



PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
ESCUELA DE INGENIERIA

SELECCIÓN ADVERSA EN LA EDUCACIÓN CHILENA

MARÍA FERNANDA RAMÍREZ ESPINOZA

Tesis para optar al grado de
Magister en Ciencias de la Ingeniería

Profesor Supervisor:

RICARDO PAREDES MOLINA

Santiago de Chile, (Noviembre, 2011)

© 2011, María Fernanda Ramírez Espinoza



PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
ESCUELA DE INGENIERIA

SELECCIÓN ADVERSA EN LA EDUCACIÓN CHILENA

MARÍA FERNANDA RAMÍREZ ESPINOZA

Tesis presentada a la Comisión integrada por los profesores:

RICARDO PAREDES M.

SERGIO MATURANA V.

PAULINA ARANEDA D.

VLADIMIR MARIANOV K.

Para completar las exigencias del grado de
Magister en Ciencias de la Ingeniería
Santiago de Chile, (Noviembre, 2011)

A los niños de Chile que no han
podido acceder a las oportunidades
que merecen

AGRADECIMIENTOS

Agradezco a Jacqueline Lefin, Marcela Berríos, Juan Pablo Munita y a todos en el Departamento de Ingeniería Industrial y de Sistemas quienes me ayudaron en este proceso.

Agradezco a mis amigos por su compañía, y por preguntar ¿Cómo va tu tesis? la menor cantidad de veces posible. Los que han escrito una tesis me entienden.

Agradezco a Francisco Jeria, Matías Reeves, Valentina Quiroga, Mario Waissbluth y tantos más que me han ayudado a pasar del discurso a la acción para cambiar la realidad que esta tesis describe.

Agradezco a Ricardo Paredes, mi profesor guía y el mejor mentor que encontré en la Pontificia Universidad Católica de Chile.

Agradezco a mis padres y a mi hermano por su incondicional apoyo. Su guía y aliento estos veinte años han sido un regalo constante, y estaré eternamente agradecida.

Agradezco a Dios por haberme bendecido tanto, y a las hermanas de la Compañía de María por haberme ayudado a descubrir mi vocación.

INDICE GENERAL

AGRADECIMIENTOS	iii
INDICE GENERAL	iv
INDICE DE TABLAS	v
INDICE DE FIGURAS.....	vi
RESUMEN	vii
ABSTRACT.....	ix
1. INTRODUCCIÓN.....	1
2. ANTECEDENTES.....	2
2.1 El sistema educacional chileno	2
2.2 El Mercado Laboral de Profesores.....	3
3. LA LITERATURA.....	5
3.1 Selección Adversa.....	5
3.2 Un Modelo de Selección Adversa y Dualidad.....	8
4. DATOS Y METODOLOGÍA	11
5. RESULTADOS	16
5.1 Selección Adversa.....	17
6. CONCLUSIONES.....	21
BIBLIOGRAFÍA	23
ANEXOS	26
ANEXO A : ÍNDICE DE CALIDAD.....	27
ANEXO B : ÍNDICE DE SALARIO.....	30

INDICE DE TABLAS

Tabla 6-1 Promedio reportados en la ELD según establecimiento.....	13
Tabla 6-2 PSU imputada a Profesores ELD con estimación CASEN 2009	15
Tabla 7-1 Promedios reportados ELD según establecimiento.....	16
Tabla 7-2 Elección de ejercer como profesor (Probit, coeficientes marginales).....	18
Tabla 7-3 Elección de ejercer como profesor en distintos sectores (MProbit).....	20
Tabla A-1 Resultados estimación PSU 2009	27
Tabla A-2 Estimación ingreso familiar, CASEN.....	28
Tabla A-3 Ingresos familiares imputados a los individuos de la ELD con estimación CASEN 2009	28
Tabla A-4 Índice de calidad imputado a los individuos de la ELD con estimación CASEN 2009.....	29
Tabla B-1 Estimación ingreso, CASEN 2009.....	30
Tabla B-2 Salarios de no profesor, imputado a ELD.....	31

INDICE DE FIGURAS

Figura 5-1 Mercados segmentados	9
Figura 5-2 Oferta residual del mercado secundario en el caso que primario elija a los mejores (a), a los peores (b), al azar (c).....	10
Figura 7-1 Distribuciones índice de calidad de profesores de establecimientos municipales y particulaes subvencionados. Fuente: ELD 2005	17
Figura 7-2 Probabilidad ejercer como profesor, de acuerdo a su puntaje PSU.	19
Figura 7-3 Probabilidad que el profesor ejerza en escuela municipal(a), particular subvencionada(b) y no ejerza como profesor (c).....	21

RESUMEN

Analizamos el mercado laboral de los profesores chilenos y en específico, la correlación entre el subsector educacional donde trabajan (escuelas municipales, escuelas particulares subvencionadas, o fuera del sector docente) y una medida de habilidad. Usamos la Encuesta Longitudinal Docente (Ministerio de Educación, 2005), que contiene características personales de los individuos y lugar de desempeño, complementándola con las bases CASEN 2009 (Ministerio de Desarrollo Social, 2009) y PSU 2009 (DEMRE, 2009), para determinar una medida de habilidad y las diferencias de salarios entre los subsectores. Concluimos que a medida que la habilidad aumenta, menor es la probabilidad que se ejerza como profesor y en particular en las escuelas municipales, a pesar que los salarios de ese sector son en promedio más altos que en el sector particular subvencionado. En conjunto, hallamos evidencia que apoya la hipótesis de selección adversa.

Palabras Claves: selección adversa, mercado laboral de profesores, docentes chilenos.

ABSTRACT

We analyze the Chilean teachers' labor market, specifically the educational subsector where they work (public, private subsidized or outside of the teaching sector), and a measurement of ability. We use the Teachers Cross Section Survey (2005), which contains personal characteristics of the individuals and their place of work, complementing it with the National Socioeconomic Survey (2009) and the University Selection Test (2009), to determine an ability measurement and the differences amongst salaries in different subsectors. We conclude that as ability rises, lesser is the probability to work as a teacher, particularly in public schools even though their salaries are higher. In sum, we find evidence that supports the hypothesis of adverse selection.

Keywords: Adverse Selection, Teachers' Labor Market, Chilean Teachers.

1. INTRODUCCIÓN

La calidad de la educación chilena puede ser cuestionada cuando se observan las pruebas estandarizadas que miden su desempeño. Los resultados muestran que un 62% de los estudiantes de 8° Básico en Chile no logra los aprendizajes esperados para 6° Básico en Matemática (Ministerio de Educación, 2009). Uno de los elementos controlables que más influyen el logro de los estudiantes y que por su baja calidad está en entredicho, es la efectividad del profesor en la sala de clases (Barber & Mourshed, 2008). Cada profesor enseña a más de 2.000 alumnos en promedio a lo largo de su carrera, por lo que afectar la calidad y motivación del profesor puede tener claros efectos en los resultados académicos (Sanders & Rivers, 1996).

La situación en Chile, como en la mayor parte de los países de menor desarrollo, muestra flancos importantes en selección y formación de profesores. El año 2009 un 50% de los alumnos que entraron a estudiar pedagogía en universidades tradicionales obtuvo menos de 521 puntos en la Prueba de Selección Universitaria (Consejo Nacional de Educación, 2010), lo que significa 14 preguntas buenas de 70 (DEMRE, 2011). Más grave, la formación que reciben los profesores en la universidad no parece revertir el nivel académico con que los estudiantes ingresan (Larrondo et al, 2007). Sumado a lo anterior, desde el año 2000, por la baja en las exigencias académicas de ingreso de las nuevas instituciones y porque la expansión se ha dado en los programas de menor calidad. lo que ha agravado el problema de calidad (Meckes & Bascope, 2010).

El “mercado laboral” de profesores en Chile tiene características que lo distinguen de otros, como por ejemplo, su dualidad. Por una parte el sector particular, ya sea pagado íntegramente por los padres o el que es financiado con aportes estatales, está sujeto a reglas generales de contratación y despido que en Chile son relativamente flexibles, y por otra parte está el sector municipal, altamente regulado. El funcionamiento del sector municipal está normado por el Estatuto Docente, que limita los despidos, establece procedimientos de contratación y fija la estructura salarial, privilegiando los años de antigüedad en la composición del sueldo y generando como tendencia, un esquema salarial rígido y con poca dispersión.

La regulación municipal, la existencia de asimetrías de información respecto de la calidad de los profesores, la irreversibilidad de los contratos y la rigidez de los salarios tiene eventuales consecuencias, entre las que se podría contar el mayor promedio de edad de los profesores (Bravo, Flores, & Medrano, 2010) y más generalmente, procesos de selección adversa que concentren a los relativamente menos hábiles en el sector municipal.

La hipótesis de este trabajo es la existencia de selección adversa en el mercado laboral de profesores, esto es, que los egresados de pedagogía de mayor calidad no ejercen como profesores, y que el fenómeno se da de manera diferenciada para el sector particular subvencionado y el municipal. Para testear esta hipótesis usamos la Encuesta Longitudinal Docente (Ministerio de Educación, 2005), cuya particularidad es que contiene información de egresados de pedagogía que ejercen en otros mercados. A su vez, esta base hace diferencia entre los profesores que trabajan en escuelas particulares subvencionadas y particulares pagadas, lo que permite hacer un análisis más fino de las interacciones dentro del mercado laboral de profesores. Dado que los datos son reportados por los encuestados, verificamos su congruencia interna y con la literatura, y buscamos *proxies* para aquellas variables que presenten incoherencias.

El trabajo se estructura en cinco secciones aparte de la presente introducción. La segunda sección presenta una descripción de la situación del mercado de profesores chileno al año 2011. La tercera sección incluye una revisión de la literatura que explora el fenómeno de la selección adversa en profesores. La cuarta sección describe los datos a utilizar y desarrolla un modelo que explicaría la selección adversa en Chile. La quinta sección presenta los resultados y la sexta las conclusiones.

2. ANTECEDENTES

2.1 El sistema educacional chileno

Hasta fines de la década de 1970 el sistema educacional chileno era un sistema dirigido y provisto por el Estado en forma centralizada (Cox, 2003). A comienzo de los años ochenta el sistema educativo experimentó una profunda reforma. Su rasgo principal fue la descentralización de la administración de los establecimientos escolares a las municipalidades. La reforma también permitió la incorporación del sector privado como oferente de educación, a través de la introducción de un mecanismo de subvención por

alumno que financia a los establecimientos municipales y particulares subvencionados. También se introdujeron evaluaciones estandarizadas del logro educacional a través de la prueba SIMCE (Sistema de Medición de la Calidad de la Educación).

Como resultado, se crearon tres categorías de escuelas: i) escuelas municipales, financiadas mediante un subsidio estatal basado en asistencia por estudiante y contribuciones municipales; ii) escuelas particulares subvencionadas, también financiadas por el Estado, con igual subsidio de asistencia por estudiante y, desde 1992, con aportes adicionales realizados, dentro de ciertos límites, por los padres, y iii) escuelas particulares pagadas, financiadas exclusivamente con las contribuciones de los padres.

En 1991, se promulgó en Chile el Estatuto Docente, que estipula la centralización de las negociaciones salariales y protege del despido a los docentes de las escuelas municipales, lo que volvió más rígido el sistema. En 1996 se creó el Sistema Nacional de Evaluación del Desempeño (SNED) en cuyo programa se exige que las escuelas brinden información acerca de sus procesos y resultados educativos y se fijan incentivos para los docentes, reforma que apuntó a vincular el salario docente al desempeño del profesor. A su vez, en el año 1996 se comenzó a implementar la subvención escolar preferencial, que entrega recursos extras a escuelas que reciben alumnos vulnerables y que viene a corregir un error de diseño del sistema de financiamiento vía subvención escolar por alumno.

Desde el año 2000 no se observaron mejoras relevantes en la calidad de la educación, medida por los resultados en las pruebas estandarizadas de logro (SIMCE y pruebas internacionales). Sólo el año 2009 se registró un aumento importante del puntaje de las pruebas en lenguaje. Finalmente en 2007 el gobierno terminó de implementar la iniciativa de la jornada escolar completa, con lo que la semana de la enseñanza primaria aumentó de 30 a 38 horas y la de la enseñanza secundaria de 36 a 42 horas.

2.2 El Mercado Laboral de Profesores

El mercado laboral de profesores, particularmente en Chile, tiene características que lo hacen susceptible de presentar selección adversa. Las normas que los rigen son diferentes entre sectores debido al Estatuto Docente. Dicho Estatuto determina que los establecimientos municipales tengan pocas posibilidades de definir sus equipos pedagógicos (Araneda & Beyer, 2009). Esta realidad es especialmente compleja en el caso

de profesores que rehúyen un compromiso efectivo con la labor docente, donde los establecimientos particulares subvencionados y particulares tienen plena libertad de contratación y despido, pues se rigen por el Código del Trabajo. Esta estructura dual hace que los establecimientos municipales, en la práctica, no despidan profesores de desempeño deficitario debido a que éste no es causal de desvinculación.

En relación con la selección en las escuelas municipales, el proceso de selección y contratación está íntegramente regulado por el Estatuto Docente. Según éste, los docentes que se incorporen en calidad de titulares a la dotación de profesores deben ingresar por concurso público de antecedentes. Estos concursos deben ser publicitados, con convocatorias nacionales a lo menos dos veces al año (Biblioteca del Congreso Nacional de Chile, 1997). Una Comisión ordena los postulantes en orden decreciente y el Alcalde nombra a quien ocupe el primer lugar (véase, para más detalles, Mizala & Romaguera, 2001).

En contrapartida, el proceso de selección en el sector privado está regulado por la normativa del Código del Trabajo. El contrato a plazo fijo tiene una duración de un año laboral (marzo a febrero), a menos que la contratación se haya producido durante el año, por la necesidad de reemplazar a un docente que abandona el empleo. La facultad de poder contratar por un año a plazo fijo posibilita que el empleador privado evalúe el rendimiento de sus nuevos trabajadores antes de renovarles el contrato, lo que no es posible en el sector municipal.

El sector particular cuenta con las causales de despido que le confiere el Código del Trabajo, que son más variadas que las del Estatuto Docente y dan mayor libertad al empleador para definir su planta docente. La causal “necesidades de la empresa” permite despedir profesores por racionalización, bajas en la productividad, condiciones de mercado y falta de adecuación del trabajador.

En relación con la estructura salarial, en el caso de las escuelas municipales el Estatuto Docente establece una estructura salarial basada en la Remuneración Básica Mínima Nacional (RBMN) por hora pedagógica. Este salario básico es aumentado por una serie de bonificaciones, muchas de las cuales están indexadas a la RBMN. Algunas de estas bonificaciones son comunes a docentes municipales y de escuelas particulares subvencionadas, como la asignación de desempeño en condiciones difíciles, la Unidad de

Mejoramiento Profesional (UMP), la UMP Complementaria que se entrega por años de antigüedad, la Bonificación Proporcional, la Asignación de Excelencia en el Desempeño del Sistema Nacional de Evaluación de Desempeño (SNED) y la Asignación de Excelencia Pedagógica (AEP) creada durante la negociación colectiva en el año 2000. Consecuentemente, la estructura salarial de los profesores depende fuertemente de los años de experiencia y las capacitaciones. Los sueldos de los profesores de establecimientos municipales están compuestos mayoritariamente por los años de experiencia y los perfeccionamientos (33% de la remuneración total de profesores) por sobre criterios de evaluación y excelencia (correspondiente sólo al 2%) (Rodríguez, 2009).

3. LA LITERATURA

3.1 Selección Adversa

La selección adversa es el fenómeno en el que debido a asimetrías de información una firma que ofrece un contrato a la población en general encuentra que la composición de calidad de quienes son finalmente contratados es inferior a la composición de calidad de ésta (Akerlof, 1970). La presencia de información asimétrica permite que personas puedan vender bienes de baja calidad como si fueran de buena calidad. Ello, en un contexto, puede eliminar del mercado a las transacciones asociadas a bienes de alta calidad. Concretamente, ello ocurre porque el vendedor sabe si su producto es bueno o malo, pero el comprador no puede distinguirlos (Akerlof, 1970).

En el caso de la educación, si es difícil distinguir ex ante la calidad de los profesores y todos reciben el mismo salario, el hecho que el costo de oportunidad sea mayor para aquellos de “mayor calidad”, generará selección adversa. Los oferentes cuyo costo oportunidad sea más alto que el salario fijo W_f saldrán del mercado a otro cuyo salario W_q tenga relación con su calidad. A su vez, aquellos cuyo costo de oportunidad es menor que el salario fijo W_f buscarán quedarse en el mercado. La asimetría de información y la diferencia en la estructura de pagos en ambos mercados determinará que el mercado que tiene un salario fijo reciba postulantes de menor calidad, mientras que el mercado cuyo salario es variable contrate de un *pool* de postulantes de mejor calidad.

Distintos estudios exploran la selección adversa en el mercado laboral de profesores. Roy (1951) desarrolla un modelo de elección ocupacional con dos mercados: uno con salarios

altamente comprimidos y otro donde hay una mayor dispersión de acuerdo al desempeño de los individuos. Si las habilidades de un individuo le aseguran un buen desempeño en ambos mercados, los individuos con mayor aptitud se concentrarán en el mercado con mayor dispersión de salarios.

La evidencia en los EEUU es que los hombres y mujeres de gran habilidad que estudian pedagogía tienen menor probabilidad de trabajar enseñando, y que aquellos que entran a enseñar a escuelas públicas tienen mayor propensión a salir del mercado laboral que sus contrapartes con menos aptitudes (Pigge, 1985; Manski, 1987; Murnane & Olsen, 1990; Ballou, 1996; Podgursky, Monroe, & Watson, 2004). Sin embargo, otros estudios cuestionan la idea que la disminución de calidad de los profesores sea debido a un proceso de repulsión de los mejor calificados. Perry (1981), por ejemplo, no encontró diferencias significativas en las calificaciones entre los profesores contratados y los cesantes, en una muestra de graduados de pedagogía de una institución de educación superior en Texas.

Ballou (1996) estima dos modelos para analizar la población de egresados de pedagogía que están desempleados y concluye que hay poca evidencia para afirmar que los graduados de las mejores universidades no ejercen como profesores por los bajos sueldos y condiciones difíciles de trabajo. Halla que la única variable que aumenta significativamente la posibilidad de obtener una oferta de trabajo son las notas en la universidad, aunque su efecto económico es pequeño. La variable “selectividad de la institución educacional” no tiene efecto significativo, lo que indica que los resultados que los alumnos obtuvieron en las pruebas de admisión no influyen en la probabilidad de ser contratado. El autor concluye que hay evidencia que sugiere que los encargados de las escuelas públicas subvaloran las habilidades cognitivas y el conocimiento de la asignatura cuando evalúan nuevos candidatos.

Southwick y Gill (1997) relacionan los puntajes de los alumnos en pruebas estandarizadas, con el salario de los profesores y los salarios alternativos. Establecen que la calidad de los profesores se relaciona negativamente con el salario alternativo y positivamente con el salario de profesores. Concluyen que si los salarios en ocupaciones alternativas son más altos para los individuos de mejor calidad, se reducirían los resultados de los alumnos en esa asignatura debido una reducción en la calidad de los profesores que la enseñan.

Hanushek, Kain, y Rivki (1999) proponen un modelo lineal para evaluar la relación entre salario y calidad de profesores. Éste relaciona el puntaje obtenido por los profesores en una prueba estandarizada y los salarios, controlado por las características de la escuela, el profesor, la región donde se encuentra la escuela, el tipo de comunidad y el año de la prueba. Hallan una relación positiva entre los salarios y el desempeño de los alumnos, pero sus resultados no son robustos al conjunto de variables consideradas y concluyen que las políticas de salario no son promisorias a la hora de mejorar el desempeño de los estudiantes.

Hoxby y Leigh (2004) analizan la declinación en la aptitud del profesorado, testeando la hipótesis que las mujeres son atraídas por otros mercados laborales debido a la creciente paridad salarial, y que aquellas de mayor aptitud son repelidas del mercado laboral de profesores por su compresión salarial. Proponen un modelo que predice la probabilidad del individuo de trabajar como profesor, usando como variables explicativas el salario de profesor, su compresión, el salario en el trabajo alternativo (descompuesto por género del trabajador) y la aptitud del profesor. Para determinar si un profesor tiene alta o baja aptitud, se analizó la selectividad de la institución de educación superior en que el profesor se formó. Concluyen que la compresión salarial aumenta la proporción de egresadas de la educación superior con menor aptitud que se convierten en profesoras, y disminuye la porción de mujeres de alta aptitud en este grupo.

Ondrich, Pas y Yinger (2008) estudian los factores que determinan la rotación de profesores en el sector norte del estado Nueva York. Concluyen que profesores en distritos cuyos salarios son relativamente mayores a los que obtendrían si no enseñaran, tienen menor probabilidad de dejar de enseñar. A su vez, los profesores son menos propensos a cambiarse de distrito si enseñan en un distrito cercano a la parte superior de la distribución de salarios en ese condado.

Lazear (2003) sugiere que una estructura salarial que privilegia los años de experiencia y la cantidad de perfeccionamientos por sobre criterios de evaluación y excelencia genera selección adversa. Hoxby y Leigh (2005) señalan que individuos de baja habilidad o calidad optarán por la docencia si en ella tienen una mayor probabilidad de recibir un salario cercano al promedio que en otras profesiones.

Estudios realizados en Colombia y Suecia, como en EEUU concluyen que el uso de un esquema rígido de salarios basado sólo en los años de formación y la experiencia como profesor, resulta en selección adversa en el mercado de profesores (Southwick, 1997; Tobón, Restrepo & Ríos, 2007; Lazear, 2003).

Para Chile, Mizala y Romaguera (2001) muestran que el sistema chileno presenta una estructura de remuneraciones plana, basada fundamentalmente en escalas uniformes de salarios con premios a la experiencia. Con respecto a la distribución de la calidad de los profesores en los establecimientos según dependencia, Meckes y Bascopé (2010) señalan que aquellos con mejores resultados en sus evaluaciones de conocimiento disciplinario al egreso se ubican preferentemente en escuelas de mayor nivel socioeconómico y de mejores resultados en las pruebas nacionales (SIMCE). A su vez, en las escuelas de menor nivel se ubican los nuevos profesores de resultados menos destacados y de características socioeconómicas de origen semejantes a la población escolar de dichos establecimientos.

Más recientemente, Cabezas et al. (2011) sugieren que los docentes con mejores resultados en pruebas estandarizadas y que provienen de universidades acreditadas tienen menor probabilidad de trabajar en colegios municipales que en colegios subvencionados.

3.2 Un Modelo de Selección Adversa y Dualidad

Un modelo que puede reproducir los elementos esenciales de la selección adversa en profesores considera un mercado dual y segmentado compuesto por un mercado protegido o primario y un mercado competitivo secundario (ver por ejemplo, Solow y McDonald, 1985). En el mercado laboral de profesores chilenos dos mercados interactúan y por lo tanto, la tipología de mercados duales permitiría entender la situación. Concretamente, consideramos un sector primario regulado, que puede representar al sector municipalizado y un sector secundario competitivo, representado por el sector particular subvencionado. Asumimos que en el sector regulado se establece salario fijo w_f , asociado a una escala salarial que está fija por ley. La demanda por profesores de ambos sectores es exógena en el corto plazo.

Una diferencia relevante entre ambos mercados, por el hecho que la calidad o productividad no es observable ex-ante, es la posibilidad que sólo tiene el mercado secundario de despido y ajuste de salarios. Suponemos también que el mercado primario

regulado tiene una demanda D_p y el salario está exógenamente determinado sobre el equilibrio.

Pero los sectores primario y secundario interactúan. El sector secundario no es regulado y su salario se determina por la intersección de la oferta y demanda D_s . Suponemos que existe una oferta total disponible para ambos mercados que está definida por el costo de oportunidad de los profesores, el que a su vez se relaciona directamente con una medida de productividad o calidad individual. La suma de ambas demandas determina la demanda total de trabajadores, que por simplicidad suponemos completamente inelástica. Esta situación se ilustra en la Figura 3-1, donde asumimos por simplicidad que $D_s = D_p$. El salario fijo w_f no permite que la oferta total sea absorbida por la demanda del sector primario. Al salario w_f , la cantidad de trabajadores que desean emplearse en el sector primario es Q_t pero sólo se contrata D_p . El remanente, va al sector secundario.

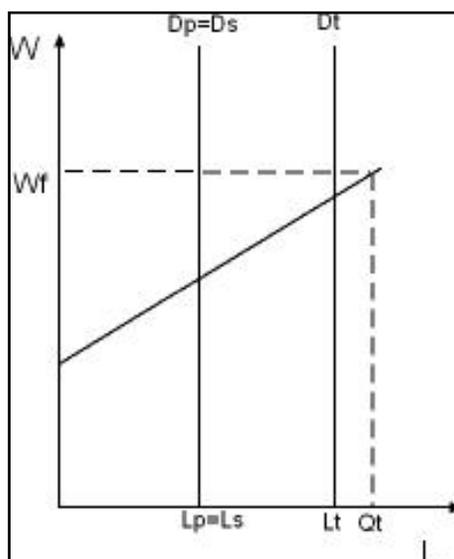


Figura 3-1 Mercados segmentados

Una consecuencia natural es que mientras mayor sea el salario institucionalmente fijado, mayor será el interés de los profesores de trabajar ahí y mayor la opción que el sector primario acceda a los trabajadores de mayor calidad. Dependiendo qué tipo de trabajadores se contrate en el sector primario, será el tipo de trabajadores que se desplace al sector secundario y ello determinará el salario y la distribución de calidad de ambos mercados. Si por alguna razón (no económica) el sector primario contratase a aquellos de menor costo

de oportunidad al salario W_f , el excedente de trabajadores desplazados $Q_t - L_p$, quedarán disponibles como oferta al mercado secundario quienes tengan mayor habilidad. Así, la distribución de calidad de los mercados primario y secundario depende de cómo y a quién se seleccione en el sector primario, y qué salarios rijan.

Dependiendo de quienes se seleccionen en el sector primario, el salario y la distribución de habilidades se verán afectados en los dos sectores. La Figura 3-2 muestra en el panel a) lo que ocurriría si el sector primario selecciona a los trabajadores de mayores habilidades. En este caso, el individuo con menor habilidad seleccionado tendrá un costo de oportunidad correspondiente a W_r y la oferta residual para el mercado secundario estará compuesta por los trabajadores con un costos alternativo inferior a W_r (línea roja).

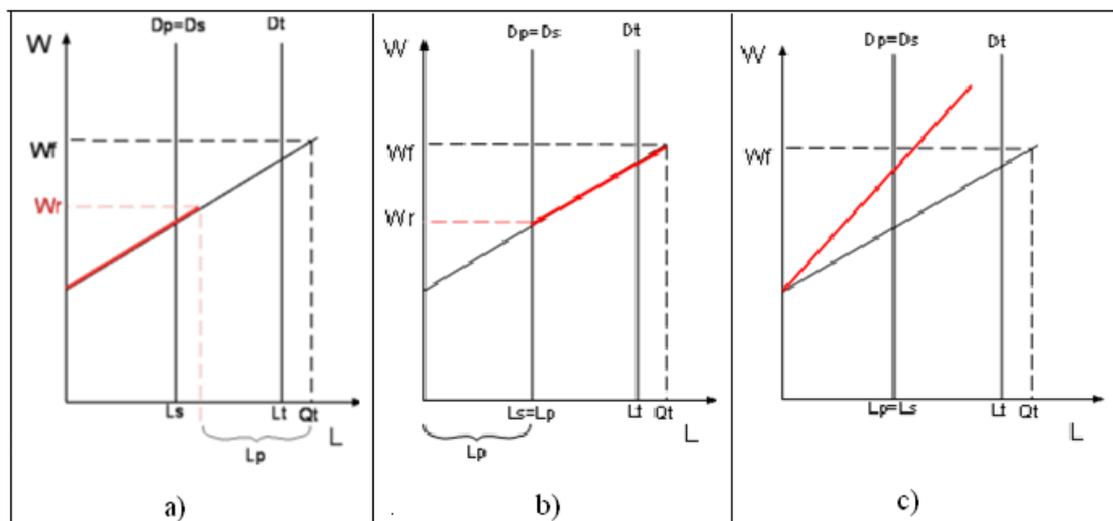


Figura 3-2 Oferta residual del mercado secundario en el caso que primario elija a los mejores (a), a los peores (b), al azar (c).

En cambio, si el sector primario selecciona a los trabajadores de menor costo de oportunidad, el individuo seleccionado de mayor costo de oportunidad será quien tenga uno equivalente a W_r (Figura 3-2, panel b). La oferta residual para el mercado secundario, por lo tanto, estará compuesta por todo el resto de trabajadores que están dispuestos a trabajar en el mercado por un salario W_r o mayor (línea roja).

Un tercer caso intermedio es cuando el sector primario selecciona a los trabajadores de manera aleatoria. En este caso la oferta que queda disponible para el mercado secundario se muestra en la línea roja del panel c) de la Figura 3-2. Es así esperable que a mayor

salario W_f , mayor sea la probabilidad que los seleccionados del sector primario tengan mayor costo de oportunidad. En general, la existencia de selección adversa implica que a pesar de que W_p (salario sector primario) sea mayor que W_s (salario sector secundario), la probabilidad de ejercer en el sector primario cae a medida que la calidad del individuo aumenta.

4. DATOS Y METODOLOGÍA

Un primer desafío es determinar una métrica de costo alternativo, productividad, y finalmente calidad. La ausencia de información hace necesario recurrir a medidas indirectas o *proxies* de calidad. La única prueba estandarizada que se ha hecho de las aptitudes de los egresados de pedagogía en Chile es la prueba INICIA; sin embargo la información desagregada por alumno que rindió prueba no es pública. Por ello, seguimos a Hoxby y Leigh (2005) quienes han sugerido utilizar el resultado de pruebas estandarizadas de ingreso como medida de aptitud. Concretamente, usamos el puntaje de la PSU (o PAA si el alumno ingresó al sistema universitario con anterioridad al año 2003) como *proxie* de la calidad de los profesores.

La forma más directa de verificar la hipótesis de selección adversa es determinando la relación entre el indicador de calidad y la probabilidad de estar trabajando en uno u otro mercado. Que la media de calidad del mercado laboral de profesores municipales sea significativamente menor que la media de calidad de profesores del sector menos regulado, particularmente si es que los salarios medios difieren en favor del sector municipal, es un indicio de selección adversa. Concretamente, testeamos si la probabilidad que un individuo i ejerza en un establecimiento j sea función de la calidad Q , controlando por variables $\bar{\Psi}$ del individuo y otras exógenas a él $\bar{\Theta}$, como se muestra en la ecuación 4.1:

$$Pr(I_i^j) = f(Q, \bar{\Theta}, \bar{\Psi}) \quad (4.1)$$

Utilizamos un modelo de elección discreta entre las alternativas laborales que tiene un egresado de pedagogía y lo estimamos a través de un modelo multi probit. Inicialmente usamos una especificación simple, donde la elección de la alternativa i por el individuo j depende de una serie de características de la alternativa que le dan una utilidad U_i . Para elegir, el individuo compara la utilidad de la alternativa i con una alternativa base de

utilidad U_b . En la utilidad de la alternativa i el individuo incluye la valoración de sus propios atributos en ésta (Hoxby & Leigh, 2004).

Como variables que influyen en su decisión consideramos el logaritmo del salario $\ln(W_i)$ de no ser profesor (para incluir el efecto del salario alternativo), los años de experiencia Ae_i , en forma lineal y al cuadrado, las capacitaciones en educación Ce_i y en otras áreas Ca_i . Como variable de control del individuo consideramos su género.

En cuanto a los datos, usamos tres fuentes de información: la Encuesta Longitudinal Docente 2005, la PSU (Prueba de Selección Universitaria) del proceso admisión 2009 y la encuesta CASEN (Caracterización Socioeconómica Nacional). La Encuesta Longitudinal Docente 2005 (ELD) es hecha por el MINEDUC (Ministerio de Educación) y contiene variables socioeconómicas y datos personales de los profesores, como su formación inicial y edad. Esta es una encuesta de panel, diseñada para el seguimiento futuro de los docentes seleccionados en una muestra. Se aplicó durante el período comprendido entre junio y septiembre de 2005 a una muestra representativa de 6.000 docentes a nivel nacional, que cuando se aplican por factores de expansión, representa a 168.518 observaciones.

La información de la encuesta contiene características socioeconómicas del docente, elementos de su formación inicial y de perfeccionamiento y su historia laboral entre los años 2000 y 2005. Todos los datos son auto reportados, incluyendo salario¹, notas de la enseñanza media, puntajes de pruebas estandarizadas y el sector donde trabajan los profesores (sector municipal, particular subvencionado, o fuera del ámbito docente. La Tabla 4-1 muestra las medias de salario y puntajes de las pruebas de selección universitaria auto reportadas.

¹ Para efectos de este estudio, se utilizó como salario el ingreso por la ocupación principal del individuo.

Tabla 4-1 Promedio reportados en la ELD según establecimiento.

Dependencia del Establecimiento	Salario Promedio	DE Salario	PSU promedio
Municipal	433.451	186.969	575,63
Particular Subvencionado	423.839	225.666	587,64
Otro Mercado laboral	575.277	353.718	608,16

Con respecto a los salarios promedio por dependencia, los profesores de las escuelas particulares subvencionadas reportan los salarios promedio más bajos, seguidos por las escuelas municipales. Los salarios de los egresados de pedagogía fuera que no ejercen como profesores aparecen 36% mayores a los salarios del sector particular subvencionado según los datos de la ELD. Los puntajes PSU reportados indican que en las escuelas municipales se tienen menores puntajes que en las escuelas particulares subvencionadas y que ambos son menores de quienes dejaron de ser profesores. Como se puede observar en la misma tabla, la desviación estándar de los salarios en el sector municipal es menor que la del particular subvencionado.

La base de datos de la PSU contiene 277.421 observaciones correspondientes a los alumnos que participaron en el proceso PSU del año 2009. Cuenta con información socioeconómica, antecedentes educacionales y los puntajes en las pruebas para cada individuo, entre las 110 variables para cada observación con las que cuenta. Dentro de la información socioeconómica que incluye se tiene el ingreso, número de personas y cuantas personas trabajan en el hogar. Con respecto a los padres del individuo, se tiene la educación de padre y madre, su situación ocupacional y su ocupación principal, entre otros. Los antecedentes educacionales incluyen el año de egreso de la enseñanza media, la situación de egreso, la dependencia y región de la escuela a la que asistió y el promedio de notas de Educación Media. Con respecto a los puntajes de las pruebas, se cuenta con el puntaje obtenido en las pruebas obligatorias de Lenguaje y Comunicación, y Matemática. También se tienen los puntajes obtenidos en las pruebas optativas de Historia y Ciencias Sociales, y Ciencias. Estos datos muestran una marcada diferencia en el promedio de PSU (lenguaje y matemáticas) de los alumnos egresados de escuelas municipales (472,1

puntos), particulares subvencionadas (501,06 puntos) y particulares pagadas (608,56 puntos).

La Encuesta CASEN 2009 fue aplicada entre noviembre y diciembre de 2009 a 71.460 hogares del país, tiene representatividad por zona urbana y rural, para las 15 regiones del país y para un total de 334 comunas. La encuesta cuenta con datos de identificación de los individuos como su comuna de residencia, su género, edad, educación, ingreso y la dependencia de los establecimientos. Cuando se usan los factores de expansión para realizar análisis estadísticos se cuenta con 6.232.559 individuos de los cuales 50.148 son profesores.

Una de las variables clave para el análisis es la calidad individual, como *proxy* de las habilidades en el trabajo y del costo de oportunidad en los distintos mercados, y que aproximamos por la PSU. En la base de datos de la ELD está la información del puntaje promedio de la prueba de Lenguaje y la de Matemática, reportada por los encuestados. Sin embargo, esta información no es confiable. En efecto, para el total de los encuestados en la ELD, el puntaje promedio de ambas pruebas se auto declara en 587,12 puntos. En contraste, el puntaje promedio PSU de los alumnos matriculados en las carreras de pedagogía fue de 515,2 (Consejo Nacional de Educación, 2010). Las diferencias se agudizan cuando se mira la dependencia de las escuelas a las que asistieron los docentes. Los alumnos de escuelas municipales obtuvieron en promedio en la PSU del año 2009 un puntaje de 472,1. Pese a que los alumnos de escuelas municipales tuvieron 38 puntos bajo la media del total de los alumnos que rinden la prueba, los profesores que provienen de esas escuelas reportaron 32 puntos más que el promedio de los alumnos de escuelas municipales que rindieron la PSU 2009. De manera similar los profesores que provienen de escuelas particulares subvencionadas reportan 38 puntos más que la media de la PSU 2009, mientras que para la muestra total de puntajes PSU 2009 quienes provienen de esos establecimientos obtienen 1 punto más que la media. Este sesgo a la sobre declaración no se observa en el caso de las escuelas particulares. Más aún, los puntajes reportados son explicados pobremente por variables que tienen un poder predictivo alto cuando se usan datos administrativos, como son la educación de los padres, la situación económica y la dependencia de la escuela de origen.

Las inconsistencias entre puntajes reportados y aquellos del proceso de selección universitaria hacen conveniente considerar nuevas medidas de calidad. Concretamente, comparamos el poder predictivo y la correlación con variables que sabidamente afectan el puntaje de las pruebas de acceso PSU tanto para el puntaje real como para el declarado, usando dos bases diferentes y siguiendo la literatura. Consideramos las variables socioeconómicas como el ingreso familiar, el género, las notas de enseñanza media, la educación de la madre y variables binarias para la región donde estudiaron y la dependencia del establecimiento al que asistieron (Klebanov, Brooks-Gunn, & Duncan, 1994; Haveman & Wolfe, 1995; Smith, Brooks-Gunn, & Klebanov, 1997). Para el total de los estudiantes que rindieron la PSU el año 2009 las variables propuestas tienen un 33,32% de poder explicativo de la varianza de los puntajes PSU. Para la muestra de la ELD, en cambio, tienen la mitad de poder explicativo con un R^2 de 15,94%. Más aún, algunas variables como la educación de la madre, son coherentes con la literatura en el caso de los resultados con los datos de la PSU 2009 y contrarios en el caso de los resultados de la ELD. Por lo anterior, consideramos la PSU imputada a los profesores de la muestra de la ELD como indicador de productividad o habilidad. Los promedios de puntaje PSU imputados pueden verse en la Tabla 4-2. (Para detalles de la imputación, véase Anexo A)

Tabla 4-2 PSU imputada a Profesores ELD con estimación CASEN 2009

	Índice de calidad
Profesores municipales	525,52
Profesores Particular Subvencionado	530,48
No ejercen como profesores	529,84

La información de salarios de la ELD entrega, naturalmente, sólo los salarios que los profesores ganan en el mercado en el que trabajan. Si observamos un profesor en el sector privado subvencionado, observamos su salario en éste, y no el salario al que podría acceder si estuviese trabajando en otro sector. Más aún, en el caso de los salarios reportados nuevamente la confiabilidad de ellos en la ELD es menor que en el caso de los salarios reportados en la encuesta CASEN. En efecto, una regresión lineal del logaritmo del salario que, siguiendo a Mincer (1974), considera cada sub sector j (profesores de sectores

municipales y particulares, e individuos que no son profesores) y donde se incluye la edad de los individuos E_i , la edad de los individuos al cuadrado E_i^2 , una variable *dummie* que toma valor 1 si el individuo tiene estudios universitarios Eu_i y el género G_i (véase, por ejemplo, Grogger & Eide, 1995; Kane & Rouse, 1995), determina peor ajuste y menos consistencia cuando se usan datos de la ELD que cuando se hace con la CASEN. Asimismo, las imputaciones de salario a partir de la CASEN son sustancialmente más consistentes, especialmente con la importancia que tiene un título universitario en el salario. Para efectos de este trabajo, es necesario contar con los salarios que los individuos de la muestra obtendrían si no ejercieran como profesores. Debido a la poca consistencia en los datos de salarios reportados en la ELD, se usan aquellos imputados con la CASEN. (Para detalles de la imputación, véase Anexo B).

5. RESULTADOS

Evidencia que sugeriría selección adversa sería que el promedio de calidad del sector municipal sea menor que el de otros sectores, aun cuando en éste los salarios no sean los más bajos. Un primer antecedente comparativo en Chile es que el salario promedio del sector municipal es efectivamente mayor que el observado en el sector particular subvencionado, lo que en conjunto con las mayores restricciones al despido, sugiere que tiene características de un sector laboral relativamente protegido. Ello se muestra según los salarios reportados de la ELD, presentados en la Tabla 5-1.

Tabla 5-1 Promedios reportados ELD según establecimiento

Dependencia del Establecimiento	Salario promedio ELD
Municipal	433.451
Particular subvencionado	423.839
Mercado no laboral	575.277

En cuanto a las diferencias de productividad entre sectores, un test de diferencia de medias entre ambos grupos permite concluir que la media de las distribuciones de calidad son distintas (al 99% de confiabilidad), con una media de los profesores de establecimientos municipales aproximadamente cinco puntos inferior a la de los profesores de colegios particulares subvencionados.

Más llamativo, la Figura 5-1 muestra que la distribución de calidad de los profesores del sector particular subvencionado está desplazada a la derecha, sugiriendo dominancia estocástica.

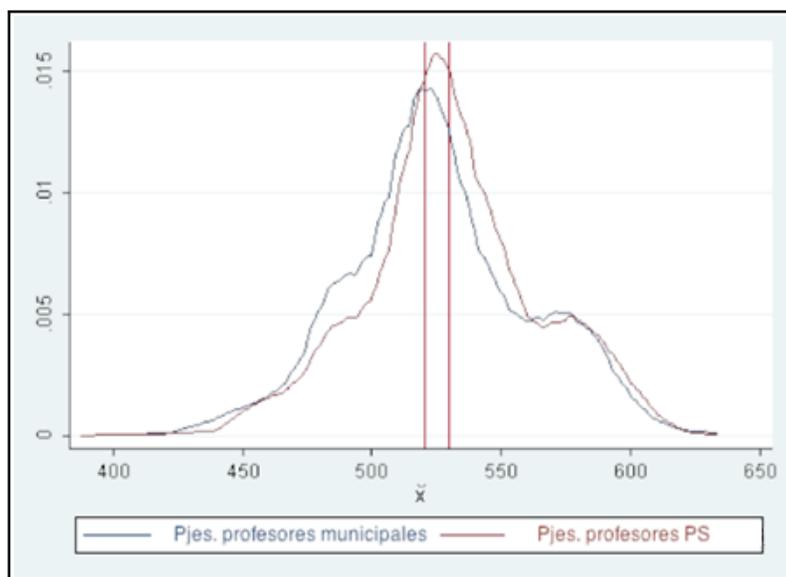


Figura 5-1 Distribuciones índice de calidad de profesores de establecimientos municipales y particulaes subvencionados. Fuente: ELD 2005

5.1 Selección Adversa

La hipótesis de existencia de selección adversa puede entenderse afectando el ejercicio como profesor respecto de otras ocupaciones, y selección adversa en contra del sector municipal, una vez que se ejerce como profesor. En relación a lo primero, la tabla 4 muestra los coeficientes marginales de la estimación de un modelo *probit*.²

² Se probaron otras especificaciones, añadiendo interacciones entre las variables propuestas. Se comprobó que estas interacciones no son significativas.

Tabla 5-2 Elección de ejercer como profesor (Probit, coeficientes marginales).

Variable	Coeficientes (Test-t)
Sueldo Noprof	1,78E-07* (14,64)
Años experiencia	-0,0138* (-24,95)
(Años experiencia)^2	0,127* (26,52)
Sexo (hombre=1)	-0,062* (-19,52)
Índice de calidad	-0,00025* (-5,92)
Núm. de obs.	146.118
Prob > chi2(4)=	0,0000
Pseudo R2	0,014
* p<0,05	

El coeficiente del salario de no ser profesor es contrario a lo esperado, y aunque estadísticamente significativo, tiene una magnitud despreciable. Los coeficientes asociados a la experiencia son en conjunto positivos y significativos, lo que refleja la composición etarea de los profesores y es consistente con la idea que el perfil de salarios premia la edad por sobre la productividad. Más pertinente a nuestro objetivo es el resultado del índice de calidad, donde se observa que su efecto es significativo. Su valor negativo sugiere que tener más aptitudes (medidas a través del índice de calidad) disminuye la probabilidad de que el egresado de pedagogía entre a una sala de clases a enseñar.

La Figura 5-2 ilustra este resultado para un profesor con características iguales al promedio, variando el puntaje imputado de la prueba de selección universitaria.

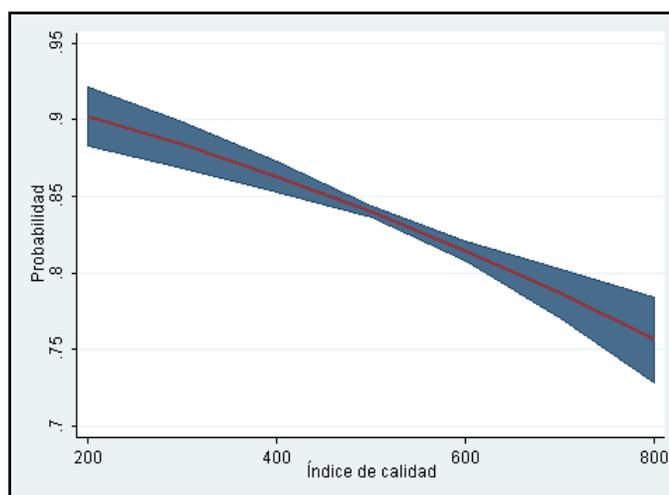


Figura 5-2 Probabilidad ejercer como profesor, de acuerdo a su puntaje PSU.

Una pregunta diferente dice relación con la probabilidad de ejercer como profesor en la enseñanza pública, condicional a ser profesor. La tabla 5 muestra los resultados de la estimación de un modelo multiprobit con las opciones de trabajar en el sector municipal, particular subvencionado o en otra ocupación.³ Esto implica que si el coeficiente de la variable es mayor que cero, a medida que la variable sube el individuo tiene menor probabilidad de trabajar en una escuela municipal (que es la alternativa base).

³ Se analizaron también modelos que incluían el salario en el sector municipal, e interacciones del salario con la calidad. Sin embargo, estas variables parecen no aportar al modelo.

Tabla 5-3 Elección de ejercer como profesor en distintos sectores (MProbit)

	Particular Subvencionado (Test-t)	Fuera del mercado (Test-t)
Sueldo Noprof	1,83E-0,6* (-29,27)	-2,16E-06* (-32,92)
Años experiencia	-0,05* (-99,54)	-0,023* (-44,47)
Sexo (hombre=1)	-0,217 (-12,79)	0,325* (19,33)
Índice de calidad	0,006 (29,04)	0,0041* (17,67)
Constante	-2,051* (-19,5)	-1,71* (-15,65)
	Núm. de obs:	145.927
	Prob > chi2(8)=	0,0000
	* p<0,05	

Nuevamente, la variable índice de calidad es significativa al 1% y su valor sugiere selección adversa. Más claramente, la Figura 5-3 muestra, en sus tres paneles, cómo cambia la probabilidad de trabajar en una escuela municipal (a), particular subvencionada (b) y fuera del mercado (c) cuando la calidad varía, con los otros factores en valor constante. La probabilidad de que un profesor ejerza en una escuela municipal registra una fuerte caída a medida que la calidad aumenta. En contraste, como se observa en el panel b) y c), la probabilidad de trabajar en una escuela subvencionada o fuera del mercado aumenta a medida que aumenta su índice de calidad.

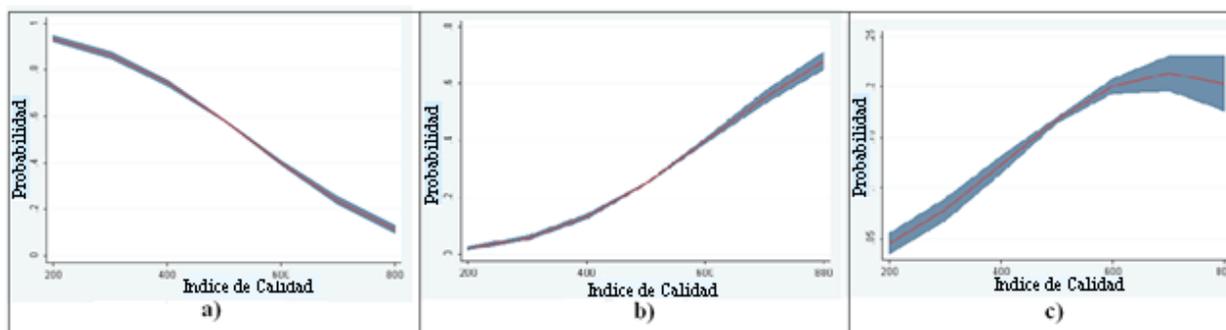


Figura 5-3 Probabilidad que el profesor ejerza en escuela municipal(a), particular subvencionada(b) y no ejerza como profesor (c)

6. CONCLUSIONES

La regulación laboral en el mercado laboral de profesores y lo hace susceptible de presentar selección adversa, particularmente en el caso del sector municipal, por su estructura de remuneraciones que premia los años de experiencia por sobre el desempeño. La evidencia sugiere que efectivamente éste es el caso; que los profesores de mayor habilidad, medida ésta por el puntaje de las pruebas de selección universitaria, se correlaciona negativamente con la probabilidad que un profesor ejerza como tal. Más aún, la evidencia muestra que si ejerce como tal, mientras mayor habilidad tiene, menos probable es que ejerza en el sector municipal.

Si bien no analizamos el origen mismo de la selección adversa, el que puede provenir de la elección de los profesores o de la elección de los municipios, el modelo desarrollado sugiere que una mala selección por parte de los municipios profundiza la concentración de los menos hábiles en sus aulas. De hecho, el mayor salario que existe en la educación municipal permitiría, en principio, acceder a los profesores más hábiles, lo que no obstante, no aparece apoyado por la evidencia.

Estos resultados tienen alta importancia para la política educacional. A partir de la década de 1990 el Estado ha hecho un gran esfuerzo por aumentar las remuneraciones de los profesores, con miras a reivindicar la profesión y mejorar la calidad de los profesores que enseñan en los establecimientos municipales. El aumento del orden de 200% en las remuneraciones reales entre 1990 y el 2011, tasa significativamente mayor que la del índice general de remuneraciones en el mismo lapso de tiempo, no provocará mejoras

satisfactorias sin procesos de selección y evaluación que premien a los más competentes y eventualmente, despidan a los menos. Sólo con un complemento de ese tipo se avanzará a entregar una educación pública de mejor calidad.

BIBLIOGRAFÍA

7. Bibliografía

Akerlof, G. (1970). The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism. *The Quarterly Journal of Economics* , 84 (3), 488-500.

Araneda, P., & Beyer, H. (2009). Hacia un estado más efectivo en educación: una mirada a la regulación laboral docente. *Un mejor estado para Chile* , 403-446.

Ballou, D. (1996). Do Public Schools Hire the Best Applicants? *The Quarterly Journal of Economics* , 111 (1), 97-133.

Barber, M., & Mourshed, M. (2008). *Cómo hicieron los sistemas educativos con mejor desempeño del mundo para alcanzar sus objetivos*. McKinsey & Company.

Biblioteca del Congreso Nacional de Chile. (1997). *Estatuto Docente*. Chile.

Bravo, D., Flores, B., & Medrano, P. (2010, Diciembre). ¿Se premia la habilidad en el mercado laboral docente? ¿Cuánto impacta en el desempeño de los estudiantes? *Serie Documentos de Trabajo* .

Cabezas, V., Gallego, F., Santelices, V., & Zahri, M. (2011). Factores Correlacionados con las Trayectorias Laborales de Docentes en Chile, con Especial Énfasis en sus Atributos Académicos. Santiago: Ministerio de Educación.

Cox, C. (2003). *Las políticas educacionales de Chile en las últimas dos décadas del siglo XX*.

Consejo Nacional de Educación. (2010). *Indices 2010*.

DEMRE. (2011). *Documentos Técnicos*. From http://www.demre.cl/doc_tec_trat_ptjes.htm

DEMRE. (2009). Prueba de Selección Universitaria.

Grogger, J., & Eide, E. (1995). Changes in College Skills and the Rise in the College Wage Premium. *The Journal of Human Resources* , 30 (2), 280.

Haveman, R., & Wolfe, B. (1995). The determinants of children's attainments: A review of methods and findings. *Journal of Economic Literature* , 33, 1829-1878.

Hanushek, E., Kain, J., & Rivkin, S. (1999). *Do Higher Salaries Buy Better Teachers?*

Hoxby, C., & Leigh, A. (2005). Wage Distortion: Why America's top female college graduate aren't teaching. *Education Next* , 5 (2).

- Hoxby, C., & Leigh, A. (2004). Pulled Away or Pushed Out? Explaining the Decline of Teacher Aptitude in the United States. *American Economic Review* , 94 (2), 236-2410.
- Kane, T., & Rouse, C. (1995). Labor-Market Returns to Two and Four-Year College. *The American Economic Review* , 85 (3), 600-614.
- Klebanov, P. K., Brooks-Gunn, J., & G.J., D. (1994). Does neighborhood and family poverty affect mothers' parenting, mental health, and social support? *Journal of Marriage and the Family* , 56, 441-455.
- Lazear, E. (2003). Teacher incentives. *Swedish Economic Policy Review* , 10, 173-214.
- Larrondo, T., Figueroa, C., Lara, M., Caro, A., Rojas, J., & Gajardo, C. (2007). Desarrollo de Habilidades Básicas en Lenguaje y Matemáticas en Egresados de Pedagogía. Un Estudio Comparativo.
- Murnane, R., & Olsen, R. (1990). The effects of salaries and opportunity costs on length of stay in teaching: Evidence from North Carolina. *Journal of Human Resources* , 25, 106-124.
- Manski, C. F. (1987). Academic ability, earnings, and the decision to become a teacher: Evidence from the national longitudinal study of the high school class of 1972. (D. Wise, Ed.) *Public sector payrolls* , 291-312.
- Meckes, L., & Bascopé, M. (2010). Caracterización de las instituciones formadoras de docentes de Educación Básica y destino laboral de sus egresados. Chile.
- Mizala, A., & Romaguera, P. (2001). Regulación, incentivos y remuneraciones de los profesores en Chile. *Documentos de Trabajo, Universidad de Chile* (116).
- Mincer, J. A. (1974). Schooling and Earnings. En J. A. Mincer, *Schooling, Experience, and Earnings* (págs. 41-63).
- Ministerio de Educación. (2005). Encuesta Longitudinal Docente. Chile.
- Ministerio de Educación. (2009). *Informe de resultados nacionales SIMCE*.
- Ministerio de Desarrollo Social. (2009). Encuesta de Caracterización Socio-Económica Nacional.
- Ministerio de Planificación, Chile. (2010). *Manual de Usuario, CASEN 2009*. Manual de Usuario.
- Ondrich, J., Pas, E., & Yinger, J. (2008). The Determinants of Teacher Attrition in Upstate New York. *Public Finance Review* , 36 (1), 112-144.
- Perry, N. (1981). New Teachers: Do the Best Get Hired? *Phi Delta Kappan* , 58, 136-114.

Pigge, F. (1985). Teacher Education Graduates: Comparisons of Those Who Teach and Do Not Teach. *Journal of Teacher Education* , 36, 27-28.

Podgursky, M., Monroe, R., & Watson, D. (2004). The academic quality of public schools teachers: an analysis of entry and exit behavior. *Economics of Education Review* , 23, 507-518.

Sanders, W., & Rivers, J. (1996). *Cumulative and Residual Effects of Teachers on Future Student Academic Achievement*. Knoxville: University of Tennessee Value-Added Research and Assessment Center.

Smith, J., J., B.-G., & Klebanov, P. (1997). Consequences of living in poverty for young children's cognitive and verbal ability and early school achievement. (J. Smith, & B.-G. J., Eds.) *Consequences of growing up poor* , 132-189.

Southwick, L., & Gill, I. (1997). Unified salary schedule and student SAT scores: Adverse effects of adverse selection in the market for secondary school teachers. *Economics of Education Review* , 16 (2), 143-153.

Solow, R., & McDonald, I. (1985). Wages and Unemployment in a Segmented Labor Market. *The Quarterly Journal of Economics* , 100 (4), 1115-1141.

Roy, A. (1951). Some Thoughts on the Distribution of Earnings. *Oxford Economics Papers* , 3 (2), 135-146.

Rodríguez, D. (2009). *Salario y productividad en la educación municipal: una propuesta*.

Tobón, D., Restrepo, P., & Ríos, P. (2007). Selección adversa en la convocatoria docente para educación primaria, media y básica en Colombia. *Lecturas de Economía* .

ANEXOS

ANEXO A : ÍNDICE DE CALIDAD

Para generar un índice de calidad para la muestra de la ELD, primero se estima el modelo en la Ecuación (A.1) con la muestra de la PSU 2009.

$$PSU_i = \beta_0 + \beta_I * I_i + \beta_G * G_i + \beta_{NEM} * NEM_i + \beta_4 * M_i + \beta_{DRM} * D_{RM_i} + \beta_{D_P} * D_{P_i} + \mu_i \quad (A.1)$$

Los resultados obtenidos en la estimación fueron:

Tabla A-1 Resultados estimación PSU 2009

Fuente	SS	df	MS	Núm. de obs.	
Modelo	847600863	6	141266811	240681	Prob > F= 0,0000
Residuos	1,6961e+0924	74	7047,33095		R-squared 0,3332
Total	2,5437e+0924	80	10568,8474		Adj R-squared 0,3332
					Root MSE 83,948

PSU	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Intervalo confianza]	
Ingreso hogar	0,0001875	1,06E-06	176,08	0,0000	0,0001854	0,0001896
RM	2,546265	0,3672027	6,93	0,0000	1,826557	3,265973
Particular	7,135022	0,3481062	20,5	0,0000	6,452743	7,817301
NEM	41,09954	0,2008301	204,65	0,0000	40,70591	41,49316
Sexo	-16,90805	0,3466806	-48,77	0,0000	-17,58754	-16,22857
Edad madre	6,630463	0,1925785	34,43	0,0000	6,253014	7,007912
Constante	212,946	1,266492	168,14	0,0000	210,4638	215,4283

Con estos coeficientes, se imputa un puntaje PSU a los individuos de la ELD, siguiendo la Ecuación (A.2):

$$PSU_i = 212,94 + 0,00018 * I_i - 16,9 * G_i + 41,09 * NEM_i + 6,63 * M_i + 2,54 * D_{RM_i} + 7,13 * D_{P_i} + \mu_i \quad (A.2)$$

Para realizar esta imputación, es necesario tener el ingreso familiar de los individuos de la ELD. Sin embargo, por motivos ya explicados se considera que los ingresos reportados en la ELD no son confiables, por lo que se ocupan imputaciones de la encuesta CASEN. Para este efecto, se estima un modelo como el de la Ecuación (A.3), pero para los ingresos familiares de los individuos.

$$\ln(Wf_i^j) = \beta_0 + \beta_1 * E_i + \beta_2 * E_i^2 + \beta_3 * Eu_i + \beta_4 * G_i + \varepsilon_i \quad (A.3)$$

Los detalles de la estimación del ingreso familiar, con los datos de la encuesta CASEN 2009 se presentan a continuación:

Tabla A-2 Estimación ingreso familiar, CASEN

Fuente	SS	df	MS	Núm. de obs.	11822969
Modelo	1524270,03	4	381067,507	Prob > F=	0
Residuos	8402541,71	64	0,71069	R-squared	0,1536
Total	9936811,89	68	0,83962	Adj R-squared	0,1536
				Root MSE	0,84303

Ingreso familiar	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Intervalo confianza]	
Edad	0,0165697	0,000069	240,02	0	0,0164344	0,016705
Edad2	-0,0001842	0,000000705	-261,33	0	-0,0001855	-0,0001828
Univ	0,8135012	0,0005916	1375,09	0	0,8123416	0,8146607
Sexo	0,0833976	0,000492	169,52	0	0,0824334	0,0843618
Constante	12,70481	0,0015747	8068,17	0	12,70172	12,7079

Al aplicar estos resultados a los individuos de la ELD, se obtienen los ingresos familiares de la muestra que se presentan en la Tabla A-3

Tabla A-3 Ingresos familiares imputados a los individuos de la ELD con estimación CASEN 2009

	Salario imputado promedio
Profesores municipales	1.002.746
Profesores Particular Subvencionado	1.012.447
No ejercen como profesores	1.000.319

Contando con estos ingresos familiares, se puede hacer la imputación de los puntajes PSU mostrada en la Ecuación (A.2) para la muestra de la encuesta longitudinal docente, obteniendo los siguientes resultados:

Tabla A-4 Índice de calidad imputado a los individuos de la ELD con estimación CASEN
2009

	Índice de calidad
Profesores municipales	525,52
Profesores Particular Subvencionado	530,48
No ejercen como profesores	529,84

Este es el índice de calidad usado en los análisis.

ANEXO B : ÍNDICE DE SALARIO

Para encontrar el salario que los individuos egresados de pedagogía obtendrían trabajando fuera del mercado, se estimó el modelo del ingreso descrito en la Ecuación B.1, con la muestra de la encuesta CASEN 2009 para todos los individuos de la encuesta que no eran profesores.

$$\ln(W_i^j) = \beta_0 + \beta_1 * E_i + \beta_2 * E_i^2 + \beta_3 * Eu_i + \beta_4 * G_i + \varepsilon_i \quad (B.1)$$

Los resultados de esta estimación se presentan a continuación:

Tabla B-1 Estimación ingreso, CASEN 2009

Fuente	SS	df	MS	Núm. de obs.	
Modelo	1158616,22	4	289654,055	6154372	Prob > F= 0
Residuos	3154773,146	67	0,512		R-squared 0,2686
Total	4313389,366	71	0,70086		Adj R-squared 0,2686
					Root MSE 0,71597

Ingreso familiar	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Intervalo confianza]	
Edad	0,057167	0,0001253	404,74	0	0,0504711	0,0509623
Edad2	-0,0004788	0,0000014	-332,29	0	-0,0004816	-0,0004759
Univ	0,8664834	0,0006524	1328,19	0	0,8652048	0,867762
Sexo	0,3778004	0,0005958	634,15	0	0,3766327	0,378968
Constante	10,84903	0,002615	4148,84	0	10,8439	10,85415

Con estos coeficientes, se imputó un salario a los individuos de la ELD, siguiendo la fórmula:

$$\ln(W_i^j) = 10,84 + 0,05 E_i + 0,0004E_i^2 + 0,866Eu_i + 0,377G_i + \varepsilon_i \quad (B.2)$$

De esta manera, se obtuvieron salarios imputados de ejercer fuera del mercado laboral para toda la muestra de la ELD, con los coeficientes calculados con la encuesta CASEN 2009 para todos los individuos de la muestra, expuestos en la Tabla B-2.

Tabla B-2 Salarios de no profesor, imputado a ELD

	Salario imputado promedio
Profesores Municipales	467.958
Profesores Particular Subvencionado	451.520
No ejercen como profesores	461.722