} = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} Y_i^T - \frac{1}{N^T} \sum_{j \in C} w_j Y_j^C$$

El estimador de emparejamiento por el método de Kernel tiene la siguiente forma:

$$(A3.7) \quad ATET^K = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} \left\{ Y_i^T - \frac{\sum_{j \in C} Y_j^C G\left(\frac{p(x_j) - p(x_i)}{h_n}\right)}{\sum_{k \in C} G\left(\frac{p(x_k) - p(x_i)}{h_n}\right)} \right\}$$

En donde $G(\cdot)$ es la función Kernel y h_n es el parámetro de ancho de banda.

Finalmente, el estimador de emparejamiento estratificado se basa en el procedimiento de estratificación utilizado en el computo del *propensity score*. En dicho procedimiento, se computan bloques o estratos dentro de los cuales la asignación al tratamiento se considera aleatoria y los covariados están balanceados. El estimador de emparejamiento es entonces:

$$(A3.8) \quad ATEET^S = \sum_{q=1}^Q \left(\frac{\sum_{i \in I(q)} Y_j^T}{N_q^T} - \frac{\sum_{j \in I(q)} Y_j^C}{N_q^C} \right) \frac{\sum_{i \in I(q)} T_i}{\sum_{\forall_i} T_i}$$

Donde q cataloga a los estratos definidos sobre intervalos del *propensity score*; $I(q)$ es el conjunto de unidades en el estrato q ; N_q^T y N_q^C definen respectivamente el número de unidades tratadas y de control dentro de cada estrato q , y Q es el número de estratos. El peso de cada estrato viene dado por la proporción de unidades tratadas dentro de cada uno de ellos.

Antes de culminar esta sección, convendría discutir brevemente las virtudes y limitaciones de los algoritmos presentados para el cómputo del estimador de emparejamiento mediante el *propensity score*. Como es reconocido por Heckman, Ichimura y Todd (1997), la elección del algoritmo puede ser importante cuando el tamaño muestral es pequeño. Así, la elección entre algoritmos implicará siempre una disyuntiva entre sesgo y varianza. Va más allá de los objetivos de este apéndice una discusión detallada respecto a las diferencias entre las diferentes alternativas discutidas. El lector interesado puede encontrar una discusión al respecto en Smith (2000), y Caliendo y Kopeining (2005).

IV Emparejamiento por Covariados.

Discutamos ahora brevemente la propuesta de Abadie e Imbens (2002, 2006). Estos autores han sugerido un estimando alternativo denominado efecto promedio condicional del tratamiento sobre los tratados o *CATET* por sus siglas en inglés. Formalmente:

$$(A3.9) \quad CATET = E_{i:T_i=1}[Y_{1i} - Y_{0i} / X_i]$$

Este estimando se computa mediante técnicas de emparejamiento. Dicho estimando es propuesto por Abadie e Imbens (2002, 2006) en un contexto de discusión sobre las propiedades de los estimadores de emparejamiento para muestras grandes. De acuerdo con estos autores, los métodos de emparejamiento tradicionales trabajan con estimadores que incluyen un término de sesgo condicional que no permite que el estimador sea consistente a \sqrt{N} . Asimismo, estos métodos suelen computarse sin reemplazo; esto es, cada unidad del grupo de control es emparejada con una y solo una tratada. Abadie e

Imbens (2002, 2006) proponen un estimador de emparejamiento simple con reemplazo para un número fijo de emparejamientos, el cual tiene la virtud de producir un menor sesgo aunque una mayor varianza, y sugieren un estimador corregido de sesgo que es consistente a la tasa de \sqrt{N} .

Introduzcamos algunos elementos previos antes de discutir con algún nivel de detalle los estimadores mencionados. Sea $\|x\|_v = (x'Vx)^{1/2}$ el vector norma con una matriz de pesos positiva definida V y $\|z-x\|_v$ la distancia entre los vectores x y v . Sea, además, $d_M(i)$ la distancia desde los covariados X_i para la unidad i al M -ésimo emparejamiento más cercano con el tratamiento contrario, donde $d_M(i)$ es un número real. Denominemos por $J_M(i)$ al conjunto de índices para los emparejamientos para la unidad i que esta al menos tan cerca como M -ésimo emparejamiento. Finalmente, sea $K_M(i)$ la suma de pesos de la unidad i como un emparejamiento para las otras unidades y K_M' la suma de los pesos al cuadrado en los emparejamientos. Formalmente:

$$(A.3.10) \quad \begin{aligned} K_M(i) &= \sum_{i=1}^N 1\{i \in J_M(i)\} \cdot \frac{1}{\#J_M(i)} \\ K_M'(i) &= \sum_{i=1}^N 1\{i \in J_M(i)\} \cdot \left(\frac{1}{\#J_M(i)} \right)^2 \end{aligned}$$

Dado lo anterior, definamos ahora los estimadores sugeridos por Abadie e Imbens (2002, 2006). En primer lugar, consideremos el *estimador simple* definido como:

$$(A.3.11) \quad ATET_{AI}^S = \frac{1}{N_T} \sum_{i=1}^N [T_i - (1-T_i)K_M(i)] Y_i$$

Un problema con el estimador simple de emparejamiento es que es susceptible de sesgos en muestras finitas cuando el emparejamiento no es exacto. A fin de dar cuenta de esta limitación, los autores sugieren un *estimador corregido de sesgo* que ajusta las diferencias en el proceso de emparejamiento por las diferencias en sus valores de covariados. Dicho ajuste se basa en la estimación de la siguiente función de regresión:

$\hat{\mu}_T(x) = E[Y(T)/X = x]$, la cual es aproximada mediante funciones lineales estimadas vía mínimos cuadrados sobre la muestra emparejada.

Para el cálculo del estimador corregido por sesgo y ajustado heterocedasticidad, tanto el estándar como el que utiliza la métrica de Malahanobis, referimos al lector interesado directamente a Abadie e Imbens (2006) para más detalles al respecto.

APÉNDICE 4

Cuadros de resultados

Cuadro 1
Estadísticas Descriptivas

Variable	Persona con Discapacidad			Persona sin Discapacidad		
	Media	Std. Dev.	Num. Obs.	Media	Std. Dev.	Num. Obs.
Lnsalario	6.2573	0.9131	134	6.4725	0.8726	12,217
Sal	0.7328	0.9660	146	0.9604	1.8605	12,886
Ocupado	0.2043	0.4032	568	0.5748	0.4944	22,671
Participa	0.2410	0.4277	568	0.6387	0.4804	22,671
Sumhijo	1.9586	1.5662	568	2.2682	1.5398	22,671
Sumnino5	0.3193	0.5956	568	0.4663	0.7593	22,671
Sumnino12	0.5414	0.8625	568	0.6037	0.8475	22,671
Exppot	25.6632	22.6112	568	13.3793	14.6347	22,671
Exppot2	1169.86	1324.838	568	393.1807	678.3565	22,671
Edad	51.9227	22.4596	568	35.7434	16.3443	22,671
Edad2	3200.3990	2360.6330	568	1544.7280	1414.5550	22,671
Aedu	6.9448	5.0638	568	10.8196	3.9212	22,670
Ramaact1	0.0037	0.0607	150	0.0137	0.1161	13,244
Ramaact2	0.1753	0.3803	150	0.1509	0.3580	13,244
Ramaact3	0.4152	0.4928	150	0.3184	0.4659	13,244
Ramaact4	0.4058	0.4910	150	0.5170	0.4997	13,244
Gruocup1	0.1544	0.3613	150	0.2948	0.4559	13,244
Gruocup2	0.6819	0.4658	150	0.5207	0.4996	13,244
Gruocup3	0.1638	0.3701	150	0.1845	0.3879	13,244
Reg1	0.9428	0.2322	568	0.9561	0.2049	22,671
Reg2	0.0373	0.1895	568	0.0290	0.1677	22,671
Reg3	0.0138	0.1167	568	0.0112	0.1051	22,671
Reg4	0.0061	0.0776	568	0.0037	0.0611	22,671
Dano1	0.4586	0.4983	568	0.4758	0.4994	22,671
Dano2	0.5379	0.4986	568	0.5219	0.4995	22,671
Dano3	0.0035	0.0589	568	0.0023	0.0482	22,671
Jefe	0.3631	0.4809	568	0.3072	0.4613	22,671
Casado	0.3092	0.4622	568	0.3204	0.4666	22,671
Mujer	0.4431	0.4968	568	0.5234	0.4995	22,671
Lambdagregada	0.5602	0.7480	568	0.2262	0.1098	22,670
Discasevera	0.4249	0.4943	568	-	-	-

Fuente: MTPE, ENAHO III Trimestre del 2002-2004.

Cuadro 2

Ecuación Logit de Probabilidad de Participación según Presencia de Discapacidad, 2003

	Según Presencia de Discapacidad				Toda la Muestra	
	PCD		PSD		Coeficiente	z
	Coeficiente	z	Coeficiente	z		
Constante	-3.8044180	-4.43	-0.0278185	-1.11	-0.8469553	-6.09
Sumhijo	0.4560541	2.02	0.1623991	3.45	-0.0227635	-0.91
Sumnino5	-0.3661182	-0.75	-0.0123175	-0.27	0.1582380	3.39
Sumnino12	0.2675073	0.84	0.2491992	23.55	-0.0071931	-0.16
Exppot	0.1820419	3.88	-0.0058300	-21.54	0.2453749	23.85
Exppot2	-0.0034746	-3.62	0.0785097	8.29	-0.0057159	-21.77
Aedu	0.1414571	2.57	0.0952856	1.54	0.0799882	8.62
Reg2	0.6641877	1.42	-0.2935877	-5.43	0.1090134	1.77
Reg3	0.6470085	1.37	-0.1598843	-2.61	-0.2745808	-5.11
Reg4	-0.0431388	-0.08	0.0000179	1.42	-0.1583118	-2.60
Inghogneto	-0.0002873	-0.99	-0.6405806	-7.20	0.0000175	1.40
Casado	-1.5252770	-2.67	-0.7964638	-11.15	-0.6513615	-7.43
Mujer	-0.1703274	-0.31	1.1084250	10.32	-0.7824116	-11.08
Jefe	0.6323943	1.01	-0.8211714	-5.82	1.0924970	10.38
Disca					-1.5865940	-5.07
Nº de Obs.	391		15,007		15,398	
Wald						
ChiCuadrado	49.48		1,075.77		1,101.63	
Pseudo R2	0.3011		0.2510		0.2574	

Fuente: MTPE, ENAHO III Trimestre del 2003.

Cuadro 3
Cambios en la Probabilidad de Participación para las Personas con Discapacidad

Variable	De: x=min	A: x=max	dif: min->max	De: x=0	A: x=1	dif: 0->1	De: x-1/2	A: x+1/2	dif: -0.5	De: x-1/2sd	A: x+1/2sd	dif: -+sd/2	Efecto Marginal
sumhijo	0.0842	0.9327	0.8486	0.0842	0.1266	0.0425	0.1632	0.2354	0.0721	0.1370	0.2745	0.1375	0.0721
sumnino5	0.2158	0.0598	-0.1560	0.2158	0.1603	-0.0556	0.2274	0.1695	-0.0579	0.2150	0.1798	-0.0353	-0.0579
sumnino12	0.1731	0.4437	0.2706	0.1731	0.2148	0.0417	0.1765	0.2188	0.0423	0.1791	0.2159	0.0368	0.0423
exppot	0.0030	0.9976	0.9946	0.0030	0.0036	0.0006	0.1828	0.2116	0.0288	0.0321	0.6443	0.6122	0.0288
exppot2	0.9086	0.0000	-0.9086	0.9086	0.9083	-0.0003	0.1971	0.1965	-0.0005	0.6876	0.0266	-0.6611	-0.0005
aedu	0.0904	0.6273	0.5369	0.0904	0.1027	0.0123	0.1859	0.2082	0.0224	0.1458	0.2602	0.1144	0.0224
reg2	0.1723	0.2880	0.1157	0.1723	0.2880	0.1157	0.1495	0.2546	0.1051	0.1752	0.2204	0.0453	0.1050
reg3	0.1701	0.2813	0.1112	0.1701	0.2813	0.1112	0.1506	0.2530	0.1024	0.1749	0.2207	0.0458	0.1023
reg4	0.1981	0.1913	-0.0068	0.1981	0.1913	-0.0068	0.2003	0.1934	-0.0068	0.1982	0.1955	-0.0027	-0.0068
inghogneto	0.2416	0.0315	-0.2101	0.2416	0.2416	-0.0001	0.1968	0.1968	0.0000	0.2228	0.1732	-0.0496	0.0000
casado	0.2868	0.0805	-0.2064	0.2868	0.0805	-0.2064	0.3444	0.1026	-0.2418	0.2595	0.1463	-0.1132	-0.2411
mujer	0.2095	0.1827	-0.0268	0.2095	0.1827	-0.0268	0.2106	0.1837	-0.0269	0.2036	0.1902	-0.0134	-0.0269
jefe	0.1563	0.2585	0.1022	0.1563	0.2585	0.1022	0.1516	0.2516	0.1001	0.1731	0.2229	0.0497	0.1000

Leyenda

Min->Max: Cambio en la probabilidad predecida ante cambios de x de su valor minimo al maximo.

0->1: Cambio en la probabilidad predecida ante cambios de x de 0 a 1.

-+1/2: Cambio en la probabilidad predecida ante cambios de x de 1/2 unidades bajo su valor base a un 1/2 de su valor base arriba.

-+sd/2: Cambio en la probabilidad predecida ante cambios de x desde 1/2 de la desviacion standard debajo a 1/2 de la desviacion standard arriba.

Efecto Marginal Derivada parcial de la probabilidad/tasa predecida con respecto a una variable independiente dada.

Fuente: MTPE, ENAHO III Trimestre del 2003.

Cuadro 4

Ecuación Logit de Probabilidad de Ocupación según Presencia de Discapacidad, 2003

	Según Presencia de Discapacidad				Toda la Muestra	
	PCD		PSD		Coeficiente	z
	Coeficiente	z	Coeficiente	z		
Constante	-4.0598230	-4.07	-0.9887052	-7.35	-1.0033650	-7.53
Sumhijo	0.3394958	1.65	-0.0488837	-1.99	-0.0440652	-1.80
Sumnino5	-0.1939236	-0.37	0.1256851	2.82	0.1233192	2.78
Sumnino12	0.4792519	1.49	-0.0020885	-0.05	0.0042983	0.10
Exppot	0.2116979	4.21	0.2297589	23.69	0.2285578	24.04
Exppot2	-0.0043480	-4.10	-0.0053894	-21.15	-0.0053518	-21.48
Aedu	0.1113264	1.70	0.0598001	6.65	0.0601232	6.78
Reg2	0.8443679	1.70	0.0446410	0.76	0.0593112	1.01
Reg3	0.7142428	1.39	-0.1914518	-3.65	-0.1748801	-3.35
Reg4	0.2806247	0.53	0.0722704	1.21	0.0737834	1.24
Inghogneto	-0.0000083	-0.04	0.0000377	2.96	0.0000381	2.99
Casado	-1.4016310	-2.32	-0.4198706	-5.16	-0.4290635	-5.33
Mujer	-0.3205138	-0.57	-0.7214780	-10.39	-0.7174603	-10.43
Jefe	0.4716346	0.77	0.9658201	10.15	0.9566928	10.22
Disca	-	-	-	-	-1.5580870	-5.19
Nº de Obs.	391		15,007		15,398	
Wald ChiCuadrado	57.03		1,068.22		1,107	
Pseudo R2	0.3267		0.2284		0.2353	

Fuente: MTPE, ENAHO III Trimestre del 2003.

Cuadro 5
Cambios en la Probabilidad de Ocupación para las Personas con Discapacidad

Variable	De: x=min	A: x=max	dif: min->max	De: x=0	A: x=1	dif: 0->1	De: x-1/2	A: x+1/2	dif: -0.5	De: x-1/2sd	A: x+1/2sd	dif: -+sd/2	Efecto Marginal
sumhijo	0.0697	0.7582	0.6885	0.0697	0.0952	0.0255	0.1160	0.1555	0.0396	0.1011	0.1768	0.0757	0.0395
sumnino5	0.1418	0.0707	-0.0711	0.1418	0.1198	-0.0220	0.1462	0.1236	-0.0226	0.1416	0.1278	-0.0138	-0.0226
sumnino12	0.1049	0.5629	0.4579	0.1049	0.1592	0.0543	0.1090	0.1649	0.0560	0.1121	0.1607	0.0486	0.0558
expptot	0.0009	0.9989	0.9979	0.0009	0.0012	0.0002	0.1227	0.1473	0.0247	0.0150	0.6141	0.5991	0.0246
expptot2	0.9411	0.0000	-0.9411	0.9411	0.9409	-0.0002	0.1348	0.1343	-0.0005	0.7080	0.0099	-0.6981	-0.0005
aedu	0.0710	0.4146	0.3436	0.0710	0.0787	0.0077	0.1282	0.1411	0.0130	0.1047	0.1712	0.0665	0.0130
reg2	0.1122	0.2272	0.1150	0.1122	0.2272	0.1150	0.0925	0.1916	0.0992	0.1147	0.1572	0.0424	0.0983
reg3	0.1132	0.2068	0.0936	0.1132	0.2068	0.0936	0.0981	0.1818	0.0837	0.1170	0.1543	0.0373	0.0832
reg4	0.1285	0.1634	0.0348	0.1285	0.1634	0.0348	0.1190	0.1517	0.0327	0.1283	0.1410	0.0127	0.0327
inghogneto	0.1354	0.1278	-0.0076	0.1354	0.1354	0.0000	0.1345	0.1345	0.0000	0.1351	0.1340	-0.0011	0.0000
casado	0.1968	0.0569	-0.1399	0.1968	0.0569	-0.1399	0.2385	0.0716	-0.1669	0.1776	0.1006	-0.0769	-0.1632
mujer	0.1526	0.1156	-0.0370	0.1526	0.1156	-0.0370	0.1543	0.1169	-0.0374	0.1441	0.1255	-0.0186	-0.0373
jefe	0.1120	0.1682	0.0562	0.1120	0.1682	0.0562	0.1094	0.1644	0.0551	0.1214	0.1488	0.0273	0.0549

Leyenda

Min->Max: Cambio en la probabilidad predecida ante cambios de x de su valor minimo al maximo.

0->1: Cambio en la probabilidad predecida ante cambios de x de 0 a 1.

-+1/2: Cambio en la probabilidad predecida ante cambios de x de 1/2 unidades bajo su valor base a un 1/2 de su valor base arriba.

-+sd/2: Cambio en la probabilidad predecida ante cambios de x desde 1/2 de la desviacion standard debajo a 1/2 de la desviacion standard arriba.

Efecto Marginal Derivada parcial de la probabilidad/tasa predecida con respecto a una variable independiente dada.

Fuente: MTPE, ENAHO III Trimestre del 2003.

Cuadro 6
Descomposición No Lineal de la Diferencias en la Probabilidad de Participación entre
Personas sin Discapacidad y Personas con Discapacidad

Muestra usada para Coeficientes	Especificación 1		
	PSD	PCD	PSD y PCD
Tasa de Participación PSD:	0.6214433	0.6214433	0.6214433
Tasa de Participación PCD:	0.3043478	0.3043478	0.3043478
Brecha	0.3170955	0.3170955	0.3170955
Total Explicado	-0.0929478	0.1550485	-0.1062166
Contribución de Brechas de Participación en:			
Sumhijo	-0.00649	-0.00356	-0.00001
	0.00473	0.00081	0.00026
	-2.05%	-1.12%	0.00%
Sumnino5	0.00166	0.00667	-0.00278
	0.00312	0.00088	0.00048
	0.52%	2.10%	-0.88%
Sumnino12	-0.00027	0.00050	-0.00006
	0.00248	0.00054	0.00018
	-0.09%	0.16%	-0.02%
Exppot	0.01238	-0.06236	0.00139
	0.01083	0.00230	0.00704
	3.91%	-19.67%	0.44%
Exppot2	-0.06303	0.19244	-0.10115
	0.01233	0.00167	0.01146
	-19.88%	60.69%	-31.90%
Aedu	-0.05498	0.04017	-0.03971
	0.01937	0.00311	0.00329
	-17.34%	12.67%	-12.52%
Reg2	0.00390	-0.00069	0.00105
	0.00313	0.00031	0.00040
	1.23%	-0.22%	0.33%
Reg3	-0.00052	0.00038	-0.00007
	0.00197	0.00021	0.00021
	-0.17%	0.12%	-0.02%
Reg4	0.00101	0.00007	-0.00009
	0.00340	0.00026	0.00031
	0.32%	0.02%	-0.03%
Inghogneto	0.01184	0.00060	-0.00050
	0.00548	0.00057	0.00052
	3.73%	0.19%	-0.16%
Casado	0.00193	-0.00141	0.00312
	0.00241	0.00024	0.00075
	0.61%	-0.45%	0.98%
Mujer	0.00493	-0.00248	0.01602
	0.00363	0.00040	0.00102
	1.56%	-0.78%	5.05%
Jefe	-0.00130	-0.01350	0.01760
	0.00543	0.00099	0.00158
	-0.41%	-4.26%	5.55%
Total Explicado	-0.088937	0.1568269	-0.1051879

Fuente: MTPE, ENAHO III Trimestre del 2003.

Cuadro 7
Descomposición No Lineal de la Diferencias en la Probabilidad de Participación
entre Personas sin Discapacidad y Personas con Discapacidad

Especificación 2			
Muestra usada para Coeficientes	PSD	PCD	PSD y PCD
Tasa de Participación PSD:	0.5618711	0.5618711	0.5618711
Tasa de Participación PCD:	0.2659847	0.2659847	0.2659847
Brecha	0.2958865	0.2958865	0.2958865
Total Explicado	-0.0929478	0.1550485	-0.1062166
Contribución de Brechas de Participación en:			
Exppot	0.00742	-0.06146	0.00009
	0.01002	0.00201	0.00717
	2.51%	-20.77%	0.03%
Exppot2	-0.06195	0.19177	-0.10010
	0.01281	0.00172	0.01151
	-20.94%	64.81%	-33.83%
Aedu	-0.05369	0.04060	-0.03945
	0.01882	0.00315	0.00324
	-18.14%	13.72%	-13.33%
Sumhijo	-0.00759	-0.00085	0.00293
	0.00521	0.00029	0.00070
	-2.56%	-0.29%	0.99%
Sumnino5	0.00323	0.00327	-0.00512
	0.00572	0.00048	0.00078
	1.09%	1.11%	-1.73%
Sumnino12	-0.00036	0.00014	-0.00047
	0.00296	0.00020	0.00047
	-0.12%	0.05%	-0.16%
Reg2	0.00324	-0.00042	0.00092
	0.00279	0.00023	0.00036
	1.09%	-0.14%	0.31%
Reg3	0.00038	0.00064	0.00015
	0.00163	0.00026	0.00028
	0.13%	0.22%	0.05%
Reg4	0.00102	0.00008	-0.00011
	0.00340	0.00032	0.00035
	0.35%	0.03%	-0.04%
Inghogneto	0.01250	0.00058	-0.00046
	0.00592	0.00054	0.00048
	4.23%	0.20%	-0.16%
Casado	0.00250	-0.00147	0.00296
	0.00268	0.00025	0.00077
	0.84%	-0.50%	1.00%
Mujer	0.00510	-0.00224	0.01530
	0.00378	0.00040	0.00099
	1.72%	-0.76%	5.17%
Jefe	-0.00139	-0.01374	0.01541
	0.00585	0.00100	0.00147
	-0.47%	-4.64%	5.21%
Total Explicado	-0.08958	0.15689	-0.10796

Fuente: MTPE, ENAHO III Trimestre del 2003.

Cuadro 8
Descomposición No Lineal de la Diferencias en la Probabilidad de Participación
entre Personas sin Discapacidad y Personas con Discapacidad

Especificación 3			
Muestra usada para Coeficientes	PSD	PCD	PSD y PCD
Tasa de Participación PSD:	0.6214433	0.6214433	0.6214433
Tasa de Participación PCD:	0.3043478	0.3043478	0.3043478
Brecha	0.3170955	0.3170955	0.3170955
Total Explicado	-0.0929478	0.1550485	-0.1062166
Contribución de Brechas de Participación en:			
Inhogneto	-0.00210	0.00073	-0.00037
	0.00217	0.00067	0.00040
	-0.66%	0.23%	-0.12%
Casado	0.00232	0.00225	0.00451
	0.00193	0.00035	0.00059
	0.73%	0.71%	1.42%
Mujer	0.00146	-0.00612	-0.00219
	0.00165	0.00047	0.00057
	0.46%	-1.93%	-0.69%
Jefe	-0.00073	-0.02206	-0.00036
	0.00331	0.00135	0.00135
	-0.23%	-6.96%	-0.11%
Exppot	0.00597	-0.02367	-0.00554
	0.01088	0.00210	0.00407
	1.88%	-7.47%	-1.75%
Exppot2	-0.04628	0.16475	-0.05830
	0.01207	0.00223	0.01003
	-14.59%	51.96%	-18.38%
Aedu	-0.05237	0.03875	-0.03986
	0.01880	0.00303	0.00350
	-16.52%	12.22%	-12.57%
Sumhijo	-0.00602	-0.00144	0.00171
	0.00421	0.00037	0.00052
	-1.90%	-0.46%	0.54%
Sumnino5	0.00293	0.00400	-0.00408
	0.00512	0.00058	0.00070
	0.92%	1.26%	-1.29%
Sumnino12	-0.00030	0.00027	-0.00033
	0.00271	0.00031	0.00036
	-0.09%	0.09%	-0.10%
Reg2	0.00263	-0.00084	0.00084
	0.00259	0.00034	0.00036
	0.83%	-0.26%	0.26%
Reg3	-0.00015	0.00028	-0.00014
	0.00213	0.00020	0.00027
	-0.05%	0.09%	-0.04%
Reg4	0.00090	0.00005	-0.00013
	0.00316	0.00023	0.00038
	0.28%	0.02%	-0.04%
Total Explicado	-0.09174	0.15694	-0.10423

Fuente: MTPE, ENAHO III Trimestre del 2003.

Cuadro 9
Descomposición No Lineal de la Diferencias en la Probabilidad de Ocupacion
entre Personas sin Discapacidad y Personas con Discapacidad

Especificacion 1

Muestra usada para Coeficientes	PSD	PCD	PSD y PCD
Tasa de Participacion PSD:	0.5618711	0.5618711	0.5618711
Tasa de Participacion PCD:	0.2659847	0.2659847	0.2659847
Brecha	0.2958865	0.2958865	0.2958865
Contribucion de Brechas			
Ocupacionales en:			
Sumhijo	-0.00273	-0.00402	-0.00089
	0.00384	0.00076	0.00031
	-0.92%	-1.36%	-0.30%
Sumnino5	0.00120	0.00563	-0.00228
	0.00248	0.00083	0.00042
	0.40%	1.90%	-0.77%
Sumnino12	-0.00255	0.00056	-0.00005
	0.00284	0.00051	0.00019
	-0.86%	0.19%	-0.02%
Exppot	-0.00668	-0.08637	-0.01069
	0.01008	0.00225	0.00666
	-2.26%	-29.19%	-3.61%
Exppot2	-0.04426	0.20048	-0.07248
	0.01192	0.00161	0.01150
	-14.96%	67.75%	-24.50%
Aedu	-0.03235	0.02911	-0.02724
	0.01961	0.00305	0.00306
	-10.93%	9.84%	-9.21%
Reg2	0.00186	-0.00035	0.00054
	0.00191	0.00025	0.00032
	0.63%	-0.12%	0.18%
Reg3	0.00192	0.00039	-0.00018
	0.00210	0.00021	0.00023
	0.65%	0.13%	-0.06%
Reg4	0.00324	-0.00075	0.00107
	0.00369	0.00027	0.00036
	1.09%	-0.25%	0.36%
Inghogneto	0.00749	0.00199	-0.00170
	0.00551	0.00051	0.00047
	2.53%	0.67%	-0.58%
Casado	0.00392	-0.00086	0.00233
	0.00357	0.00025	0.00056
	1.32%	-0.29%	0.79%
Mujer	0.00615	-0.00133	0.01443
	0.00403	0.00035	0.00088
	2.08%	-0.45%	4.88%
Jefe	-0.00116	-0.00973	0.01400
	0.00488	0.00081	0.00133
	-0.39%	-3.29%	4.73%
Total Explicado	-0.06396	0.13474	-0.08315

Fuente: MTPE, ENAHO III Trimestre del 2003.

Cuadro 10
Descomposición No Lineal de la Diferencias en la Probabilidad de Ocupacion
entre Personas sin Discapacidad y Personas con Discapacidad

Especificacion 2			
Muestra usada para Coeficientes	PSD	PCD	PSD y PCD
Tasa de Participacion PSD:	0.5618711	0.5618711	0.5618711
Tasa de Participacion PCD:	0.2659847	0.2659847	0.2659847
Brecha	0.2958865	0.2958865	0.2958865
Contribucion de Brechas			
Ocupacionales en:			
Exppot	-0.01228	-0.08798	-0.01189
	0.00959	0.00205	0.00699
	-4.15%	-29.73%	-4.02%
Exppot2	-0.04202	0.20137	-0.07491
	0.01250	0.00162	0.01180
	-14.20%	68.06%	-25.32%
Aedu	-0.03191	0.02879	-0.02770
	0.01931	0.00302	0.00309
	-10.79%	9.73%	-9.36%
Sumhijo	-0.00267	-0.00050	0.00295
	0.00366	0.00025	0.00062
	-0.90%	-0.17%	1.00%
Sumnino5	0.00259	0.00295	-0.00446
	0.00510	0.00049	0.00077
	0.88%	1.00%	-1.51%
Sumnino12	-0.00148	0.00015	-0.00048
	0.00225	0.00018	0.00041
	-0.50%	0.05%	-0.16%
Reg2	0.00201	-0.00042	0.00052
	0.00215	0.00029	0.00034
	0.68%	-0.14%	0.18%
Reg3	0.00139	0.00032	-0.00004
	0.00211	0.00024	0.00022
	0.47%	0.11%	-0.01%
Reg4	0.00367	-0.00070	0.00113
	0.00416	0.00026	0.00039
	1.24%	-0.24%	0.38%
Inghogneto	0.00708	0.00221	-0.00177
	0.00515	0.00059	0.00049
	2.39%	0.75%	-0.60%
Casado	0.00340	-0.00117	0.00280
	0.00317	0.00028	0.00065
	1.15%	-0.40%	0.95%
Mujer	0.00671	-0.00101	0.01482
	0.00431	0.00036	0.00089
	2.27%	-0.34%	5.01%
Jefe	-0.00109	-0.00913	0.01329
	0.00472	0.00080	0.00130
	-0.37%	-3.09%	4.49%
Total Explicado	-0.06459	0.13488	-0.08576

Fuente: MTPE, ENAHO III Trimestre del 2003.

Cuadro 11
Descomposición No Lineal de la Diferencias en la Probabilidad de Ocupacion
entre Personas sin Discapacidad y Personas con Discapacidad

Especificacion 3			
Muestra usada para Coeficientes	PSD	PCD	PSD y PCD
Tasa de Participacion PSD:	0.5618711	0.5618711	0.5618711
Tasa de Participacion PCD:	0.2659847	0.2659847	0.2659847
Brecha	0.2958865	0.2958865	0.2958865
Contribucion de Brechas			
Ocupacionales en:			
Inghogneto	-0.00076	0.00231	-0.00130
	0.00173	0.00059	0.00041
	-0.26%	0.78%	-0.44%
Casado	0.00210	-0.00014	0.00246
	0.00192	0.00024	0.00046
	0.71%	-0.05%	0.83%
Mujer	0.00028	-0.00878	-0.00150
	0.00147	0.00056	0.00048
	0.09%	-2.97%	-0.51%
Jefe	-0.00056	-0.02121	-0.00278
	0.00287	0.00139	0.00107
	-0.19%	-7.17%	-0.94%
Exppot	-0.00994	-0.04966	-0.01121
	0.01031	0.00218	0.00455
	-3.36%	-16.78%	-3.79%
Exppot2	-0.03133	0.18252	-0.04059
	0.01178	0.00225	0.01002
	-10.59%	61.68%	-13.72%
Aedu	-0.03122	0.02823	-0.02665
	0.01913	0.00298	0.00310
	-10.55%	9.54%	-9.01%
Sumhijo	-0.00240	-0.00131	0.00136
	0.00307	0.00030	0.00044
	-0.81%	-0.44%	0.46%
Sumnino5	0.00228	0.00384	-0.00307
	0.00452	0.00059	0.00062
	0.77%	1.30%	-1.04%
Sumnino12	-0.00157	0.00028	-0.00024
	0.00227	0.00028	0.00025
	-0.53%	0.09%	-0.08%
Reg2	0.00160	-0.00035	0.00023
	0.00212	0.00025	0.00025
	0.54%	-0.12%	0.08%
Reg3	0.00157	0.00029	-0.00029
	0.00214	0.00021	0.00023
	0.53%	0.10%	-0.10%
Reg4	0.00351	-0.00078	0.00143
	0.00412	0.00027	0.00046
	1.19%	-0.26%	0.48%
Total Explicado	-0.06645	0.13525	-0.08215

Fuente: MTPE, ENAHO III Trimestre del 2003.

Cuadro 12
Descomposición de Ñopo (2004)

Brechas de Participación		
	Brecha	(%)
Delta	-1.0799	
-Delta 0	-0.5683	52.63%
-Delta PCD	-0.0514	4.76%
-Delta PSD	-0.0397	3.68%
-Delta X	-0.4203	38.92%
PCD en el Soporte Común		87.53%
PCD fuera del Soporte Común		12.47%
PSD en el Soporte Común		24.71%
PSD fuera del Soporte Común		75.28%

Notas:

1. Variables usadas para el emparejamiento: años de educación, edad y sexo.

Fuente: MTPE, ENAHO III Trimestre del 2003.

Cuadro 13
Estimados del Impacto de la Discapacidad sobre la Tasa de Participación

<i>Emparejamiento por Covariados (Abadie e Inbens 2006)</i>				
	ATET	Std.Errors	Intervalo de Confianza al 95%	
<i>Estimador Simple</i>	-0.1309	0.0728	-0.2737	0.0119
<i>Estimador Corregido por Sesgo</i>	-0.1215	0.0726	-0.2637	0.0207
<i>Estimador Corregido por Sesgo ajustado por Heterocedasticidad</i>	-0.1215	0.0791	-0.2765	0.0336
<i>Estimador Corregido por Sesgo ajustado por Heterocedasticidad con Métrica de Mahalanobis</i>	-0.1229	0.078	-0.2759	0.03
<i>Emparejamiento por Propensity Score</i>				
	ATET	Std.Errors	Intervalo de Confianza al 95%	
<i>Estimador Vecino más Cercano</i>	-0.091	0.1088	-0.3672	0.0917
<i>Estimador Kernel Gaussiano</i>	-0.2235	0.073	-0.4157	-0.091
<i>Estimador Kernel Epanechnikov</i>	-0.1441	0.0686	-0.2787	-0.0097
<i>Estimador Estratificado</i>	-0.1196	0.0752	-0.2334	0.0798
<i>Estimador Radio</i>	-0.2871	0.1017	-0.681	-0.1315

Notas:

1. Variables usadas para el emparejamiento: años de educación, edad y sexo.
2. El número de observaciones de control utilizadas para el Emparejamiento por Covariados es de 5.
3. El número de emparejamientos utilizados para las estimaciones de los errores estándar robustos a heterocedasticidad es de 5.
4. El test de balance del propensity score fue satisfecho a un nivel de confianza del 5%.
5. Todas las estimaciones se realizaron sobre la región del soporte común [0,00551194 - 0,29033876].
6. Los errores estándar están corregidos por sesgo y se calcularon con la técnica bootstrap con 100 repeticiones.
7. Los estimadores de Kernel se computaron con un ancho de banda de 0,06.
8. El estimador Radio se calculó asumiendo un radio de 0,005.

Fuente: MTPE, ENAHO III Trimestre del 2003.

Cuadro 14
Ecuación Probit de Probabilidad de Empleo Asalariado según Presencia de Discapacidad,
Periodo 2002-2004

	Personas con Discapacidad				Personas sin Discapacidad	
	(A)		(B)		Coeficiente	z
	Coeficiente	z	Coeficiente	z		
Constante	-1.2616760	-3.73	-1.3913720	-4.10	-0.5238960	-9.46
Sumhijo	0.0662096	0.92	0.0640028	0.88	-0.0281822	-3.01
Sumnino5	0.0515752	0.31	0.0542546	0.33	0.0785022	4.46
Sumnino12	0.1121258	1.02	0.1132901	1.01	0.0068263	0.41
Exppot	0.0987652	5.22	0.1023807	5.23	0.1153432	31.35
Exppot2	-0.0021467	-5.59	-0.0022130	-5.79	-0.0026581	-28.55
Aedu	0.0069972	0.33	0.0095987	0.47	0.0381544	10.77
Reg2	0.3763590	1.61	0.3924723	1.64	0.0308749	0.91
Reg3	0.4241355	1.84	0.4093942	1.78	-0.1179214	-3.97
Reg4	0.2192095	0.87	0.1667232	0.65	0.0498407	1.42
Inghogneto	-0.0000624	-0.73	-0.0000583	-0.68	0.0000165	3.22
Casado	-0.6854174	-2.89	-0.6746456	-2.88	-0.2068318	-6.56
Mujer	-0.1979897	-0.93	-0.1663618	-0.77	-0.4908652	-17.51
Jefe	0.5259681	2.22	0.5514685	2.33	0.5141853	14.08
Dano2	-0.1257371	-0.59	-0.1596544	-0.71	0.0125821	0.47
Dano3	0.4057532	0.96	0.3032580	0.66	-0.0209318	-0.37
Discasevera	-	-	0.1817516	0.80	-	-
Nº de Obs.	568		568		22,670	
Wald	64.50		66.13		2,252.26	
ChiCuadrado	64.50		66.13		2,252.26	
Pseudo R2	0.2476		0.2500		0.2065	

Fuente: MTPE, ENAHO III Trimestre del 2002-2004.

Cuadro 15
Ecuación de Salarios según Presencia de Discapacidad, Periodo 2002-2004

	Personas con Discapacidad				Personas sin Discapacidad	
	(A)		(B)		Coeficiente	t
	Coeficiente	t	Coeficiente	t		
Constante	6.0577630	2.66	6.2466270	2.91	4.7941770	17.18
Exper	-0.0233314	-0.31	-0.0328541	-0.47	0.0683819	6.25
Exper2	0.0002031	0.25	0.0003185	0.41	-0.0007463	-5.76
Aedu	0.0245395	0.88	0.0197993	0.74	0.0661449	20.45
Ramaact2	-0.1295157	-0.26	0.0432705	0.08	-0.2151132	-2.96
Ramaact3	-0.2097032	-0.45	-0.1535614	-0.33	-0.2500642	-3.52
Ramaact4	0.2540709	0.56	0.4011304	0.87	-0.2959983	-4.19
Gruocup2	-0.4824041	-1.71	-0.5547277	-2.04	-0.4662550	-16.86
Gruocup3	-1.0888070	-2.96	-1.3083260	-3.48	-0.3803168	-12.20
Reg2	-0.8523573	-2.95	-0.9260776	-3.25	-0.3164096	-13.05
Reg3	-0.3227934	-0.95	-0.2912364	-0.88	-0.1731334	-8.24
Reg4	-0.1570268	-0.60	-0.0596344	-0.21	-0.1560640	-6.24
Dano2	0.6427572	2.71	0.8308985	3.27	0.0460099	2.51
Dano3	0.7865980	1.46	1.1239950	1.91	0.1210979	3.10
Jefe	0.4706666	1.33	0.4785678	1.36	0.1956792	6.42
Casado	0.1263166	0.33	0.0921352	0.24	0.0902657	3.91
Mujer	-0.2927005	-0.86	-0.3029929	-0.91	-0.3337025	-10.60
Lambda	0.5294632	0.81	0.5694720	0.93	0.2284005	2.31
Discasevera	-	-	-0.3595237	-1.46	-	-
Nº de Obs.	134		134		12,216	
F	3.17		3.76		177.96	
R2	0.4637		0.4842		0.3194	

Fuente: MTPE, ENAHO III Trimestre del 2002-2004.

Cuadro 16

Descomposición Paramétrica de la Diferencias Salariales entre las Personas sin Discapacidad y las Personas con Discapacidad

	Modelo Corregido de Sesgo de Selección		Modelo sin Corrección de Sesgo de Selección	
Predicción para el grupo de altos salarios (H):	6.354		6.473	
Predicción para el grupo de bajos salarios (L):	5.709		6.257	
Diferencial (R) {H-L}:	0.645		0.215	
- debido a dotaciones (E):	0.122		0.178	
- debido a coeficientes (C):	0.464		0.032	
- debido a interacción (CE):	0.059		0.005	
Predicción Ajustada por Selección	-0.430		-	
Componente no Explicado (U){C+(1-D)CE}:	0.464		0.032	
Componente Explicado (V) {E+D*CE}:	0.182		0.183	
% No Explicado {U/R}:	71.9		14.9	
% Explicado (V/R):	28.1		85.1	
Descomposición del Componente Explicado	Características	Rendimientos	Características	Rendimientos
Exper	-0.389	-213.74%	-0.254	-138.04%
Exper2	0.373	204.95%	0.232	126.09%
Aedu	0.194	106.59%	0.185	100.54%
Ramaact	-0.003	-1.65%	-0.003	-1.63%
Gruocup	0.060	32.97%	0.061	33.15%
Reg	0.010	5.49%	0.010	5.43%
Dano	-0.001	-0.55%	-0.001	-0.54%
Jefe	-0.019	-10.44%	-0.014	-7.61%
Casado	0.011	6.04%	0.013	7.07%
Mujer	-0.054	-29.67%	-0.045	-24.46%
Constante	0.000	0.00%	0.000	0.00%
Total	0.182	100.00%	0.184	100.00%
		0.464		0.032

Fuente: MTPE, ENAHO III Trimestre del 2002-2004.

Cuadro 17
Descomposición de Ñopo (2004)

Brechas Salarial		
	Brecha	(%)
<i>Delta</i>	-0.3458	
<i>-Delta 0</i>	-0.1137	32.89%
<i>-Delta PCD</i>	0.0187	-5.41%
<i>-Delta PSD</i>	-0.1811	52.38%
<i>-Delta X</i>	-0.0624	18.04%
<i>PCD en el Soporte Común</i>		87.53%
<i>PCD fuera del Soporte Común</i>		12.47%
<i>PSD en el Soporte Común</i>		24.71%
<i>PSD fuera del Soporte Común</i>		75.28%

Notas:

1. Variables usadas para el emparejamiento: años de educación, edad y sexo.

Fuente: MTPE, ENAHO III Trimestre del 2003.

Cuadro 18
Estimados del Impacto de la Discapacidad sobre los Salarios

<i>Emparejamiento por Covariados (Abadie e Inbens 2006)</i>				
	ATET	Std.Errors	Intervalo de Confianza al 95%	
<i>Estimador Simple</i>	-0.2522	0.1689	-0.5832	0.0788
<i>Estimador Corregido por Sesgo</i>	-0.2561	0.1686	-0.5867	0.0744
<i>Estimador Corregido por Sesgo ajustado por Heterocedasticidad</i>	-0.2561	0.1455	-0.5413	0.0291
<i>Estimador Corregido por Sesgo ajustado por Heterocedasticidad con Métrica de Mahalanobis</i>	-0.2617	0.157	-0.5694	0.0461
<i>Emparejamiento por Propensity Score</i>				
	ATET	Std.Errors	Intervalo de Confianza al 95%	
<i>Estimador Vecino más Cercano</i>	-0.1727	0.1538	-0.4543	0.0361
<i>Estimador Kernel Gaussiano</i>	-0.2254	0.1074	-0.412	-0.0103
<i>Estimador Kernel Epanechnikov</i>	-0.1918	0.1218	-0.4181	0.0967
<i>Estimador Estratificado</i>	-0.1573	0.1328	-0.3501	0.0676
<i>Estimador Radio</i>	-0.3777	0.1795	-1.0216	-0.1114

Notas:

1. Variables usadas para el emparejamiento: años de educación, edad y sexo.
2. El número de observaciones de control utilizadas para el Emparejamiento por Covariados es de 5.
3. El número de emparejamientos utilizados para las estimaciones de los errores estándar robustos a heterocedasticidad es de 5.
4. El test de balance del propensity score fue satisfecho a un nivel de confianza del 5%.
5. Todas las estimaciones se realizaron sobre la región del soporte común [0,00551194 - 0,29033876].
6. Los errores estándar están corregidos por sesgo y se calcularon con la técnica bootstrap con 100 repeticiones.
7. Los estimadores de Kernel se computaron con un ancho de banda de 0,06.
8. El estimador Radio se calculó asumiendo un radio de 0,005.

Fuente: MTPE, ENAHO III Trimestre del 2003.