



“Trabajadores por Cuenta Propia: ¿Hacen Filas para Trabajos Asalariados? Evidencia para Chile”

**TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE
MAGÍSTER EN ECONOMÍA**

Alumno: Roberto Gillmore Vargas

Profesores Guías: Esteban Puentes y Dante Contreras.

Santiago, Diciembre de 2012

Trabajadores por Cuenta Propia: ¿Hacen Filas para Trabajos Asalariados? Evidencia para Chile.

Roberto Gillmore Vargas

10 de Diciembre 2012

Abstract

Este paper investiga si la decisión de ser cuenta propia es voluntaria o es parte de un mecanismo de no libre acceso al sector asalariado en el mercado laboral chileno. Se utiliza un modelo de doble selección donde en la primera etapa el trabajador elige participar en el sector asalariado o cuenta propia. Si escoge el sector asalariado, entra a una cola donde, en una segunda etapa, el empleador escoge a quien contratar. Los que sean elegidos, pertenecerán al sector asalariado, los que no, serán excluidos del sector asalariado, quedando como única opción el sector cuenta propia. La evidencia muestra el no libre acceso al sector asalariado y válida la hipótesis de colas en trabajos asalariados para individuos cuenta propia. Se encuentra que individuos con mayor escolaridad tienden a desear más cambiarse a un trabajo asalariado y tienen mayor probabilidad de moverse a uno, en cambio, individuos que tienen un padre cuenta propia desean más un trabajo cuenta propia y aquellos pertenecientes a una etnia tienen menor probabilidad de moverse a un trabajo asalariado. Posteriormente, se estiman las ecuaciones de salarios del sector cuenta propia y asalariado controlando por sesgo de selección. Los resultados sugieren que aquellos trabajadores más probables de elegir el sector asalariado ganan un salario más alto del esperado en ambos sectores. Además, trabajadores con mayor probabilidad de ser elegidos por los empleadores ganan un salario menor del esperado en el sector asalariado, mientras que los menos probables, ganan un salario más alto del esperado en el sector cuenta propia.

Keywords: No Libre Acceso al Sector Asalariado, Trabajo por Cuenta Propia, Trabajo Asalariado, Modelo de Doble Selección.

1 Introducción

En Chile, la evidencia de la encuesta Casen 2009 indica que el 20,1% de los trabajadores corresponden a trabajadores por cuenta propia, la gran cantidad de personas que se auto emplean hace que sea interesante estudiar y caracterizar a este tipo de trabajador. Por un lado, el trabajo por cuenta propia está asociado a beneficios que lo hacen deseable tales como la flexibilidad laboral¹ y la no obligación a cotizar en un sistema previsional, por ende, el trabajador se queda, si quiere, con todo el salario que percibe. De esta manera, ser cuenta propia puede ser el resultado de un proceso de maximización de utilidad por parte del trabajador en que cuantifica los beneficios de ser cuenta propia como más altos que los costos. Por otro lado, existe evidencia de Contreras, Puentes y Sanhueza (2009) de que el trabajo por cuenta propia está asociado con precarias condiciones de trabajo. Reafirmando este punto, Aronson (1991), Carrington et al (1996) y Sullivan and Smeeding (1997) argumentan que trabajadores cuenta propia informales ganan menos que trabajadores de las mismas características en el sector asalariado formal. Adicionalmente, el autoemplearse está asociado con variabilidad en los ingresos, lo que podría ser negativo para trabajadores que tienen familias, por ejemplo, ya que no tienen certeza sobre los ingresos con los cuales contarán mes a mes.

La evidencia, en base a Casen 2009, revela que los hombres asalariados que son jefes de núcleo familiar ganan un 39% más de salario que los cuenta propia de estas mismas características, mientras el salario promedio de los asalariados es \$419.156² pesos, el de los cuenta propia es de \$301.889³ pesos⁴. Por otra parte, trabajadores por cuenta propia tienen más edad, menor escolaridad, cotizan menos en los sistemas previsionales, pertenecen con mayor probabilidad a una etnia y tienen un padre cuenta propia con mayor probabilidad. A la luz de estos resultados, trabajadores asalariados, además de percibir salarios más altos, están asociados a beneficios complementarios obligatorios como acceso a seguros de desempleo y salud y otros beneficios como: bonos anuales, vacaciones pagadas, contratos indefinidos en algunos casos. Se puede argumentar entonces que los trabajadores asalariados están más protegidos⁵. Aun así, este tipo de trabajos está asociado a altos costos de contratación y despido. La evidencia presentada anteriormente sugiere la existencia de peores condiciones laborales para los trabajadores cuenta propia en el mercado chileno. Sin embargo, estas diferencias salariales entre dos trabajadores de las mismas características no deberían ser suficientes para concluir que están en peores condiciones. Autores como Carneiro y Henley (2001) o Gong y van Soest (2002) argumentan que características no observables afectan la selección de un sector en particular, por ende, la autoselección y no libre acceso a un sector por parte de un tercero podrán ser compatibles con estas diferencias salariales.

Por los motivos anteriormente mencionados ser cuenta propia puede ser una opción o ser parte de un mecanismo asociado al no libre acceso al sector asalariado en el mercado del trabajo. Maloney (1997) argumenta que las diferencias salariales entre dos trabajadores de dos sectores distintos no son buenos guías de peores condiciones laborales asociadas a la no posibilidad de entrar a un sector por parte de trabajadores con ciertas características. Maloney propone testear la existencia

¹La posibilidad de elegir la cantidad y distribución de horas para trabajar.

²Monto equivalente a 873 dólares aproximadamente

³Monto equivalente a 629 dólares aproximadamente.

⁴Basados en la corrección propuesta por Bravo y Valderrama (2011), quienes argumentan que los salarios de Casen son ajustado de modo que coincidan con las Cuentas Nacionales, siendo ésta una práctica que altera la distribución de ingresos. El ingreso de los asalariados es dividido por 1.01 y el de los cuenta propia por 1.976

⁵A pesar de esto, un 10% de los asalariados son informales. Esto quiere decir que no cuentan con contrato, lo que los hace perder gran parte de los beneficios no pecuniarios ya mencionados. Sin embargo, esto no resta el hecho de que reciben un salario periódicamente, lo que hace que reduce su varianza. Por ello, pueden suavizar mejor sus decisiones de consumo e inversión

de filas para trabajos asalariados, las cuales serían un indicador más claro de la existencia de no libre acceso a un sector en particular. En esta misma senda, Asea (1996) sugiere que en economías en desarrollo el sector informal es una consecuencia de imperfecciones de mercado inherentes a los países en desarrollo, por ende, se formarán colas para trabajos formales. Soares (2004) argumenta que este mecanismo de filas nos indicaría la existencia de rigideces en el mercado laboral causado por la excesiva regulación o la eficiencia en la asignación de salarios o una mezcla de ambas. Entonces, la existencia de una cola puede ser interpretada como no libre acceso al sector asalariado en el mercado laboral. Las implicancias de largo plazo serían la mayor desigualdad y pérdida de eficiencia en la economía debido a que los trabajos asalariados vienen con beneficios adicionales, incluyendo pensiones y seguros de salud que no están disponibles para trabajadores cuenta propia de forma obligatoria. De esta manera, si la decisión de ser cuenta propia no es voluntaria, es decir, si algunos trabajadores prefieren un trabajo asalariado, pero no lo obtienen mientras que trabajadores similares al mismo tiempo lo tienen, se puede sugerir la idea de no libre acceso a este sector. Para estos trabajadores excluidos un trabajo asalariado se hace deseable. Este estado implica pérdida de beneficios existentes en el sector asalariado, lo que genera mayor desigualdad a través del tiempo.

Una forma de aproximarse a medidas de filas para trabajo asalariados es analizar el porcentaje de trabajadores que estarían dispuestos a cambiarse de trabajo. La Encuesta Casen 2009 evidencia que del total de trabajadores de la muestra⁶, el 20,5% es cuenta propia, de este porcentaje el 7,2% le gustaría trabajar por el mismo salario como asalariado, lo que equivale a un tercio de los cuenta propia totales de la muestra⁷. Adicionalmente, se encuentra que los trabajadores que les gustaría cambiarse de un trabajo por cuenta propia a un trabajo asalariado tienen menores salarios que trabajadores cuenta propia que no se cambiarían.

La regulación del mercado del trabajo también ha sido vinculada al trabajo por cuenta propia, por ejemplo, Montenegro y Pagés (2007) estudian el impacto del cambio en la legislación laboral en el cociente empleo/población para los más jóvenes. El caso más notorio fue el de 1990 en donde se les exige a las empresas justificar los despidos. Esta nueva ley, a diferencia de las anteriores, exigía una compensación para los trabajadores cuando el despido fuese justo. Esta compensación sólo sería aplicada para personas contratadas después de Agosto de 1981. Como se puede intuir, el cambio en legislación aumentó el costo potencial de contratación para estos individuos. Producto de ello, se observó una caída en el cociente empleo/población para las personas más jóvenes. Es decir, las personas que entraron al mercado laboral después de Agosto de 1981. Como esta ley fue expresa en señalar a quiénes afectaba, la misma no tuvo impacto en el cociente empleo / población para las personas adultas y tampoco para los trabajadores cuenta propia. En esta misma senda, Montenegro y Pagés (2003) evalúan los efectos de las regulaciones laborales en Chile, encontrando efectos negativos sobre el empleo formal y además, las regulaciones aumentan la probabilidad de mujeres e individuos de bajas habilidades a ser trabajadores por cuenta propia. Las ideas anteriores son compatibles con no libre acceso al sector asalariado.

Otro factor consistente con la existencia de una fila es el mismatch existente entre las habilidades que espera el empleador y las habilidades de los trabajadores. Bassi y Urzúa (2010) encuentran que en Latinoamérica las habilidades adquiridas en la educación secundaria son cada día menos valoradas por los empleadores. Ellos argumentan que las oportunidades para trabajadores con

⁶Trabajadores hombres, jefes de núcleo familiar entre 23 y 60 años sin incluir a los empleadores

⁷Para una mayor discusión acerca de la validez de la pregunta dirigirse a sección Datos.

educación secundaria son buenas, hay puestos disponibles con altos salarios y oportunidad de progresar, sin embargo, la competencia para conseguir estos trabajos y permanecer es intensa y selectiva, lo cual es un argumento a favor de nuestra hipótesis de existencia de colas para trabajos asalariados. En particular, los empleadores buscan en mayor medida habilidades socioemocionales que de conocimiento o específicas a su sector.

Adicionalmente, es importante entender la estrecha relación que existe entre el trabajo informal y cuenta propia en Latinoamérica. En muchos países en desarrollo el trabajo cuenta propia es visto como una forma de trabajo informal, tal como argumenta Dawson et al (2009). Se definirá trabajo informal como la no contribución al sistema social de seguridad y/o falta de contrato, definición utilizada por la OIT. Schneider (2002) encuentra que países desarrollados tienen un bajo nivel de trabajo informal, mientras que países en desarrollo el porcentaje es alto. Siguiendo esta idea, Contreras, Puentes y Sanhueza (2007) sugieren que el trabajo cuenta propia está asociado, en países en desarrollo, a precarias condiciones de trabajo, vulnerabilidad e inestabilidad o informalidad laboral. Un trabajador cuenta propia debería cotizar en un sistema previsional, sin embargo, Peticara y Celhay (2009) muestran que desde 1988 hasta 2006 en Chile la tasa de trabajadores hombres independientes que son informales ha decrecido desde un 72,7% en 1988 hasta un 69,3% en 2006 mientras que trabajadores hombres asalariados que son informales en 1988 eran el 25,9% y en 2006 el 21,8%, mostrándonos que el nivel de informalidad se ha mantenido constante a través de los años, siendo muy alto para trabajadores independientes. El hecho de que la tasa de informalidad sea tan alta radica en que los trabajadores independientes no están obligados a cotizar en el sistema previsional hasta el año 2011⁸. Analizando los datos de la muestra, hombres cuenta propia entre 23 y 60 años que son jefes de núcleo familiar, el 50,9% responde que no cotiza en un sistema previsional, mostrando un nivel alto de informalidad para este año. La baja tasa de cotización es una razón adicional para estudiar el trabajo por cuenta propia, ya que las cotizaciones financian las pensiones de vejez, invalidez y sobrevivencia, además de las prestaciones de salud del propio afiliado. Producto de ello, las personas que no cotizan no podrán contar con ingresos para la vejez, ni con un buen plan de salud, ni tener un soporte en el caso de ser despedidos o quedar imposibilitados para trabajar.

Este trabajo busca modelar la asignación de individuos a trabajos asalariados y cuenta propia. Investigadores como Pozzoli y Ranzani (2006) y Carneiro y Henley (2001) entre otros, modelan la decisión de entrar al sector formal o informal, luego de estimar los determinantes de autoselección, corrigen las ecuaciones de salarios de trabajadores formales e informales. Esta idea es tomada del modelo de autoselección de Roy (1951), quien demuestra que el trabajador elige el sector donde es más productivo y muestra como varía el flujo y stock de trabajadores con shocks a la demanda en el producto de cada sector. Sin embargo, es cuestionable este mecanismo, ya que podría existir una forma de autoselección más compleja.

Por la razón anterior, este paper contribuye con evidencia respecto el grado de autoselección en la decisión de ser un trabajador cuenta propia, pero además agrega un componente de no libre acceso al sector asalariado. Para ello, se estima un modelo de doble selección para el año 2009 para entender como trabajadores son asignados en el sector cuenta propia o asalariado. El modelo que se estima tiene una fase de autoselección, la cual será llamada ecuación “en la fila”, en el espíritu

⁸Desde el año 2011 cotizar será voluntario, desde el año 2015 será obligatorio, pero sólo para trabajadores con honorarios.

del modelo de Roy, en el cual los trabajadores eligen el sector que les entrega mayor utilidad. Se agrega a esto una nueva ecuación, la probabilidad de moverse a un empleo asalariado, en que se asume que no todos los individuos que quieren ser asalariados pueden serlo. Empleadores seleccionarán trabajadores de la fila y los no seleccionados se irán al sector cuenta propia. Esta última ecuación se llama “elegido de la fila”. Cabe mencionar que esta es una modelación reducida del equilibrio en el mercado del trabajo.

A partir de la pregunta presente en la encuesta Casen 2009 de si trabajadores cuenta propia por el mismo salario se cambiarían a un trabajo asalariado, se puede aproximar cuales trabajadores cuenta propia estuvieron en la fila de un trabajo asalariado y quienes no, de esta manera se puede utilizar un Probit Bivariado con sesgo de selección, el cual permite identificar los parámetros con mayor facilidad a diferencia de un Probit con Observabilidad Parcial usado por Puentes y Contreras (2009). La estimación del modelo reducido se hace para un momento en el tiempo, por ende, toma en cuenta los ingresos que tienen los trabajadores en ese instante. Debido a esto, no es posible cuantificar el efecto que tendría la varianza de los ingresos que podrían tener los trabajadores cuenta propia a través del tiempo sobre la decisión de cambiarse a un trabajo asalariado. Al mismo tiempo, no se sabe si en el pasado trabajadores por cuenta propia deseaban cambiarse a un trabajo asalariado, o si buscaron alguno durante su vida laboral.

La estimación del modelo de doble selección indica que sólo educación superior está positivamente correlacionada con la probabilidad de estar en la cola y ser elegido de la cola, por ende, trabajadores con escolaridad superior son más probables de ser asalariados. Con respecto a características del hogar, si el padre del individuo fue cuenta propia e ingreso no laboral per cápita están negativamente relacionado con la probabilidad de desear estar o querer cambiarse a un trabajo asalariado. El número de niños menores a 6 años está negativamente correlacionado con la probabilidad de querer ser o cambiarse al sector asalariado y tener pareja está positivamente correlacionado. En términos de variables de demanda, existe evidencia de que individuos que pertenecen a una etnia tienen menor probabilidad de moverse a un trabajo asalariado, lo cual sugiere no libre acceso en el mercado del trabajo. Además educación superior está positivamente correlacionado con moverse a un trabajo asalariado, por lo cual cuenta propia está relacionado con baja escolaridad, que está asociada a baja productividad. Por último, la correlación entre las ecuaciones de “en la fila” y “elegido de la fila” es estadísticamente significativa, lo cual indica la relevancia estadística del modelo de doble selección.

Como era de esperarse, las ecuaciones de salario sugieren evidencia de que los años de escolaridad están positivamente correlacionados con el salario, tanto para el grupo asalariado como el de cuenta propia. Edad y etnia sólo afectan los retornos de los asalariados, de forma positiva y negativa respectivamente. Vivir en un lugar urbano está positivamente correlacionado con salarios tanto para los trabajadores asalariado como para los cuenta propia. Por otro lado, se encuentra evidencia de autoselección en ambos sectores: individuos más probables de estar en la fila tienen ventajas absolutas, ganan un salario más alto del esperado en ambos sectores. Por otro lado, los más probables de ser elegidos de la fila tienen un efecto negativo sobre sus retornos en el sector asalariado mientras que los menos probables de ser elegidos ganan un salario más alto de lo esperado en el sector cuenta propia.

El resto de este paper se organiza de la siguiente manera: la segunda sección analiza la lit-

eratura sobre el trabajo cuenta propia; la tercera sección argumenta la presencia de colas para trabajos asalariados y sus consecuencias sobre la estimación; la cuarta sección presenta la metodología utilizada para la estimación; la quinta sección detalla los datos utilizados; la sexta sección muestra los resultados y la séptima sección resume las principales conclusiones.

2 Revisión de Literatura

En la literatura existen distintas miradas sobre el trabajo cuenta propia. Una parte de ella muestra evidencia de que ser cuenta propia está asociado a nuevos negocios, mejores salarios y a más beneficios no pecuniarios. Mientras que la otra parte muestra que ser cuenta propia está asociado a informalidad, bajos salarios, vulnerabilidad y pobres condiciones laborales. Además, la literatura señala distintas visiones sobre las características de los trabajadores cuenta propia.

Por un lado, Estrin y Mickiewicz (2010), Earle y Sakova (1998) y Blanchflower (2000) señalan que el sector cuenta propia explora nuevas oportunidades para que los trabajadores desarrollen nuevos negocios, aumentado el grado de competencia en el mercado y generando bienestar en la economía. Esta visión está asociada a países desarrollados tal como argumenta Blanchflower (2000).

Siguiendo esta idea, autores como Carneiro y Henley (2001), Yamada (1996) y Saavedra y Chong (1999) encuentran salarios competitivos entre trabajadores cuenta propia informales y asalariados. Por este motivo argumentan que si los salarios del grupo cuenta propia son menores es debido a que estos trabajadores son menos educados, tienen menos experiencia o su capital humano está asociado más a ese tipo de trabajos y no por algún tipo de segmentación laboral. Por esta razón, ser cuenta propia se hace deseable, no tan sólo debido a los salarios competitivos, sino por los beneficios presentes en este sector, entre los cuales se encuentran beneficios no pecuniarios como flexibilidad de horas trabajadas y beneficios monetarios tales como la posibilidad de evadir impuestos, autores como Soares (2004), Blau (1987) y Hamilton (2000) señalan esto.

Por otro lado, Hughes (2003), Llisterri et al (2006), Earle y Sakova (1998) y Temkin (2009) argumentan que la elección de auto emplearse es una estrategia de supervivencia, entendida como la incapacidad por parte del trabajador para encontrar un trabajo como asalariado, esto último en parte porque existe libre acceso al sector cuenta propia. De esta manera, este tipo de trabajo está asociado a bajos salarios, lo que implica baja productividad, vulnerabilidad y pobres condiciones laborales, tal como señalan Bargain y Kwenda (2011) y Cea et al (2009). Esta visión, de bajas habilidades, está asociada a países en desarrollo tal como argumenta Maloney (1999).

Un aspecto importante es el que mencionan Bajerjee y Duflo (2005). Ellos señalan que si existen restricciones al crédito financiero podría haber emprendimientos que nunca llegarían a realizarse o se realizarían en escalas no óptimas. Esto último es relevante, ya que las oportunidades para comenzar un negocio en países desarrollados están altamente correlacionadas con el capital financiero. Por ende, las facilidades son mucho mayores en relación a países en desarrollo donde el capital financiero no es uno de los principales determinantes de empezar un negocio, tal como menciona Narita (2011).

En relación a las características de los trabajadores por cuenta propia, se encuentra una relación

negativa entre edad y la probabilidad de ser cuenta propia. Este hecho es señalado por Saavedra y Chong (1999), Puentes et al (2006) y Blanchflower (2000). Contrario a lo anterior, Fuchs (1981) encuentra evidencia de que la probabilidad de ser cuenta propia aumenta con la edad. Por otro lado, Fairlie y Meyer (1999) encuentra que los hombres afro-americanas son un tercio más probables de ser cuenta propia que los hombres de raza blanca en EEUU, lo cual sería evidencia a favor de diferencias por etnia. Investigaciones como Cea et al (2009) y Co, Gang y Yun (2005) señalan que la escolaridad está negativamente correlacionada con la probabilidad de ser cuenta propia, sin embargo, el primero estudio se realiza un país en desarrollo como Chile y el segundo en Hungría en los años 90, cuando estaba transformándose una economía de mercado. Contrario a lo anterior, Blanchflower (2000) encuentra una relación positiva entre escolaridad y la probabilidad de ser cuenta propia, pero este estudio está hecho para países de la OCDE.

Respecto a la literatura del trabajo por cuenta propia en que se investigue el no libre acceso a un sector en el mercado laboral, se encuentran las investigaciones de Pisani y Pagán (2003), Soares (2004) y Puentes y Contreras (2009). Los autores encuentran evidencia de colas para trabajos formales. De esta manera, trabajadores informales hacen filas para obtener un trabajo formal, por ello, el trabajo informal es sólo un estado de espera por una mejor oportunidad, evidencia de existencia rigideces en el mercado laboral. En esta senda, Soares (2004) para Brasil, encuentra evidencia de autoselección y colas de espera para trabajos formales, pero la manera en que actúa la autoselección varía a través de los grupos. Por ejemplo, trabajadores que son más probables de ser contratados por los empleadores ganan un salario más bajo del esperado en el sector formal mientras que en el sector informal los menos probables de ser contratados son lo que ganan más en el sector informal. Siguiendo esta idea, Co, Gang y Yun (2005) señalan la existencia de autoselección en Hungría, pero ésta afecta positivamente los salarios sólo de los asalariados, mientras que no hay efectos para los trabajadores por cuenta propia. Por otra parte, Carneiro y Hanley (2001) no encuentran evidencia de exclusión laboral para los trabajadores informales en Brasil, concluyen que la autoselección actúa de forma positiva en Brasil para estos trabajadores, de manera que ser informal es deseable.

3 Modelo en presencia Filas en trabajos

En la literatura tradicional, la elección del sector de trabajo es una decisión que toma el trabajador, lo anterior es desarrollado por Carneiro y Henley (2001) o Pozzoli y Ranzani (2006), de manera que éste decide entrar al sector en el cual es más productivo, en el caso de esta tesis eligen entre el sector asalariado o cuenta propia. Esta idea es desarrollada por Roy (1951), el cual argumenta que los individuos elegirán el sector de la economía donde son más productivos, condicional a sus habilidades. Sin embargo, para que esto suceda, se deben cumplir ciertos supuestos: el trabajador cuando desea entrar a un sector puede hacerlo sin ninguna restricción, es decir, que la probabilidad de desear el trabajo sea la misma probabilidad de obtener el trabajo y por último, al decidir, eligen el sector donde tiene mayores ventajas comparativas, aquí la diferencia salarial entre los dos sectores debería ser un factor importante a la hora de decidir en que sector quedarse. El método usual para estimar este tipo de modelos es hacerlo en dos etapas: primero se estima un probit en el cual se modela la decisión de un trabajador para elegir uno de los dos sectores, para luego corregir las ecuaciones de salarios de ambos tipos de trabajadores por sesgo de selección. También puede ser estimados en sola una etapa utilizando el procedimiento de máxima verosimilitud.

Esta investigación relaja los supuestos descritos anteriormente, para lo cual propone un modelo basado en la presencia de filas para trabajos asalariados. Lo novedoso es que la probabilidad de estar en el sector asalariado no depende sólo de la decisión del trabajador, sino también de un tercero, el empleador, quien elige trabajadores de la cola. Por ende, la probabilidad de desear un trabajo será distinta a la de obtenerlo. Para justificar filas de espera en el sector asalariado, se asume que no hay restricciones de entrada para un trabajo en el sector cuenta propia, pero sí para un asalariado debido a que son los empleadores quienes eligen trabajadores de la cola. Así, estar en un sector u otro es el resultado de dos decisiones independientes, la decisión del trabajador de ponerse en la fila para un trabajador asalariado (o no unirse a esta fila) y la decisión del empleador de contratar al trabajador que está en la cola. Por lo anterior, se testeará la existencia de colas para trabajos asalariados.

De esta manera, un trabajador decidirá entre un trabajo asalariado o cambiarse a uno y un trabajo cuenta propia basado en el modelo de Roy: quienes decidan un trabajo asalariado o cambiarse se unirán a la fila de trabajos asalariados, esto sucederá en la medida que la utilidad de esta decisión sea mayor que un determinado nivel. Elegirá el sector asalariado debido a las ventajas que le podría dar este tipo de trabajo (seguro de salud, vacaciones pagadas, bonos) respecto a las desventajas que podría darle el mismo sector (dificultad para evadir impuestos, horas de trabajo rígidas). Esta decisión se modelará mediante una variable latente I_1 de la siguiente manera:

$$d_{1i} = 1 \quad \text{si} \quad I_{1i} = X_{1i}\beta_1 + u_{1i} > 0$$

$$d_{1i} = 0 \quad \text{si} \quad I_{1i} = X_{1i}\beta_1 + u_{1i} \leq 0$$

La variable d_{1i} es un indicador que toma el valor 1 si el trabajador decide unirse a la fila para trabajos asalariados y tomará el valor cero si no se une a la fila. X_{1i} es un vector de características que influyen sobre la decisión del trabajador de unirse o no a la fila, entre las cuales se encuentran características del individuo: edad, estado civil, etnia, nivel educacional alcanzado, si vive en zona urbana o rural, sector geográfico del país y características del hogar: número de niños en el núcleo familiar, ingreso no laboral per capita, número de ancianos y discapacitados, si el padre fue cuenta propia, si la madre trabajó y nivel educacional alcanzado por los padres; β_1 es un vector de parámetros que capturan el efecto de las variables en X_{1i} sobre I_1 y u_1 es un error idiosincrático que captura efectos de variables omitidas y la heterogeneidad presente y no observable en las decisiones de unirse a la fila de trabajos asalariados.

Por otro lado, el empleador decidirá contratar a un trabajador de la fila de trabajos asalariados si la productividad percibida es mayor a un nivel de productividad dado. Trabajos asalariados son relacionados comúnmente con alto costo de despido y contratación. Cuando se decide contratar a un trabajador, el empleador debe evaluar si la productividad del individuo compensan o no todos sus costos. La decisión del empleador será modelada mediante una variable latente I_2 de la siguiente manera:

$$d_{2i} = 1 \quad \text{si} \quad I_{2i} = X_{2i}\beta_2 + u_{2i} > 0$$

$$d_{2i} = 0 \quad \text{si} \quad I_{2i} = X_{2i}\beta_2 + u_{2i} \leq 0$$

La variable d_2 es un indicador que toma el valor 1 si el trabajador de la fila de asalariados

es contratado por el empleador y cero en caso de que no sea contratado. X_{2i} es un vector de características que influyen sobre la decisión de contratar o no a un trabajador, estas variables capturan costos de trabajo y productividad, entre ellas se tiene: edad, estado civil, etnia, nivel educacional alcanzado, si vive en zona urbana o rural, el porcentaje de pobreza comunal y sector geográfico del país ; β_2 es un vector de parámetros que capturan el efecto de las variables X_{2i} sobre I_2 y u_2 es un error idiosincrático que captura los efectos de variables omitidas y la heterogeneidad no observable en la decisión de los empleados de contratar a un trabajador o no hacerlo.

Por otro lado, se estimarán las ecuaciones de salarios para los dos sectores, controlando por los sesgos de selección anteriormente mencionados. El interés de estimar estas ecuaciones es que en la presencia de colas para trabajos asalariados, la ecuaciones de salarios sin corregir por selección o corregidas mediante un modelo univariado de selección de sector nos entregarían parámetros sesgados, ya que la decisión no es sólo del trabajador, sino también del empleador. Adicionalmente, se espera que los sesgos de selección provenientes de las dos decisiones afecten los salarios, en otra palabras, se espera encontrar como afectan los no observables los salarios de ambos sectores, de manera, de concluir si existe o no evidencia de sesgo de selección por parte de trabajadores y empleadores.

Para los asalariados se tiene,

$$W_{ai} = Z_{ai}\delta_a + \nu_{ai}$$

En el sector cuenta propia existen dos tipos de trabajadores: por un lado están aquellos que eligen ser cuenta propia y por ende, no entraron a la fila de trabajos asalariados y por el otro están aquellos trabajadores que eligieron ser asalariados, entraron a la fila, pero no fueron elegidos de ella, siendo excluidos del sector asalariado al cuenta propia. Por lo tanto, las dos ecuaciones de salarios para ambos tipos de trabajadores son:

$$W_{cp1i} = Z_{cp1i}\delta_{cp1} + \nu_{cp1i}$$

$$W_{cp2i} = Z_{cp2i}\delta_{cp2} + \nu_{cp2i}$$

Donde W_a , W_{cp1} y W_{cp2} son el logaritmo del salario por hora para trabajadores asalariados, cuenta propia que querían ser asalariados y cuenta propia que querían serlo, respectivamente. Z_a , Z_{cp1} y Z_{cp2} son vectores de características que determinan el salarios de los trabajadores en los distintos sectores, entre las cuales se tiene: edad, años de escolaridad, etnia, si vive en un lugar urbano y variables geográficas; δ_a , δ_{cp1} y δ_{cp2} son parámetros. La estimación de este modelo, para los tres tipos de trabajadores, mediante MCO llevaría a tener estimadores sesgados, ya que no se esta considerando la selección presente por parte de los trabajadores y empleadores. En otras palabras, para el caso del sector asalariado, $E(\nu_{ai}|Z_{ai}) \neq 0$ ya que sólo se observa a las persona que estuvo en la fila de asalariados y fue elegida de ella, de esta manera esta porción de trabajadores no es elegido aleatoriamente de la población, sino que hay selección realizada mediante el proceso de decisión del trabajador y el empleador. Así, la correlación entre ν_{ai} y Z_{ai} será distinta de cero, operando a través de la correlación que existe entre u_1 y u_2 con ν_{ai} . De esta forma, los estimadores serán sesgados en la medida que se cumpla que $E(\nu_{ai}|Z_{ai}, I_1 > 0, I_2 > 0) \neq 0$.

Para los trabajadores cuenta propia, la ecuación de salarios también esta censurada, pero aquí hay dos tipos de trabajadores cuenta propia, los que estuvieron en la fila de trabajos asalariados

y no fueron elegidos de ella y los que no estuvieron en la cola. De modo que se cumple en estos dos casos que $E(\nu_{cp1i}|Z_{cp1i}, I_1 > 0, I_2 < 0) \neq 0$ y $E(\nu_{cp1i}|Z_{cp2i}, I_1 < 0) \neq 0$, como consecuencia los estimadores serán sesgados para las ecuaciones de salarios de los dos tipos de trabajadores cuenta propia. Nuevamente, el sesgo viene de que no se observa una porción de trabajadores en este sector que fueron elegidos en forma aleatoria, sino los que decidieron no estar en la fila de asalariados y los que estuvieron en ella, pero no fueron elegidos por los empleadores.

4 Estimación

El proceso de estimación, como se menciona en la sección anterior, es un modelo de doble selección. La primera etapa corresponde a la estimación de los determinantes de la decisión de estar en la fila y la segunda, a los determinantes de ser elegido de la fila de asalariados, lo cual se hace mediante la estimación conjunta de estas dos decisiones. La segunda etapa consiste en estimar las ecuaciones de salarios para ambos sectores, aproximando la esperanza de los errores, lo cual nos llevará a encontrar parámetros sin sesgo.

La metodología que se usará es una modificación de Heckman en dos etapas, propuesta por Tunali (1986), ya que al existir dos decisiones, no se puede utilizar sólo un probit en la primera etapa, sino un biprobit (decisión de estar en la fila y de ser elegido de ella). Para esto, se supone que los términos estocásticos (ν_j, u_1, u_2) siguen una distribución normal con media cero y la siguiente matriz de varianza-covarianza:

$$\Sigma_j = \begin{pmatrix} \sigma_{\nu_j}^2 & \sigma_{\nu_j u_1} & \sigma_{\nu_j u_2} \\ & \sigma_{u_1}^2 & \sigma_{u_1 u_2} \\ & & \sigma_{u_2}^2 \end{pmatrix}$$

Donde $j = (a, cp1, cp2)$. Además $\sigma_{u_1}^2$ y $\sigma_{u_2}^2$ son asumidas 1 ya que u_1 y u_2 siguen una distribución normal bivariada.

Un problema que surge cuando existe sesgo de selección es la identificación de los parámetros. La necesidad de una variable de exclusión es útil para identificar los parámetros de las ecuaciones “en la fila” y “elegido de la fila” separadamente, utilizar técnicas semiparamétricas no garantiza la identificación, por el contrario, lo hace más restrictivo, requiriendo al menos que una de las variables de exclusión sea continua (Heckman, 1990). Por ende, se debe encontrar una variable que afecte la decisión de unirse a la fila de trabajos asalariados, pero no afecte la decisión de ser elegido de ella (o vice-versa)⁹.

La estimación será mediante un probit bivariado con sesgo de selección con dos variables dependiente discretas distintas, que están definidas sobre distintas poblaciones, esto bajo el supuesto de que no existen barreras de entrada al sector cuenta propia, pero sí al sector asalariado. El sesgo de selección se produce debido a que para este caso, se observa a los trabajadores que querían ser asalariados y fueron elegidos de la fila, los que querían ser asalariados y no fueron elegidos, terminando en el sector cuenta propia y lo que querían ser cuenta propia; pero no se observan trabajadores que querían ser cuenta propia y terminaron siendo asalariados.

⁹Ver final de esta sección para discusión de variables de exclusión

Asumiendo que u_1 y u_2 siguen una distribución normal bivariada con media cero, varianza 1 y covarianza ρ , la función de verosimilitud a maximizar para las ecuaciones de estar en la fila y ser elegido, es la siguiente:

$$L = \prod_{I_1 > 0, I_2 > 0} \Phi_2(X_1\beta_1, X_2\beta_2, \rho) \prod_{I_1 > 0, I_2 \leq 0} \Phi_2(X_1\beta_1, -X_2\beta_2, -\rho) \prod_{I_1 \leq 0} \Phi(-X_1\beta_1)$$

Basado en los resultados del biprobit se pueden calcular las siguiente probabilidades: a) probabilidad de estar en el sector asalariado, b) de estar en la fila de trabajos asalariados, c) de ser elegido de la fila condicional a haber estado en la fila y d) el largo de la cola:

- a) $Pr(I_1 > 0, I_2 > 0) = \Phi_2(X_1\beta_1, X_2\beta_2, \rho)$
- b) $Pr(I_1 > 0) = \Phi(X_1\beta_1)$
- c) $Pr(I_2 > 0 | I_1 > 0) = \Phi_2(X_1\beta_1, X_2\beta_2, \rho) / \Phi(X_1\beta_1)$
- d) El largo de la cola, $Q = \frac{N}{\sum_{i=1}^n \Phi_2(X_1\beta_1, X_2\beta_2, \rho) / \Phi(X_1\beta_1)}$

Donde Φ_2 y Φ son la función normal bivariada y normal respectivamente. Lo que se va a calcular, en relación a lo anterior, es como cambian estas probabilidades al cambiar una característica y mantener todas las demás constante, es decir, un efecto marginal, la referencia para calcular estas probabilidades será la de un trabajador representativo de la población, el cual se definirá más adelante.

Como se evidencia anteriormente, al estimar mediante MCO las ecuaciones de salarios se encontrarán estimadores sesgados (Heckman 1979), para encontrar su contraparte insesgada se debe aproximar las esperanza distinta de cero de los errores basada en la técnica ocupada por Tunali (1986), en ésta, después de haber estimado el probit bivariado con sesgo de selección se recuperan los inversos de los ratios de mills, los cuales aproximan la esperanza distinta de cero, ésta es agregada a la estimación MCO como un regresor más.

Para los asalariados se cumple que $E(\nu_{ai} | Z_{ai}, I_1 > 0, I_2 > 0) = \sigma_{1a}\lambda_{1ai} + \sigma_{2a}\lambda_{2ai}$, por ende, se puede escribir la esperanza condicional como:

$$\lambda_{1ai} = \frac{\phi(X_{1i}\beta_1)\Phi\left[\frac{(X_{2i}\beta_2 - \rho X_{1i}\beta_1)}{\sqrt{1 - \rho^2}}\right]}{\Phi_2(X_{1i}\beta_1, X_{2i}\beta_2, \rho)}$$

y

$$\lambda_{2ai} = \frac{\phi(X_{2i}\beta_1)\Phi\left[\frac{(X_{1i}\beta_2 - \rho X_{2i}\beta_1)}{\sqrt{1 - \rho^2}}\right]}{\Phi_2(X_{1i}\beta_1, X_{2i}\beta_2, \rho)}$$

Donde σ_{1a} y σ_{2a} son las respectivas correlaciones entre los residuos de la ecuación de salarios del sector asalariado y los residuos de la ecuación de estar en la cola y ser elegido de la cola.

Para los cuenta propia que querían ser asalariados, es decir, que estuvieron en la fila y no fueron elegidos la $E(\nu_{cp1i} | Z_{cp1i}, I_1 > 0, I_2 \leq 0) = \sigma_{1cp1}\lambda_{1cp1i} + \sigma_{2cp1}\lambda_{2cp1i}$, por ende, se puede escribir la esperanza condicional como:

$$\lambda_{3cp1i} = \frac{\phi(X_{1i}\beta_1)\Phi\left[-(X_{2i}\beta_2 - \rho X_{1i}\beta_1)/\sqrt{1-\rho^2}\right]}{\Phi_2(X_{1i}\beta_1, -X_{2i}\beta_2, -\rho)}$$

y

$$\lambda_{4cp1i} = \frac{-\phi(X_{2i}\beta_1)\Phi\left[(X_{1i}\beta_2 - \rho X_{2i}\beta_1)/\sqrt{1-\rho^2}\right]}{\Phi_2(X_{1i}\beta_1, -X_{2i}\beta_2, -\rho)}$$

Donde σ_{1cp1} y σ_{2cp1} son las respectivas correlaciones entre los residuos de la ecuación de salarios del sector cuenta propia y los residuos de la ecuación de estar en la cola y ser elegido de la cola.

Por último, para los cuenta propia que querían serlo, es decir, no estuvieron en la fila, se puede escribir la esperanza condicional como:

$$E(\nu_{cp2i} | I_{1i} \leq 0) = \sigma_{5cp2} \lambda_{5cp2i}$$

con

$$\lambda_{5cp2i} = \frac{-\phi(X_{1i}\beta_1)}{1 - \Phi(X_{1i}\beta_1)}$$

Donde σ_{5cp2} es la correlación entre los residuos de la ecuación de salarios del sector cuenta propia y los residuos de la ecuación de estar en la cola.

Las variables de exclusión, aquellas que afectan la decisión de estar en la fila de trabajos asalariados, pero no la de ser elegido de la fila, son las asociadas a características de la familia u hogar. Estas variables no afectan la ecuación de ser elegido de la fila, ya que los empleadores no pueden ver características del hogar de los trabajadores al momento de contratarlos, por ende, sólo afectan la decisión de unirse a la cola. En el caso de este paper las variables son, dada la información disponible en Casen 2009: el número de niños menores a 6 años y entre 7 y 17 años, ancianos y discapacitados en el hogar, el ingreso de los otros individuos del núcleo familiar per cápita, si el padre fue cuenta propia, si la madre trabajó y el nivel educativo de los padres¹⁰.

El número de niños se espera que afecte negativamente la probabilidad de estar en la fila, ya que estar en la fila hace al trabajador tener que esperar para ser contratado, esto genera que no pueda cubrir los gastos del núcleo familiar durante el tiempo de búsqueda. Estos gastos se acrecientan con niños, de este modo, la probabilidad de que el individuo tome un trabajo sin costos de entrada, como uno cuenta propia, aumenta. Además, para estos trabajadores también es importante tener mayor flexibilidad para el cuidado de los niños. Lo anterior, también se aplica para el cuidado personas discapacitadas y ancianos en el hogar¹¹. El ingreso de los otros individuos del núcleo familiar, usándose como una proxy de ingreso no laboral, se espera que afecte positivamente la probabilidad de estar en la fila debido a que con un mayor ingreso se tiene más flexibilidad para buscar un trabajo asalariado. Por otro lado, si el padre fue cuenta propia se espera correlación negativa con la probabilidad de estar en la cola, ya que un mayor conocimiento del sector, heredado

¹⁰Estas variables son usadas en trabajos como el de Soares (2004), Contreras y Puentes (2009) o Pisani y Pagán (2003)

¹¹Si bien este fenómeno se cumple generalmente para mujeres, también sería interesante teatear si ocurre el mismo efecto para hombres.

del padre, disminuye la incertidumbre de auto emplearse. Por último, los niveles educativos de los padres se espera que afecten positivamente a medida que aumenten la probabilidad de estar en la cola, ya que a mayor nivel educativo, se espera que el padre haya sido un trabajador asalariado¹² y por esto el individuo desee con mayor probabilidad estar en el sector asalariado, debido al conocimiento de las ventajas de este sector (bonos, vacaciones pagadas, mejores salarios).

En cuanto a las variables presentes en las dos ecuaciones, en la fila y elegido de la fila, se tiene: edad, si pertenece a una etnia, estado civil, zona urbana o rural y nivel de educación. Para la variable de edad se espera que tenga un efecto negativo sobre la probabilidad de estar en la fila, esto debido a que a mayor edad se hace más costoso el período de búsqueda de empleo; para ser elegidos de la fila, es difuso, edad podría significar mayor experiencia, pero también mayores costos asociados (de aprendizaje o despido). Pertenecer a una etnia se espera que debería afectar negativamente la probabilidad de ser elegido de la cola debido a que es un signo de no libre acceso al sector asalariado por parte del empleador. Tener pareja se espera que afecte positivamente la probabilidad de estar en la fila, ya que un trabajo en el sector asalariado genera mayor estabilidad en el núcleo familiar; también se espera que afecte positivamente la probabilidad de ser elegido de la fila, un trabajador con pareja está asociado a mayor responsabilidad. El nivel de educación se espera que afecte positivamente ambas decisiones: trabajadores con mayor escolaridad son más probables de estar en la fila, ya que el sector asalariado está más alineado con sus conocimientos, niveles de salario y estabilidad buscados; por otro lado, el empleador preferirá trabajadores con mayor escolaridad, ya que esta asociados a conocimientos más específicos. Es importante mencionar que podría existir un alto grado de interrelación entre un el nivel educacional y el sector elegido, por ende, hay que ser bien cautos en la interpretación de estas variables¹³, sin embargo, no es la finalidad de este paper. Por último, a la ecuación de elegido de la fila sea agrega porcentaje de pobreza comunal, ya que podría ser interpretado como un efecto de exclusión por parte del empleador. También se incluyen variables geográficas en Chile: norte, centro, sur y metropolitana¹⁴.

5 Datos

Los datos utilizados en este trabajo pertenecen a la encuesta Casen 2009. Se utiliza este año en particular, ya que existen 2 preguntas disponibles con las cuales se puede identificar en que sector, asalariado o cuenta propia, se encuentra el trabajador y quien pudiese haber estado en la fila. Se les pregunta: “ En la ocupación principal, ¿usted trabaja cómo?” y luego para los que responden cuenta propia se les pregunta: ”Por el mismo ingreso, ¿estaría Ud. dispuesto a trabajar en una empresa (como dependiente)?”¹⁵. La primera pregunta permite identificar en que sector se encuentra el individuo, asalariado o cuenta propia, mientras que la segunda, si los individuos responden que se cambiarían por el mismo ingreso al sector asalariado se asume que son trabajadores que

¹²Los datos muestran que mientras más alto es el nivel educativo aumenta la probabilidad de ser asalariado.

¹³La decisión del nivel educativo puede no ser exógena sobre el sector elegido. Para controlar este problema se debería utilizar alguna técnica como variables instrumentales por ejemplo. Sin embargo, no es la finalidad de este paper darle una interpretación causal a estos parámetros, sino más bien controlar por este hecho. Por ende, hay que ser cautos con darle una interpretación causal.

¹⁴Norte corresponde a I, II, III, IV y XIV región; Centro corresponde a V, VI, VII región; Sur corresponde a VIII, IX, X, XV, XI y XII región; mientras que Metropolitana, que es la categoría base, corresponde a la Región Metropolitana.

¹⁵La pregunta con la cual se puede identificar quien estuvo en la cola no se encuentra disponible ninguna encuesta Casen más.

estuvieron en la fila, pero no fueron elegidos de ella; quien responde que no se cambiarían, se asume que son trabajadores que siempre quisieron ser cuenta propia y los que responden que no saben, se asume que son trabajadores que quisieron ser cuenta propia. Finalmente, se asume que trabajadores que están en el sector asalariado, estuvieron en la fila debido a la libre entrada al sector cuenta propia.

Es importante mencionar que la pregunta con la cual se identifica quien estuvo en la fila no es la ideal, ya que no se pregunta directamente si estuvo buscado un trabajo asalariado y no lo encontró. Sin embargo, la pregunta sí mide el deseo de ser asalariado, ya que dejando el salario constante, se le pregunta si le gustaría ser asalariado. Por otro lado, mirando la tabla 1, se ve que los trabajadores cuenta propia que les gustaría cambiarse a un trabajo asalariado son aquellos que tienen menor salario promedio en relación a los que no se hubiesen cambiado. Por lo anterior, los trabajadores cuenta propia que están en peores condiciones son aquellos que les gustaría cambiarse, lo que sería evidencia a favor de la hipótesis de pérdida de beneficios que tendrían como resultado desigualdad en el largo plazo. De todas maneras, hay que tener cuidado ya que no es necesario que cuando responde se refiera a su primera decisión laboral, no se tiene claridad sobre cuantas veces antes estuvo buscando un trabajo asalariado, es decir, se desconoce cuanto tiempo pudo haber estado buscándolo. Adicionalmente se asume que el ingreso por el que se cambiaría en ese momento a un trabajo como dependiente es el de ese momento, no teniendo en cuenta la varianzas de ingresos que puede existir para un trabajador cuenta propia a lo largo de su vida, lo que podría cambiar la respuesta dependiendo de cuando se le pregunte. Sin embargo, al ser una encuesta de corte transversal, no es posible modelar la naturaleza dinámica de la decisión y sólo se modela en un momento del tiempo. Además, pueden existir trabajadores que decidieron ser cuenta propia porque la utilidad de los beneficios que les entrega este sector es mayor que el del sector asalariado, sin embargo, a pesar de revelar el deseo de cambiarse, no implica que necesariamente estuvieron buscando un trabajo asalariado y por ende, estuvieron en la cola. Pero no hay que olvidar que la pregunta la se interpreta como el deseo de querer ser asalariado. Por lo anterior, la pregunta podría estar sobre estimando el número de personas que quería ser asalariado y estuvieron en la cola.

La muestra con la cual se trabaja en esta investigación, abarca a los individuos que reportan ser jefes de núcleo familiar o cónyuges de éstos, hombres entre 23 y 60 años, que hayan reportado sus horas trabajadas a la semana y su ingreso del trabajo principal. No se incluyen a trabajadores que reporten ser patrones o empleadores, servicio doméstico puertas adentro o fuera, familiar no remunerado o trabajador de la FFAA y de Orden. Los rangos de edades elegidos son debido a que antes de los 23 años el individuo decide entre la opción de trabajar o estudiar mientras que después de los 60 el individuo elige entre jubilarse o seguir trabajando. Se consideran sólo hombres, ya que las mujeres además deben decidir si entran al mercado laboral o se quedan en el hogar. No se consideran sólo a los trabajadores con jornada completa, ya que trabajadores por cuenta propia tiene mayor varianza en las horas trabajadas y la relación entre querer cambiarse y tener pocas horas trabajadas en el sector cuenta propia puede ser alta, de manera que se pierden estas observaciones. Finalmente, la muestra se reduce a 26.368 empleados asalariados que representan a 1.892.377 trabajadores¹⁶ y 7.764 trabajadores cuenta propia que representan a 488.803 auto empleados. Los cuenta propia corresponden al 20.5% de la muestra, de este porcentaje el 7.2% se cambiaría a un trabajo asalariado mientras que el restante 13.3% no lo haría, por ende, un tercio

¹⁶Utilizando factor de expansión regional presente en la Casen 2009.

de los cuenta propia estuvieron en la fila.

Se define trabajadores cuenta propia IQ como aquellos que estuvieron en la fila y NIQ como los que no estuvieron en la fila. En la tabla 1 se encuentra evidencia de que los salarios¹⁷ promedio son mayores para los trabajadores asalariados en comparación con los cuenta propia. Dentro de los cuenta propia, los que más ganan en promedio son los NIQ con 334,494 pesos mientras que los IQ ganan en promedio 241,879 pesos. Este hecho es un argumento a favor de que aquellos trabajadores cuenta propia que les gustaría ser asalariados son aquellos que se encuentran en condiciones observables más precarias. Por ende, la idea de menor acceso a un empleo asalariado y pérdida de beneficios puede ser compatible con este grupo.

Respecto a características observables, trabajadores asalariados tienen mayor escolaridad promedio, 11,25 años mientras que los cuenta propia IQ y NIQ tienen 9,96 y 10,33 años respectivamente. Se puede agregar también que el mayor porcentaje de empleados asalariados tiene educación media completa, 36%, mientras que la mayor cantidad de trabajadores cuenta propia sólo tienen escolaridad básica, 36% y 33% de los trabajadores cuenta propia IQ y NIQ respectivamente. Trabajadores cuenta propia NIQ son menos probables de tener pareja, pero los asalariados viven con mayor probabilidad en lugares urbanos. Trabajadores cuenta propia son más probable de pertenecer a una etnia, un 11% y 9% de los IQ y NIQ respectivamente, mientras que un 6% de empleados asalariados reportan pertenecer a una. Además, trabajadores cuenta propia son más probables de tener un padre cuenta propia, un 31%, mientras que de trabajadores asalariados sólo el 19% tuvo un padre cuenta propia. Por otro lado, el 82% de los empleados asalariados¹⁸ cotiza mientras que de los trabajadores cuenta propia, sólo el 21% IQ y 27% NIQ lo hace. Finalmente, no existen muchas diferencias por zona geográfica, sólo trabajadores del sur son más probables a ser cuenta propia.

En relación a las variables del hogar, se encuentra evidencia de que trabajadores asalariados tienen con mayor probabilidad padres con escolaridad media o superior, sin embargo, para ambos grupos de trabajadores los padres tienen con mayor probabilidad escolaridad básica. El ingreso de los otros individuos del hogar per cápita, usado como proxy del ingreso no laboral per cápita¹⁹, es mayor para los cuenta propia. Por otro lado, asalariados tiene mayor cantidad de hijos menores a 6 años, mientras que hijos entre 7 y 17 años, tanto trabajadores asalariados como cuenta propia IQ tienen la misma cantidad en promedio y ambos mayor a la de los trabajadores cuenta propia NIQ. Por último, trabajadores cuenta propia tienen mayor cantidad de discapacitados en el hogar, mientras el número de ancianos²⁰ para los cuenta propia NIQ es mayor que para trabajadores asalariados y cuenta propia IQ.

¹⁷Estos salarios con calculados basados en la corrección propuesta por Bravo y Valderrama (2011), quienes argumentan que los salarios de Casen son ajustado de modo que coincidan con las Cuentas Nacionales

¹⁸Los trabajadores Asalariados Informales de la muestra equivalen al 20%

¹⁹Esta variable es construida como la resta entre el ingreso total del hogar menos el ingreso de la ocupación principal

²⁰personas mayores a 70 años

Table 1: Estadística Descriptiva.

Variable	Asalariados		Cuenta Propia IQ		Cuenta Propia NIQ		Todos	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
Edad	41.97	9.80	44.40	9.40	46.40	9.07	42.74	9.80
Pareja†	0.89	0.31	0.89	0.31	0.85	0.36	0.89	0.32
Urbano†	0.87	0.34	0.85	0.35	0.84	0.37	0.87	0.34
Etnia†	0.06	0.23	0.11	0.31	0.09	0.28	0.07	0.25
Cotiza†	0.82	0.38	0.21	0.40	0.27	0.44	0.71	0.46
Años Escolaridad	11.25	3.89	9.96	3.75	10.33	3.99	11.03	3.91
Educ. Básica†	0.24	0.42	0.36	0.48	0.33	0.47	0.26	0.44
Educ. Media Incompleta†	0.14	0.35	0.18	0.39	0.16	0.37	0.15	0.35
Educ. Media Completa†	0.36	0.48	0.30	0.46	0.30	0.46	0.35	0.48
Educ. Superior†	0.25	0.43	0.14	0.35	0.19	0.40	0.23	0.42
% Pobreza Comunal	0.15	0.07	0.15	0.07	0.15	0.07	0.15	0.07
Ing. no Laboral Perc.	110,408	169,330	118,239	170,718	164,558	316,576	118,176	196,352
‡ Niños<6 años	0.33	0.57	0.27	0.54	0.22	0.49	0.31	0.56
‡ 6<Niños<17 años	0.79	0.90	0.79	0.92	0.69	0.86	0.78	0.89
‡ Ancianos	0.08	0.29	0.07	0.29	0.10	0.33	0.08	0.30
‡ Discapacitados	0.18	0.48	0.24	0.57	0.21	0.53	0.19	0.49
Padre Cuenta Propia†	0.18	0.39	0.31	0.46	0.30	0.46	0.21	0.41
Madre Trabaja†	0.32	0.47	0.34	0.47	0.32	0.47	0.33	0.47
Norte†	0.12	0.33	0.12	0.32	0.12	0.32	0.12	0.33
Centro†	0.22	0.42	0.18	0.39	0.19	0.39	0.22	0.41
Sur†	0.24	0.43	0.30	0.46	0.28	0.45	0.25	0.43
Metropolitana†	0.41	0.49	0.39	0.48	0.41	0.49	0.41	0.49
Madre sin Educ†	0.42	0.49	0.46	0.50	0.42	0.49	0.42	0.49
Educ Madre Básica†	0.32	0.47	0.36	0.48	0.37	0.48	0.33	0.47
Educ Madre Media†	0.22	0.41	0.15	0.36	0.17	0.37	0.20	0.40
Educ Madre Superior†	0.04	0.19	0.03	0.16	0.04	0.21	0.04	0.19
Padre sin Educ†	0.45	0.50	0.46	0.50	0.42	0.49	0.44	0.50
Educ Padre Básica†	0.29	0.45	0.33	0.47	0.34	0.48	0.30	0.46
Educ Padre Media†	0.21	0.40	0.16	0.37	0.18	0.38	0.20	0.40
Educ Padre Superior†	0.06	0.23	0.04	0.20	0.05	0.23	0.06	0.23
Salario	423,348	499,969	477,953	488,287	660,961	1,040,470	458,899	605,235
Salario corregido§	419,157	495,018	241,879	247,109	334,494	526,554	395,084	488,537
N	26,378		2,759		5,005		34,142	
N con factor de expansión	1,892,377		172,083		316,720		2,381,180	

Nota: † corresponde a una variable dummy.

Hombres entre 23 y 60 años que son jefes de núcleo familiar o cónyuges del jefe de núcleo.

§: Basados en la corrección propuesta por Bravo y Valderrama (2011)

6 Resultados

6.1 Elección de Sector: Modelo de Doble y Simple Selección

Mediante un modelo de elección simple se modelará la decisión del trabajador entre elegir un trabajo en el sector asalariado o cuenta propia mediante un probit univariado. También se estimará un modelo de doble selección, la primera decisión será tomada por el trabajador, elegir entre el sector asalariado y cuenta propia, lo que eligen el sector asalariado entran a la cola; en segunda instancia, el empleador decidirá entre los distintos candidatos de la cola quienes contrata, por ende entran al sector asalariado. Esta estimación será mediante un probit bivariado con sesgo de selección.

Los resultados del probit univariado serán tomados como punto de referencia para evaluar los diferentes resultados que entregará el modelo de doble selección. Esta modelación entrega información sobre como afectan las características de los individuos en la decisión de sector ante ausencia de colas. Finalmente, se usarán los resultados del modelo de elección simple para corregir las ecuaciones de salarios de los trabajadores de los dos sectores.

Los resultados del modelo de selección simple evidencian que sólo los niveles educación media completa y superior aumentan la probabilidad de elegir un trabajo asalariado. Si la edad aumenta, la probabilidad de ser asalariado disminuye. Por otro lado, los resultados sugieren que los individuos con pareja prefieren con mayor probabilidad empleos asalariados, mientras que pertenecer a una etnia hace que la probabilidad de ser asalariado disminuya. El número de hijos menores a 6 años está negativamente correlacionado con la probabilidad de ser asalariado, al igual que el ingreso no laboral per cápita y si el trabajador tiene un padre que fue trabajador por cuenta propia. Además, pertenecer a la Región Metropolitana aumenta la probabilidad de ser un trabajador asalariado y estar radicado en la zona central del país hace que con mayor probabilidad el trabajador elija un empleo asalariado en relación a los que viven en la zona metropolitana. Por último, tener una madre con educación básica disminuye la probabilidad de elegir un trabajo en el sector asalariado.

El modelo de doble selección para la ecuación “en la fila” entrega evidencia de que la edad²¹ está negativamente correlacionado con la probabilidad de desear estar o cambiarse al sector asalariado. De esta misma manera, trabajadores con pareja tienen mayor probabilidad de elegir o cambiarse al sector asalariado y entrar a la fila. Por otro lado, sólo educación superior está positivamente correlacionada con querer ser asalariado o cambiarse a este sector, mientras que los demás niveles educativos no tienen efecto alguno. En relación a las variables del hogar, se encuentra evidencia de que el ingreso no laboral per cápita está negativamente correlacionado con la decisión de elegir o cambiarse al sector asalariado²², al igual que el número de niños menores a 6 años. Finalmente, pertenecer a la Región Metropolitana está positivamente correlacionado con querer ser o cambiarse a un trabajo asalariado. El número de discapacitados y ancianos no tienen efecto, lo cual es esper-

²¹Se realizaron regresiones diferenciando de dos grupos, entre 23 y 30 años y 30 hasta 60 años. Se quiere ver que pasa con individuos que efectivamente podrían estar tomando su primera decisión laboral. Se encuentra que para el grupo más joven no existe evidencia de doble selección mientras que para el grupo de 30 hasta 60 años sí existe. Este fenómeno puede deberse a que jóvenes están más dispuestos a tomar riesgos en sus primeras decisiones laborales, por ende, la decisión de ser cuenta propia es voluntaria. Mientras que los trabajadores entre 30 y 60 años la decisión deja de ser voluntaria, ya que el trabajador está menos dispuesto a tomar riesgo en pos de mayor estabilidad que brinda el sector asalariado. Este hecho es interesante y debería ser estudiado en trabajos futuros.

²²este hecho es inesperado, pero Puentes y Contreras (2009) encuentran el mismo efecto para un modelo de Poirier estimado utilizando la Casen 2006

Table 2: Resultados de Selección de sector: Biprobit y Probit.

	Biprobit con Sesgo de Selección		Probit
	CFQ	IQ	$Pr(Asal)$
Edad	-0.0269 (0.0198)	-0.0378** (0.0172)	-0.0401*** (0.0156)
$Edad^2$	0.000231 (0.000226)	0.000148 (0.000202)	0.000202 (0.000181)
Pareja†	-0.0129 (0.0541)	0.265*** (0.0601)	0.209*** (0.0529)
Etnia†	-0.278*** (0.0821)	-0.106 (0.0883)	-0.221*** (0.0707)
Educ. Básica†	-0.0448 (0.121)	0.0177 (0.0989)	-0.0240 (0.0905)
Educ. Media Incompleta†	0.00722 (0.125)	0.0623 (0.103)	0.0368 (0.0936)
Educ. Media Completa†	0.173 (0.123)	0.166 (0.104)	0.201** (0.0934)
Educ. Superior†	0.354*** (0.131)	0.329*** (0.109)	0.416*** (0.1000)
Urbano†	-0.0755** (0.0341)	0.0676* (0.0345)	0.00396 (0.0303)
% Pobreza Comunal	-0.0251 (0.274)		-0.208 (0.210)
Norte†	0.0389 (0.0602)	-0.00519 (0.0489)	0.0186 (0.0446)
Centro†	0.101** (0.0511)	0.0665 (0.0436)	0.0943** (0.0384)
Sur†	-0.0388 (0.0478)	-0.0197 (0.0416)	-0.0178 (0.0383)
‡ Niños<6 años		-0.0643** (0.0326)	-0.0666** (0.0314)
‡ 7<Niños<17 años		-0.00598 (0.0189)	-0.0120 (0.0173)
Ing. no Laboral Perc.		-0.000667*** (0.000109)	-0.000689*** (0.000113)
‡ Ancianos		-0.0747 (0.0732)	-0.0437 (0.0614)
‡ Discapacitados		-0.0113 (0.0343)	-0.0385 (0.0293)
Padre Cuenta Propia†		-0.322*** (0.0365)	-0.358*** (0.0337)
Madre Trabaja†		-0.0206 (0.0428)	-0.0465 (0.0374)
Educ. Madre básica†		-0.0579 (0.0549)	-0.0133 (0.0509)
Educ. Madre media†		0.0161 (0.0811)	0.0806 (0.0710)
Educ. Madre superior†		-0.214 (0.147)	-0.112 (0.138)
Educ. Padre básica†		-0.0750 (0.0564)	-0.0913* (0.0519)
Educ. Padre media†		-0.0501 (0.0857)	-0.0843 (0.0741)
Educ. Padre superior†		0.00970 (0.128)	-0.0768 (0.115)
Constant	2.144*** (0.434)	2.296*** (0.356)	2.115*** (0.332)
ρ	-0.763*** (0.059)		
Observations	34,142	34,142	34,142

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

IQ: En la Cola.

CFQ: Elegido de la Cola.

Nota: † corresponde a una variable dummy.

Hombres entre 23 y 60 años que son jefes de núcleo familiar o cónyuges.

Categoría base: región metropolitana, sin educación, padre y madre sin educación.

able, ya que trabajos de cuidados recaen generalmente sobre la mujer²³. Por último, si el padre del trabajador fue cuenta propia afecta negativamente la probabilidad de querer ser asalariado o cambiarse a este sector y por ende, ponerse en la fila.

Los resultados de la ecuación “elegido de la fila”, mediante la cual se puede saber qué características prefieren los empleadores en sus trabajadores, sugieren que aquellos individuos que viven en la región metropolitana, tienen educación superior y no pertenecen a una etnia tienen mayor probabilidad de moverse a un trabajo asalariado. Por ende, existe menor acceso al sector asalariado para individuos pertenecientes a una etnia y aquellos con niveles de educación menores a educación media completa²⁴. Además, ser del centro de país está positivamente correlacionado con moverse a un trabajo asalariado, en relación a pertenecer a la región metropolitana. Tener pareja no tiene efecto significativo.

La correlación entre la ecuación de estar en la fila y ser elegido de la fila es -0.76, estadísticamente significativa, lo cual indica la relevancia estadística del modelo de doble selección. Se puede interpretar este hecho como que los no observables que hacen a los trabajadores más probables de querer entrar al sector asalariado, los hacen menos probables de ser elegidos de la fila por los empleadores. Una intuición de esto se puede explicar como que cuando hay un shock positivo en el sector asalariado, los trabajadores más probable de elegir el sector asalariado son los menos productivos, ya que éstos se ven relativamente más beneficiados del trabajo en el sector asalariado debido a la estabilidad²⁵ (altos costos de despido) y beneficios²⁶ (aguinaldos, vacaciones pagadas, etc), pero al ser los menos productivos, el empleador los elige con menor probabilidad.

Al comparar el modelo de doble selección con el de selección simple, se encuentran relaciones que están escondidas en un modelo univariado. Por ejemplo, pertenecer a una etnia, en el modelo univariado, está negativamente correlacionado con el sector asalariado mientras que en modelo bivariado no afecta la decisión de elección de sector por parte del trabajador, sino más bien está negativamente correlacionada con la probabilidad de moverse a un trabajo asalariado para un individuo perteneciente a una etnia.

6.2 Probabilidades y Largo de la Fila

Luego de estimar el modelo de doble selección, se utilizan estos resultados para calcular ciertas probabilidades de interés: estar en el sector asalariado, estar en la fila, ser elegido de la fila condicional a haber estado en ella y el largo de la fila. Para este ejercicio se define la probabilidad de un individuo representativo para nuestra muestra, las características de éste son: 43 años, tiene pareja, vive en zona urbana, pertenece a la región metropolitana, no pertenece a ninguna etnia, tiene educación media incompleta, tiene un hijo entre 11 y 17 años, tiene un ingreso no laboral per cápita de 65 mil Pesos, no tiene discapacitados en su hogar ni tampoco ancianos, su padre no fue cuenta propia, su madre no trabajó y ambos padres tienen educación básica.

²³En la encuesta V07 de mujer se encuentra evidencia de este hecho para el año 2011.

²⁴Este resultado es apoyado por Bassi y Urzúa (2010), quienes argumentan que las habilidades adquiridas en la secundaria son cada día menos valoradas por los empleadores.

²⁵Montenegro y Pagés (2007) encuentran evidencia de que se hace más costoso despedir a un trabajador en Chile a partir de 1981.

²⁶Soares (2004), Hamilton (2000) hablan de estos beneficios en el sector asalariado y formal.

Table 3: Efectos Marginales sobre Probabilidades y Largo de la Cola.

	$Pr(asalariado)$	IQ	CFQ	Q
Individuo Representativo	0.784	0.876	0.895	1.09
Etnia	-0.077*** (0.0238)	-0.0231 (0.0204)	-0.0668*** (0.0211)	1.18
Padre Cuenta Propia	-0.0782*** (0.0107)	-0.0783*** (0.0107)	-0.0102*** (0.0018)	1.11
Soltero	-0.0604*** (0.0172)	-0.0625*** (0.0163)	-0.0054 (0.0105)	1.09
Educ Primaria	0.004 (0.0267)	0.0035 (0.0198)	-0.0082 (0.0237)	1.14
Educ Sec Incompleta	0.0144 (0.0282)	0.0132 (0.0223)	0.0029 (0.0238)	1.11
Educ Sec Comp	0.056** (0.0221)	0.0306* (0.0174)	0.0314* (0.0176)	1.08
Educ Superior	0.1007*** (0.01866)	0.0550*** (0.0150)	0.0553*** (0.0141)	1.05
Rural	-0.0025 (0.0087)	-0.0143* (0.0075)	0.0119** (0.0059)	1.11
Norte	0.0051 (0.0130)	-0.0010 (0.0100)	0.0070 (0.0108)	1.09
Centro	0.0286*** (0.0107)	0.0130 (0.0086)	0.0190** (0.0108)	1.08
Sur	-0.0106 (0.0111)	-0.0040 (0.0086)	-0.0080 (0.0092)	1.12

Robust standard errors in parentheses

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

IQ: En la Fila.

CFQ: Elegido de la Fila Condicional a haber estado en ella.

Q: Largo de la Fila.

Lo que se va a calcular es el efecto marginal en cada una de las probabilidades descritas anteriormente para este individuo representativo. En particular, se puede ver como cambia cada probabilidad al cambiar una característica del individuo representativo. La probabilidad de estar en la fila nos informa acerca del grado de autoselección al momento de elegir un sector por parte del trabajador o querer cambiarse a uno y la probabilidad de ser elegido de la cola, sobre la probabilidad de moverse a un empleo asalariado.

Los cálculos sugieren que pertenecer a una etnia no tiene efecto de autoselección significativo por parte del trabajador, sin embargo, la probabilidad de moverse a un trabajo asalariado baja en un 6.6%. Por lo tanto, existe evidencia de no libre entrada al sector asalariado por parte del empleador para individuos pertenecientes a una etnia, con todo esto se explica que la probabilidad de ser asalariado para un trabajador perteneciente a una etnia baje en un 7.7%. Para trabajadores que tuvieron un padre cuenta propia antes de los 15 años, el efecto de autoselección es mayor, la probabilidad de elegir el sector asalariado o querer cambiarse a éste baja en un 7.8%, sin embargo, no hay efecto sobre la probabilidad de moverse al sector asalariado²⁷, esto conlleva a que la probabilidad de ser asalariado baje en un 7.8%. Ser soltero lleva a las mismas conclusiones an-

²⁷La probabilidad de ser elegido de la fila no cambia debido a que el empleador no tiene conocimiento de esta característica del trabajador, por ende, no tiene efecto sobre ser elegido de la fila.

teriores, existe un efecto de autoselección significativo, pero no de cambiarse al sector asalariado. En lo que concierne a nivel educativo alcanzado, se encuentra que a educación media completa y superior aumentan la probabilidad de querer ser o cambiarse al sector asalariado y también la de moverse al sector asalariado, por ende, existe un efecto positivo de autoselección por parte del trabajador y de selección negativa para individuos de baja escolaridad por parte del empleador, lo que lleva a que a menor nivel educativo se tenga como consecuencia una menor probabilidad de ser un empleado asalariado. Por otro lado, pertenecer a un sector rural del país y sector geográfico norte y sur no generan diferencias respecto al individuo representativo, sólo ser de zona central aumenta la probabilidad de ser elegido de la fila en un 2%, por lo que este trabajador tiene un 3% más de probabilidad de encontrarse en el sector asalariado. Se puede concluir entonces que existe menor probabilidad de moverse al sector asalariado para individuos pertenecientes a una etnia y con niveles educativos menores a educación media completa.

Por último, se puede calcular el largo de la cola para distintas características de los trabajadores. Se encuentra evidencia de que para individuos pertenecientes a una etnia el largo de la fila es 1.18, la más larga de todas, esto significa que por cada trabajador en el sector asalariado perteneciente a una etnia hay 1.18 trabajadores pertenecientes a una etnia esperando en la cola por un trabajo en el sector asalariado. Por otra parte, se puede evidenciar que por cada nivel educativo alcanzado, el largo de la fila se hace cada vez más pequeño, el largo para educación primaria es de 1.14 mientras que el largo de la fila para alguien con educación superior es de 1.05, la más corta de todas, este resultado es interesante, ya que por cada nivel educativo alcanzado las filas de espera se van haciendo más cortas. Para finalizar, por sector geográfico no hay mucha diferencia respecto al largo de la cola de todos los individuos (1.09) a excepción de pertenecer a la zona sur del país, la cual tiene una cola de 1.12, la más larga entre zonas geográficas, esto se interpreta como que por cada trabajador en el sector asalariado en la zona sur hay 1.12 trabajadores esperando por un empleo asalariado.

6.3 Determinantes de Salarios de Trabajadores de ambos Sectores: Corrección Univariada.

En esta sección se analizan los resultados para las ecuaciones de salario de ambos sectores. La tabla 4 muestra que para el sector asalariado, como era de esperarse, la edad está positivamente correlacionada con los salarios, pero a tasas decrecientes, este efecto está sobrestimado al no controlar por sesgo de selección. Los años de escolaridad para individuos con educación media y universitaria son significativos y positivamente correlacionados con el salario, mientras los primeros están subestimados al utilizar MCO, los segundos están sobrestimados. Por otro lado, pertenecer a una zona urbana tiene efecto positivo y significativos sobre los ingresos. Siguiendo el análisis, trabajadores pertenecientes a una etnia reciben un salario más bajo en relación a los que no pertenecen, este efecto está subestimado, pasa de disminuir el salario en un 6% a un 13%. Por otra parte, estar radicado en la zona norte del país está positivamente correlacionado con el salario, mientras que pertenecer al centro y sur, negativamente correlacionado con el ingreso, todos estos efectos teniendo como categoría base a la región metropolitana. Por último, el coeficiente asociado al inverso del ratio de mills es positivo y significativo, lo que implica que los no observables que hacen elegir con mayor probabilidad un trabajo asalariado hacen que el salario de estos trabajadores sea más alto del esperado en el sector asalariado, por ende existe autoselección positiva en este sector.

Table 4: Ecuaciones de Salario Basado en Selección Simple.

	Asalariado		Cuenta Propia	
	OLS	OLS Corregido	OLS	OLS Corregido
Edad	0.0221*** (0.00701)	0.0184*** (0.00691)	0.0310 (0.0222)	0.0160 (0.0208)
<i>Edad</i> ²	-0.000185** (8.23e-05)	-0.000200** (7.92e-05)	-0.000308 (0.000251)	-0.000244 (0.000238)
Años Esc>0	0.00884* (0.00518)	0.00823 (0.00521)	0.0289*** (0.00988)	0.0296*** (0.00963)
Años Esc>8	0.0698*** (0.00770)	0.0837*** (0.00805)	0.0614*** (0.0201)	0.0838*** (0.0213)
Años Esc>12	0.131*** (0.00795)	0.122*** (0.00798)	0.0871*** (0.0292)	0.0708** (0.0288)
Urbano†	0.111*** (0.0162)	0.110*** (0.0164)	0.197*** (0.0438)	0.219*** (0.0442)
Etnia†	-0.0645*** (0.0242)	-0.135*** (0.0266)	0.0493 (0.179)	-0.0803 (0.162)
Norte†	0.0918*** (0.0247)	0.0995*** (0.0246)	-0.0939 (0.0688)	-0.0704 (0.0665)
Centro†	-0.0950*** (0.0192)	-0.0673*** (0.0189)	-0.106** (0.0533)	-0.0443 (0.0502)
Sur†	-0.149*** (0.0171)	-0.156*** (0.0170)	-0.290*** (0.0661)	-0.292*** (0.0636)
Mills Ratio		0.596*** (0.0967)		0.580*** (0.124)
Constante	6.250*** (0.152)	6.198*** (0.145)	6.383*** (0.482)	7.598*** (0.480)
Observations	26,378	26,378	7,764	7,764
R-squared	0.432	0.437	0.246	0.259

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Variable dependiente: logaritmo del salario por hora.

Hombres entre 23 y 60 años que son jefes de núcleo familiar o cónyuges.

Categoría base: región metropolitana.

†: variable dummy.

Por otra parte, como era de esperarse, a partir de las ecuaciones de salarios para los trabajadores cuenta propia se entrega evidencia de que los años de escolaridad para individuos con educación básicos, medios y universitarios están positivamente correlacionados con el salario y son significativos, los primeros no cambian al controlar por sesgo de selección, mientras que los segundos están subestimados y los terceros sobrestimados. El efecto de vivir en una zona urbana está subestimado, éste tiene un efecto positivo sobre los salarios de los trabajadores cuenta propia. Por otro lado, la única variable de zona geográfica que tiene un efecto significativo es vivir en la zona sur de nuestro país, la cual está negativamente relacionada con los salarios, manteniendo como categoría base a la región metropolitana. Por último, el coeficiente asociado al sesgo de selección tiene signo positivo y significativo, esto puede ser interpretado como que los no observables que te hacen elegir un trabajo asalariado con mayor probabilidad hacen que el salarios de estos trabajadores sean más altos de lo esperado en el sector cuenta propia.

A partir de la evidencia presentada anteriormente se puede concluir que existen ventajas absolutas por parte de los trabajadores que eligen con mayor probabilidad un empleo asalariado, es decir, éstos ganan un salario más alto del esperado en ambos sectores, asalariado y cuenta propia. Por otra parte, los trabajadores que eligen con mayor probabilidad un trabajo cuenta propia ganan menos del salario esperado en los dos sectores.

6.4 Determinantes de Salarios de Trabajadores de ambos Sectores: Corrección Bivariada

En esta sección se analizarán los determinantes de los salarios de los distintos tipos de trabajadores basados en un modelo de doble selección y se podrá concluir si existe sesgo de selección y como éste afectan los salarios que reciben los trabajadores. La variable dependiente será el logaritmo del salario por hora, de manera que los parámetros estimados nos informarán en que % cambia el salario cuando la variable independiente cambia en una unidad. Como se menciona anteriormente, se tienen tres tipo de trabajadores: los que son asalariados y los que son cuenta propia, divididos estos en 2 categorías, los que estuvieron en la fila de asalariados y no fueron elegido de ella (IQ) y los que nunca estuvieron en la fila (NIQ). La intención de esta sección es analizar los determinantes de los salarios y ver como las decisiones de elegir un sector y ser elegido de la cola afectan los salarios. Se realizarán dos regresiones para cada grupo, una mediante MCO ignorando el problema de selección y otra en que se agregan las variables correspondientes a los sesgos respectivos de cada grupo, para luego analizar el cambio en parámetros, significancia y el efecto del sesgo de selección.

La tabla 5 muestra, como era de esperarse, que para trabajadores asalariados, es decir, aquellos que eligieron ser asalariados, uniendose a la fila y fueron elegidos de ella por el empleador, sugieren que casi todas las variables son estadísticamente significativas, aunque los sesgos son pequeños. En particular, cuando se agregan las variables asociadas al sesgo de selección la significancia estadística se mantiene y los parámetros varían en magnitud, siendo pequeño el cambio de éstos. A modo de ejemplo, los años de escolaridad para individuos con educación básica son significativos sólo al 10%, sin embargo, el efecto marginal es muy cercano a cero; los años de escolaridad para individuos con educación media tienen un efecto significativo y están positivamente correlacionada con el salario, aumentando de 6,9% a 7,2% su efecto marginal cuando se controla por sesgo de

Table 5: Ecuaciones de Salario basadas en Doble Selección.

	Asalariado		Cuenta Propia (IQ)		Cuenta Propia (NIQ)	
	OLS	OLS Corregido	OLS	OLS Corregido	OLS	OLS Corregido
Edad	0.0221*** (0.00701)	0.0228*** (0.00669)	-0.00820 (0.0297)	0.0235 (0.0336)	0.0509** (0.0250)	0.0297 (0.0233)
<i>Edad</i> ²	-0.000185** (8.23e-05)	-0.000257*** (7.80e-05)	0.000145 (0.000333)	-0.000150 (0.000355)	-0.000547* (0.000289)	-0.000447 (0.000273)
Años <i>Esc</i> > 0	0.00884* (0.00518)	0.00939* (0.00519)	0.0566*** (0.0169)	0.0620*** (0.0171)	0.0128 (0.0117)	0.0163 (0.0112)
Años <i>Esc</i> > 8	0.0698*** (0.00770)	0.0726*** (0.00766)	0.0179 (0.0280)	-0.0485 (0.0472)	0.0845*** (0.0261)	0.0975*** (0.0264)
Años <i>Esc</i> > 12	0.131*** (0.00795)	0.126*** (0.00784)	0.0643* (0.0347)	0.0781** (0.0346)	0.0937** (0.0371)	0.0731** (0.0373)
Urbano†	0.111*** (0.0162)	0.135*** (0.0175)	0.195*** (0.0617)	0.291*** (0.0783)	0.206*** (0.0618)	0.264*** (0.0649)
Etnia†	-0.0645*** (0.0242)	-0.0794*** (0.0259)	-0.0376 (0.0822)	0.258 (0.199)	0.106 (0.274)	0.00499 (0.245)
Norte†	0.0918*** (0.0247)	0.0932*** (0.0248)	0.0497 (0.104)	0.00787 (0.111)	-0.165** (0.0807)	-0.142* (0.0767)
Centro†	-0.0950*** (0.0192)	-0.0779*** (0.0189)	-0.0267 (0.0806)	-0.140 (0.104)	-0.142** (0.0629)	-0.0746 (0.0582)
Sur†	-0.149*** (0.0171)	-0.148*** (0.0168)	-0.206*** (0.0680)	-0.166** (0.0766)	-0.331*** (0.0875)	-0.317*** (0.0814)
σ_{1a}		0.834*** (0.139)				
σ_{2a}		-0.410*** (0.143)				
σ_{3cp1}				0.932** (0.459)		
σ_{4cp1}				-1.213* (0.711)		
σ_{5cp2}						0.646*** (0.150)
Constante	6.250*** (0.152)	6.183*** (0.144)	6.941*** (0.644)	3.885** (1.857)	6.123*** (0.537)	7.745*** (0.557)
Observations	26,378	26,378	2,759	2,759	5,005	5,005
R-squared	0.432	0.438	0.192	0.195	0.275	0.294

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Variable dependiente: logaritmo del salario por hora.

Hombres entre 23 y 60 años que son jefes de núcleo familiar o cónyuges.

Categoría base: región metropolitana.

†: variable dummy.

selección; finalmente, los años de educación para trabajadores con educación escolaridad superior tienen efecto marginal positivo y estadísticamente significativo sobre el salario, pero este disminuye de 13,1% a 12,6% al controlar por sesgo de selección. La edad está positivamente correlacionada con el salario, pero a tasas decrecientes, es decir, el salario crece con la edad, pero cada vez menos, en particular, el cambio de signo de la edad se produce a los 46 años. Pertenecer a una zona urbana, está positivamente correlacionado con el salario, y este efecto aumenta al corregir por sesgo de selección. Por otro lado, pertenecer a una etnia tiene una correlación negativa y significativa con el ingreso, estando subestimada. Pertenecer a la zona norte del país está positivamente correlacionada con salario por hora, mientras que zona sur y centro negativamente. La categoría base es pertenecer a la Región Metropolitana. Los coeficientes asociados a los inversos de los ratios de mills, se interpretan como la correlación entre las ecuaciones de elegir un sector y ser elegido de la fila con las ecuaciones de salarios. Los resultados sugieren que σ_{1a} , el coeficiente asociado a la correlación entre la ecuaciones de elegir un sector (o unirse a la cola) y la ecuación de salarios para los trabajadores asalariados es positiva, esto quiere decir que los no observables que hacen a las personas ser más probables de estar en la cola, hacen que ganen más del salario esperado en el sector asalariado. Por otro lado, el coeficiente σ_{2a} , asociado a la correlación entre la ecuación de ser elegido de la fila y la ecuación de salarios es negativa, esto quiere decir que los no observables que hacen a los trabajadores más probables de ser elegidos de la fila hacen que ganen menos del salario esperado en el sector asalariado. En ambos casos los coeficientes son estadísticamente significativos, lo que lleva a concluir que existe selección en este sector.

En la tabla 5, los resultados para la ecuación de salario para los trabajadores cuenta propia que estuvieron en la fila (IQ) sugieren que el efecto marginal de los años de escolaridad de individuos con educación básica son estadísticamente significativos y están subestimados, ya que al controlar por selección este efecto sobre salarios cambia de 5,6% a 6,2%, mientras que años de escolaridad de trabajadores con educación media no tiene efecto significativo sobre los salarios y años de escolaridad de individuos con educación superior pasan de no ser estadísticamente significativos a serlo al controlar por selección, aumentando el salario en 7,8% por cada años de escolaridad superior adicional. Pertenecer a una zona urbana tiene un efecto estadísticamente significativo y está positivamente correlacionado con el salario, estando subestimado en la ecuación sin control por selección. Por otro lado, pertenecer a la zona sur está negativamente correlacionado con el salario, este efecto marginal se hace más pequeño al controlar por los ratios de mills, el coeficiente cambia de un 20% a un 16%. Edad, pertenecer a una etnia, ser de la zona centro y norte no tienen efectos significativos sobre salarios para este grupo. La categoría base es vivir en la región Metropolitana. Por otra parte, los inversos de los ratios de mills son estadísticamente significativos a estándares normales ²⁸, la correlación entre la ecuación de estar en la fila y salarios en el sector cuenta propia, σ_{3cp1} es positiva, es decir, los no observables que hacen a los trabajadores estar con mayor probabilidad en la fila hacen que reciban un salario más alto del esperado en el sector cuenta propia. Por otra parte, se encuentra evidencia de que la relación entre los no observables que hacen al individuo con mayor probabilidad ser elegido de la fila y la ecuación de salarios, σ_{4cp1} , tiene efecto negativo, es decir, trabajadores con menor probabilidad de ser elegidos de la fila obtienen un salario más alto del esperado en el sector cuenta propia.

El último grupo de interés son aquellos trabajadores cuenta propia que no quisieron estar en la

²⁸a un 90% de significancia el ratio asociado a la ecuación de ser elegido de la fila y un 95% el ratio asociado a la ecuación ser entrar a la fila.

fila (NIQ), por lo que eligieron ser cuenta propia en primera instancia. Los resultados de la tabla 5, como era de esperarse, sugieren que los años de escolaridad para individuos con educación media están subestimados y los años para individuos con educación superior están sobrestimados, el efecto marginal corregido sobre el salario del primero es 9,7% mientras que el segundo disminuye a un 7,5%, ambos efectos son estadísticamente significativos. Por otro lado, años de escolaridad básica no tienen efecto significativo sobre los salarios. Pertenecer a una zona urbana está positivamente correlacionado con el salario y este efecto marginal está subestimado, lo cual se puede corroborar al controlar por el inverso del ratio de mills. Nuevamente para los trabajadores cuenta propia, no hay efecto significativo de pertenecer a una etnia, tal como ocurría con los cuenta propia IQ. Las variables geográficas están todas sobrestimadas, estando negativamente correlacionadas con el salario por hora, siendo estos efectos estadísticamente significativo. La categoría base es vivir en la región Metropolitana. Por último, en este caso sólo se tiene una fuente de sesgo de selección, la decisión de no haber estado en la fila y por ende, haber elegido el sector cuenta propia; los resultados muestran evidencia de que la correlación entre los no observables que te hacen con mayor probabilidad elegir estar en la cola y los salarios del sector cuenta propia, σ_{5cp2} , es positiva, es decir, las personas menos probables de estar en la fila ganan un salario más bajo del esperado en el sector cuenta propia.

Los resultados anteriores sugieren evidencia de existencia de sesgo de selección para los tres tipos de trabajadores. En particular, se encuentra que trabajadores con mayor probabilidad estar en la fila tienen ventajas absolutas sobre los que eligen el sector cuenta propia (y no están en la cola), ya que ellos ganarían un salario mayor al esperado en ambos sectores²⁹. Por otro lado, un resultado no esperado es que los trabajadores más probables de ser elegidos de la fila son los que ganan un menor salario del esperado en un trabajo asalariado (σ_{2a}), lo que puede ser interpretado una minimización de costos por parte del empleador, ya que como se ve en la sección de la estimación modelo de doble selección, los trabajadores con menos habilidades son los que se unen a la fila de empleos asalariados con mayor probabilidad. Otra razón de lo anterior puede ser un mismatch tecnológico, es decir, empresas no tienen los factores productivos acordes con las habilidades de los trabajadores elegidos de la fila, por ende, éstos pueden estar sobre calificados para los empleos por lo que perciben un salario menor del que esperan de acuerdo a sus habilidades y éste es acorde al trabajo ofrecido por el empleador. Por último, se encuentra evidencia de que los trabajadores con menor probabilidad de ser elegidos de la fila, serán los que ganarán un salario mayor al esperado en el sector cuenta propia (σ_{4cp1}).

Es importante mencionar que dada la posible sobre estimación de los trabajadores cuenta propia que querían ser asalariado podría darse la posibilidad de que los no observables que afectan la decisión de querer ser o cambiarse a un trabajo asalariado no afecten a los no observables de la decisión de poder moverse a un trabajo asalariado. Por ende, las dos decisiones podrían ser independientes. Esto podría tener efectos en la significancia y signo de los ratios de mills asociados a las dos decisiones, por ende, pudiendo cambiar las conclusiones de ventajas absolutas para individuos más probables de querer cambiarse o desear obtener un trabajo asalariado por ejemplo. Por último, podría darse el caso de que las dos decisiones entreguen la misma información, con lo cual sería irrelevante estimar un biprobit con sesgo de selección, debiendo optar por un modelo de selección simple, de modo que la probabilidad de obtener un trabajo sería la misma probabilidad de obtenerlo, existiendo libre acceso al sector asalariado tanto como al sector cuenta propia.

²⁹Tanto σ_{1a} , σ_{3cp1} y σ_{5cp2} tienen signos positivos y estos coeficientes son todos significativos.

7 Conclusiones

En este paper se abordó el tema del no libre acceso al sector asalariado en el mercado laboral chileno, mediante un modelo de doble selección entre el sector cuenta propia y asalariado en Chile para el año 2009. A partir de la encuesta Casen 2009, se encuentra evidencia de que el trabajo cuenta propia abarca un quinto de los trabajadores de la muestra³⁰ mientras que el restante son empleados asalariados. Los trabajadores cuenta propia perciben en promedio un ingreso menor al de los empleados asalariados, además tienen menor escolaridad, son de mayor edad y cotizan menos, por ende, están asociados a condiciones precarias de trabajo e informalidad laboral. Lo anterior, generaría desigualdades en el largo plazo. Además, del total de trabajadores por cuenta propia, alrededor de un tercio le gustaría cambiarse a un trabajo asalariado por el mismo ingreso, atribuible a los beneficios que podrían obtener en el sector asalariado.

Se estima un modelo de doble selección, el cual tiene 2 etapas: la primera llamada “en la fila” donde los individuos eligen el sector que les genera mayor utilidad, lo cual informa sobre el deseo de entrar o querer cambiarse al sector asalariado y la segunda etapa llamada “elegido de la fila” donde los empleadores eligen trabajadores de la cola, lo cual nos informa acerca de la probabilidad de moverse al sector asalariado. En términos de metodología, el probit bivariado con sesgo de selección nos permite encontrar relaciones que están escondidas en un probit univariado de elección simple de sector. Por ejemplo, pertenecer a una etnia no afecta la decisión de elegir un sector por parte del trabajador, pero sí afecta negativamente la probabilidad de moverse al sector asalariado. A la luz de los resultados, se encuentra evidencia de que educación superior está positivamente correlacionada con elegir o querer cambiarse y moverse al sector asalariado. Por otra parte, pertenecer a una etnia disminuye la probabilidad de entrar al sector asalariado. Además, tener pareja está positivamente correlacionado con desear entrar al sector asalariado o cambiarse a éste, mientras que edad, el número de niños menores a 6 años, el ingreso no laboral per cápita y tener un padre cuenta propia está negativamente correlacionado con la probabilidad de desear estar o cambiarse al sector asalariado. A su vez, se encuentra evidencia de decisión no voluntaria en la probabilidad de ser cuenta propia, por ende, de colas para trabajadores asalariados y menor probabilidad de acceder al sector asalariado para trabajadores pertenecientes a una etnia y con educación inferior a media completa en el mercado laboral chileno. Por último, la correlación entre ambas ecuaciones es negativa y estadísticamente significativa, lo cual indica la relevancia estadística del modelo estimado. Es importante recalcar que hay que tomar con cautela estos resultados producto de la posible sobre estimación de la pregunta con la cual se aproxima quien estuvo en la cola de trabajos asalariados.

A partir del modelo de doble selección, se estiman efectos marginales sobre las probabilidades de estar en el sector asalariado, estar en la cola, ser elegido de la fila condicional a haber estado en ella y el largo de la cola. Se encuentra evidencia de la no existencia de autoselección para trabajadores pertenecientes a una etnia y una menor probabilidad de acceder al sector asalariado, por ende, la probabilidad de ser elegido de la fila condicional a haber estado en ella es más baja que la del individuo representativo. Por otro lado, para trabajadores que tienen un padre cuenta propia, existe un alto grado de autoselección. Finalmente, la probabilidad asociado al nivel educativo alcanzado por el individuo aumenta monótonicamente a partir de educación media completa, mientras mayor

³⁰Hombres entre 23 y 60 años que son jefes núcleo o conyuges.

es el nivel mayor es la probabilidad de estar en la fila y ser elegido de ella condicional a haber estado en la cola.

Finalmente, las ecuaciones de salarios, al controlar por sesgo de selección, muestran evidencia de que los años de escolaridad están positivamente correlacionados con el salario, tanto para el grupo asalariado como el de cuenta propia. Edad y etnia sólo afectan los retornos de los asalariados, están positiva y negativamente correlacionados respectivamente. Vivir en un lugar urbano está positivamente correlacionado con salarios para ambos sectores. Respecto a los tres tipos de sesgo de selección presentes, se encuentra evidencia de que no observables que hacen que los trabajadores sean más probables de estar en la fila, hacen que ganen más salario del esperado en ambos sectores, asalariado y cuenta propia, lo que sugiere evidencia de ventajas absolutas por parte de estos trabajadores. Por otra parte, no observables que hacen a los trabajadores ser elegidos de la cola con mayor probabilidad hacen que ganen menos del salario esperado en el sector asalariado, lo que se podría explicar por una minimización de costos de parte del empleador o un mismatch entre tecnología del empleo y capital humano del trabajador. Por último, los no observables que hacen a los trabajadores ser elegidos de la cola con menor probabilidad hacen que ganen un salario más alto del esperado en el sector cuenta propia.

References

- Abowd, J., & Farber, H. (1981). Job queues and the union status of workers. *Indus. & Lab. Rel. Rev.*, 35, 354.
- Aronson, R. L. (1991). *Self-Employment: A Labor Market Perspective*, vol. 1021. Ithaca, N.Y. ILR Press.
- Asea, P. (1996). The informal sector: Baby or bath water? a comment. In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 45, (pp. 163–171). Elsevier.
- Banerjee, A., & Duflo, E. (2005). Growth theory through the lens of development economics. *Handbook of economic growth*, 1, 473–552.
- Bargain, O., & Kwenda, P. (2011). Earnings structures, informal employment, and self-employment: New evidence from brazil, mexico, and south africa. *Review of Income and Wealth*, 57, S100–S122.
- Bassi, M., & Urzúa, S. (2010). Educación en chile: El desafío está en la calidad. IDB Publications 37998, Inter-American Development Bank.
URL <http://ideas.repec.org/p/idb/brikps/37998.html>
- Blanchflower, D. G. (2000). Self-employment in oecd countries. NBER Working Papers 7486, National Bureau of Economic Research, Inc.
URL <http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/7486.html>
- Blau, D. (1987). A time-series analysis of self-employment in the united states. *The Journal of Political Economy*, 95(3), 445–467.
- Bravo, D., & Torres, J. A. A. V. (2011). The impact of income adjustments in the casen survey on the measurement of inequality in chile. *Estudios de Economía*, 38(1 Year 20), 43–65.
URL <http://ideas.repec.org/a/udc/esteco/v38y2011i1p43-65.html>
- Carneiro, F., & Henley, A. (2001). Modelling formal vs. informal employment and earnings: micro-econometric evidence for brazil. Tech. rep., Annals of the XXIX National Meeting of Economics of ANPEC.
- Carrington, W., McCue, K., & Pierce, B. (1996). The role of employer/employee interactions in labor market cycles: Evidence from the self-employed. *Journal of Labor Economics*, (pp. 571–602).
- Cea, S., Contreras, M. I., Martínez, C., & Puentes, E. (2009). Trabajadores por cuenta propia: ¿quienes son? ¿de donde vienen? ¿para donde van? Working Papers wp308, University of Chile, Department of Economics.
URL <http://ideas.repec.org/p/udc/wpaper/wp308.html>
- Co, C., Gang, I., & Yun, M. (2005). Self-employment and wage earning in hungary. *Review of Development Economics*, 9(2), 150–165.
- Dawson, C., Henley, A., & Latreille, P. (2009). *Why do individuals choose self-employment?*. IZA.
- Earle, J., & Sakova, Z. (1998). Self-employment in transitional economies: Entrepreneurship or disguised unemployment? In *OECD International Conference on Self-Employment*. <http://www.ciln.mcmaster.ca/papers/seconf/transecns.pdf>.

- Earle, J. S., & Sakova, Z. (1999). Entrepreneurship from scratch: Lessons on the entry decision into self-employment from transition economies. IZA Discussion Papers 79, Institute for the Study of Labor (IZA).
URL <http://ideas.repec.org/p/iza/izadps/dp79.html>
- Estrin, S., & Mickiewicz, T. (2010). *Entrepreneurship in transition economies: the role of institutions and generational change*. IZA.
- Fairlie, R., & Meyer, B. (1996). Ethnic and racial self-employment differences and possible explanations. *Journal of human resources*, (pp. 757–793).
- Fuchs, V. (1982). Self-employment and labor force participation of older males. *Journal of Human Resources*, (pp. 339–357).
- Gong, X., & Van Soest, A. (2002). Wage differentials and mobility in the urban labour market: a panel data analysis for Mexico. *Labour Economics*, 9(4), 513–529.
- Hamilton, B. H. (2000). Does entrepreneurship pay? an empirical analysis of the returns to self-employment. *Journal of Political Economy*, 108(3), 604–631.
URL <http://ideas.repec.org/a/ucp/jpolrec/v108y2000i3p604-631.html>
- Heckman, J. (1977). Sample selection bias as a specification error (with an application to the estimation of labor supply functions).
- Heckman, J., & Honore, B. (1990). The empirical content of the Roy model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, (pp. 1121–1149).
- Hughes, K. (2003). Pushed or pulled? women’s entry into self-employment and small business ownership. *Gender, Work & Organization*, 10(4), 433–454.
- Llisterri, J., Kantis, H., Angelelli, P., & Tejerina, L. (2006). Is youth entrepreneurship a necessity or an opportunity?: A first exploration of household and new enterprise surveys in Latin America. *IDB Publications*.
- Maddala, G. S. (1983). *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press.
- Maloney, W. (1997). The structure of labor markets in developing countries: Time series evidence on competing views. *World Bank Policy Research Working Paper No. 1940*.
- Mengistae, T., & Group, W. B. D. R. (1999). *Wage rates and job queues: does the public sector overpay in Ethiopia?*. 2105. World Bank, Development Research Group.
- Montenegro, C. E., & Pagés, C. (2003). Who benefits from labor market regulations? Chile 1960–1998. Policy Research Working Paper Series 3143, The World Bank.
URL <http://ideas.repec.org/p/wbk/wbrwps/3143.html>
- Montenegro, C. E., & Pagés, C. (2007). Job security and the age-composition of employment: evidence from Chile. *Estudios de Economía*, 34(2 Year 20), 109–139.
URL <http://ideas.repec.org/a/udc/esteco/v34y2007i2p109-139.html>
- Narita, R. (2011). Self employment in developing countries: a search-equilibrium approach. Tech. rep., University College London, Department of Economics.

- Perticara, M., & Celhay, P. (2010). Informalidad laboral y políticas públicas en Chile. ILADES-Georgetown University Working Papers inv257, Ilades-Georgetown University, Universidad Alberto Hurtado/School of Economics and Business.
URL <http://ideas.repec.org/p/ila/ilades/inv257.html>
- Pisani, M., & Pagán, J. (2004). Sectoral selection and informality: A Nicaraguan case study. *Review of Development Economics*, 8(4), 541–556.
- Poirier, D. (1980). Partial observability in bivariate probit models. *Journal of Econometrics*, 12(2), 209–217.
- Pozzoli, D., & Ranzani, M. (2010). Participation and sector selection in Nicaragua. *Journal of International Development*, 22(5), 591–610.
- Puentes, E., & Contreras, D. (2009). Informal jobs and contribution to social security: Evidence from a double selection model. Working Papers wp307, University of Chile, Department of Economics.
URL <http://ideas.repec.org/p/udc/wpaper/wp307.html>
- Puentes, E., Contreras, D., & Sanhueza, C. (2007). Self-employment in Chile, long run trends and education and age structures changes. *Estudios de Economía*, 34(2 Year 20), 203–247.
URL <http://ideas.repec.org/a/udc/esteco/v34y2007i2p203-247.html>
- Roy, A. (1951). Some thoughts on the distribution of earnings. *Oxford economic papers*, 3(2), 135–146.
- Saavedra, J., & Chong, A. (1999). Structural reform, institutions and earnings: Evidence from the formal and informal sectors in urban Peru. *The Journal of Development Studies*, 35(4), 95–116.
- Schneider, F. (2004). Size and measurement of the informal economy in 110 countries. *World Bank, Understanding Regulation, Oxford University Press*.
- Soares, F. (2004). *Do informal workers queue for formal jobs in Brazil?*, vol. 1021. Ipea.
- Sullivan, D., Smeeding, T., & (Organization), L. I. S. (1997). *All the world's entrepreneurs: The role of self-employment in nineteen nations*. Luxembourg Income Study.
- Temkin, B. (2009). Informal self-employment in developing countries: Entrepreneurship or survivalist strategy? some implications for public policy. *Analyses of Social Issues and Public Policy*, 9(1), 135–156.
- Tunali, I. (1985). *Migration, earnings and selectivity: from theory to fact—evidence from Turkey, 1963–73*, vol. 1. University of Wisconsin–Madison.
- Tyrowicz, J. (2011). What distinguishes entrepreneurs? evidence on the motives for self-employment. *Economics Letters*.
- Yamada, G. (1996). Urban informal employment and self-employment in developing countries: theory and evidence. *Economic Development and Cultural Change*, 44(2), 289–314.