



Monografía de Grado
Licenciatura en Economía

UNA APROXIMACIÓN AL ANÁLISIS DE LA
INFORMALIDAD Y LAS DECISIONES FAMILIARES
EN URUGUAY.

El caso de los cónyuges

Autores: OLIVERA, ADOLFO
REGUEIRA, PAOLA
VILÁ, JOAN.

Tutor: AMARANTE, VERÓNICA

Montevideo, Uruguay
2012.

PÁGINA DE APROBACIÓN

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y DE LA ADMINISTRACIÓN

El Tribunal docente integrado por los abajo firmantes aprueba la Tesis de Investigación:

Título

.....
.....

Autores

.....

Tutor

.....

Carrera

.....

Cátedra

.....

Puntaje

.....

Tribunal

Profesor.....(Nombre y firma)

Profesor.....(Nombre y firma)

Profesor.....(Nombre y firma)

AGRADECIMIENTOS

Agradecemos en primer lugar a Verónica Amarante por su colaboración y orientación tanto en la elección del objeto de estudio como a lo largo del proceso de investigación. Asimismo, queremos agradecer a Graciela San Román por su disposición y por sus aportes fundamentales para el abordaje de los resultados. No obstante, las opiniones y errores del trabajo son de total responsabilidad de los autores.

Finalmente agradecemos a los amigos, familia y allegados que acompañaron y apoyaron este proceso.

Resumen

La persistencia de situaciones donde un porcentaje relevante de trabajadores no contribuye a la seguridad social es una característica distintiva de los mercados de trabajo de la región así como del Uruguay. En nuestro país, más del 30% de la población ocupada no aporta a la seguridad social en 2010. El presente trabajo tiene como finalidad profundizar el análisis de los determinantes de la informalidad en Uruguay y el rol que podrían ejercer las decisiones de los trabajadores. Para ello se identifica al trabajador informal como aquel que no realiza los aportes a la seguridad social.

Como señala la literatura, la heterogeneidad presente en el sector informal amerita la utilización del enfoque de “escape y exclusión” como una alternativa adecuada para el estudio del mercado laboral. En esta línea podría coexistir un grupo de trabajadores que no logra acceder a empleos en el sector formal (excluidos), y otro grupo que decide voluntariamente ocuparse en el sector informal a partir de un análisis costo-beneficio (escapados). Debido a que parte de los beneficios de la seguridad social alcanzan al núcleo familiar, la existencia de un trabajador formal en el hogar podría reducir los beneficios marginales de aportar del resto de los miembros ocupados.

En este trabajo se explora esta hipótesis, a partir de la estimación de modelos *probit* bivariados recursivos que permiten incorporar la relación entre las decisiones de los miembros del hogar. A partir de las estimaciones realizadas para las parejas de asalariados privados se concluye que la formalidad del jefe no disminuye la probabilidad de aportar del cónyuge. Esta conclusión se mantiene para las diferentes especificaciones utilizadas y a lo largo del período de análisis (2003-2010). En el caso de los hogares conformados por jefe ocupado y cónyuge cuentapropista se encuentra que la probabilidad de aportar de los cónyuges se reduce con la formalidad del jefe, por lo que los incentivos que llevan a la toma de decisiones operarían de forma diferencial según la categoría de ocupación. Sin embargo, es necesario relativizar la interpretación de los resultados debido a la débil identificación del modelo.

Palabras clave: Informalidad, decisiones conjuntas, *probit*, *probit* bivariado recursivo

Tabla de contenidos

1. Introducción	1
2. Informalidad en el mercado de trabajo: distintas explicaciones	4
2.1 Distintas visiones sobre informalidad	4
2.2 Un modelo sobre las decisiones de ser informal	10
3. Antecedentes	18
3.1 La informalidad en Uruguay	18
3.2 Las decisiones de los trabajadores secundarios y los incentivos de las políticas	22
4. Metodología	28
4.1 Datos	28
4.2 Modelización	30
4.2.a Estimación e identificación del modelo	33
4.2.b Bondad de ajuste	37
4.2.c Efectos marginales	39
5. Caracterización de la informalidad en Uruguay	43
5.1 El sistema de seguridad social	43
5.2 Características de los trabajadores informales	45
5.3 El caso de los trabajadores por cuenta propia	55
5.4 El caso de los cónyuges	56
6. Resultados empíricos	60
6.1 Una primera aproximación: modelo <i>probit</i> simple	63
6.2 Modelo <i>probit</i> bivariado recursivo	66
6.3 Modelos <i>probit</i> bivariado recursivo con <i>dummies</i> de educación del jefe	73
6.4 Otras estimaciones	81
7. Síntesis y reflexiones finales	89
8. Bibliografía	92
9. Anexo	96

Introducción

Los altos registros de informalidad constituyen un problema estructural de los mercados laborales de la región. Uruguay no ha sido ajeno a dicha situación, y un porcentaje relevante de los ocupados no contribuye a la seguridad social.

El crecimiento económico de los últimos años ha derivado en mejoras en el mercado laboral, entre las que se destaca la disminución de las tasas de no registro en la seguridad social. Entre 2003 y 2010 el porcentaje de trabajadores sin cobertura se redujo 8,9 p.p., pasando de 39,5% a 30,6% de los ocupados en localidades de más de 5000 habitantes. Entre los cónyuges, la informalidad definida como falta de aportes a la seguridad social muestra una tendencia similar, descendiendo de 37% a 29% entre 2003 y 2010. A pesar de esta reducción, el fenómeno aún afecta a un alto porcentaje de la población ocupada y constituye un desafío para las políticas públicas.

La persistente incidencia de la informalidad en América Latina ha dado lugar al surgimiento de numerosas teorías que, desde distintos enfoques, buscan conocer sus causas e implicancias. En el trabajo se exponen brevemente las principales corrientes teóricas, con especial énfasis en el enfoque de “escape y exclusión” desarrollado por Perry et al. (2007).

El objetivo central de este trabajo es conocer mejor los determinantes de la informalidad, en particular la existencia de interrelación entre las decisiones de aporte de los integrantes del hogar. Específicamente, se analiza la posibilidad de que la formalidad del jefe de hogar afecte negativamente la probabilidad de contribuir del cónyuge. La estimación de modelos *probit* bivariados recursivos permite incorporar la relación entre las decisiones de los miembros del hogar, siendo por lo tanto una metodología adecuada para el análisis de la toma conjunta de decisiones.

Con la finalidad de reconocer la posible existencia de incentivos diferenciados según la categoría de ocupación de los miembros del hogar, se definen distintos universos de análisis. El eje central del trabajo se establece en función de las estimaciones realizadas para aquellos hogares conformados por jefe y cónyuge asalariados privados, categoría de ocupación mayoritaria en el total de ocupados (57,6% del total de ocupados en 2010). No obstante, se modeliza la decisión de aporte del cónyuge en hogares con jefe asalariado (público o privado) y cónyuge asalariado privado, así como en hogares compuestos por jefe ocupado y cónyuge trabajador por cuenta propia.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En el capítulo dos se presentan en forma sintética los principales enfoques sobre el tema y se desarrolla el marco conceptual utilizado en el trabajo. El tercer capítulo describe los principales antecedentes nacionales e internacionales que

abordan la temática, centrándose en los factores que influyen en la toma de decisiones de los trabajadores. En el capítulo cuatro se explican los enfoques metodológicos utilizados para analizar los determinantes de la formalidad del cónyuge. Asimismo, se analiza la pertinencia de la modelización mediante un *probit* bivariado respecto al uso de un modelo *probit* simple. En el quinto capítulo se resumen brevemente los aspectos centrales del sistema de seguridad social y los cambios recientes en el marco legal, para luego presentar una caracterización de los trabajadores informales. El sexto capítulo expone los principales resultados obtenidos a partir de la estimación de diferentes especificaciones para los años 2003, 2006 y 2010. Por último, en el capítulo siete se presentan algunas reflexiones finales.

2. Informalidad en el mercado de trabajo: distintas explicaciones

En este capítulo se presentan de manera sintética las distintas corrientes que abordan la informalidad en el mercado de trabajo, así como algunas explicaciones para su persistencia en el tiempo. Más adelante se expone el modelo elegido para el análisis específico que se desarrolla en este trabajo, basado en la propuesta de Galiani y Weinschelbaum (2011), centrándose en las decisiones de los cónyuges.

2.1 Distintas visiones sobre informalidad

Las distintas explicaciones sobre las causas de la informalidad pueden clasificarse en dos grupos. Por un lado, un conjunto de corrientes sostiene que la informalidad es consecuencia de la existencia de un mercado laboral segmentado, que excluye a ciertos trabajadores de los puestos de trabajo formales. Por otro lado, otras visiones sostienen que la presencia del sector informal en la economía respondería fundamentalmente a decisiones voluntarias y racionales de los agentes, en función de los costos y beneficios de la formalidad.

La primera de estas aproximaciones está basada en la existencia de un mercado laboral dual, donde coexisten dos sectores diferenciados: el formal y el informal. Los estudios de mercados segmentados se basan en su mayoría en el modelo de Harris y Todaro (1970), originalmente desarrollado para estudiar las corrientes migratorias entre las áreas

rurales y urbanas. Dentro de los modelos duales se pueden inscribir diversos enfoques¹.

La Organización Internacional del Trabajo (OIT, 1972), ampliando el concepto elaborado anteriormente por Hart (1971), define la noción de informalidad en el mercado laboral. En esta visión, la informalidad se caracteriza por actividades de baja productividad, como consecuencia de escaso desarrollo tecnológico y modernización. Estos factores se asocian en general a actividades desarrolladas en establecimientos con poco personal ocupado y producción en pequeña escala. Este enfoque, predominante en los trabajos sobre informalidad en América Latina, clasifica como informales a “trabajadores por cuenta propia, familiares no remunerados, empleados y empleadores en establecimientos de menos de cinco trabajadores y servicio doméstico” (Tokman, 2001:20).

Otra visión, también asociada a la idea de mercados segmentados, es la de Portes y Castells (1989), quienes consideran que la diferenciación entre los dos segmentos del mercado de trabajo (formal e informal) tiene origen en la descentralización productiva con el objetivo de reducir los costos de producción. En tal proceso interactúan ambos sectores, operando el sector informal como proveedor de bienes y servicios de bajo costo para el sector moderno de la economía (Portes y Castells, 1989).

¹ Una síntesis de estos enfoques se presenta en el cuadro A.1 del anexo, siguiendo a Amarante y Espino (2007).

Desde este punto de vista, las actividades informales consisten en empleos no regulados en economías donde en general ese tipo de actividades si lo están (Portes y Castells, 1989; Portes y Schauflier, 1993).

Más allá de las diferencias entre las visiones anteriores, las mismas coinciden en que, en términos generales, los trabajadores del sector informal presentan desventajas relativas respecto a sus pares formales. Los trabajadores con baja calificación o escasa formación solo encontrarían empleo en el sector informal, donde no cuentan con la mayor parte de los derechos de la seguridad social y perciben menores ingresos. Existiría entonces un segmento donde se crean empleos de buena calidad, con posibilidades de avance y estabilidad (formal), y otro segmento donde predominan empresas inestables y empleos de mala calidad (informal).

Desde un punto de vista más ortodoxo el enfoque legalista identifica al sector informal en función del incumplimiento de determinadas leyes o regulaciones del mercado laboral. En este sentido, la informalidad surge como forma de evadir los costos y rigideces que implicarían las regulaciones y cargas fiscales. Si bien esta visión no plantea radicalmente que el marco regulatorio sea inadecuado en su totalidad, señala que determinadas reglamentaciones generan una diferenciación entre las empresas y su relación con el Estado. De Soto (1987), sostiene que en muchos casos el realizar la actividad de manera informal podría implicar

una mejor situación para el individuo e incluso para la sociedad, marcando una diferencia con las posiciones anteriores, donde los empleos formales son siempre preferibles a los informales.

La posibilidad de que existan diferentes razones que lleven a los trabajadores a emplearse en el sector informal ha dado lugar al surgimiento de nuevas líneas de pensamiento. Esto implica una revisión de la visión dualista o de mercados segmentados, incorporando al análisis la posibilidad de que al menos parte de los trabajadores decidan voluntariamente ocuparse en el sector informal.

Determinadas características de los empleos, de los trabajadores y de la regulación vigente pueden hacer deseable un trabajo informal. Esta decisión se fundamentaría en un análisis costo-beneficio de las distintas alternativas. Entre los aspectos valorados por los trabajadores para preferir ocuparse en el sector informal se destacan: la flexibilidad horaria, la posibilidad de aumentar el ingreso presente y la compatibilización con actividades no laborales (Bosch y Maloney 2005).

Diversos estudios realizados para América Latina encuentran evidencia que fundamenta la relevancia de las decisiones de los trabajadores para explicar la informalidad. En Maloney (2003), se encuentra que la flexibilidad y las posibilidades de entrenamiento son características que suelen hacer más deseables los empleos informales. Esto sería importante para los trabajadores jóvenes, que utilizan este sector como

puerta de entrada al mercado laboral, para obtener experiencia y acumular conocimiento. Por otra parte, teniendo en cuenta la división sexual del trabajo a nivel familiar y la escasa presencia de servicios públicos para el cuidado de los niños, la flexibilidad horaria podría operar como un importante incentivo para las mujeres (Maloney, 1999).

La posibilidad de percibir determinados beneficios por el aporte a la seguridad social de otro miembro del hogar puede reducir los incentivos a la formalización. Maloney (1999) señala que la cobertura del seguro de salud para diferentes miembros de la familia representa uno de los incentivos más importantes para no realizar los aportes a la seguridad social para el caso de los trabajadores secundarios. Dado que la tendencia de los distintos países latinoamericanos ha sido hacia la ampliación de los beneficios de la seguridad social a otros miembros del hogar además del trabajador, el beneficio marginal de aportar para el segundo trabajador podría llegar a ser nulo.

Se reconocen entonces posibles características del sector informal que generan incentivos para ocuparse en él, por lo que no necesariamente serían empleos inferiores a los formales. Por lo tanto parte de los trabajadores informales los elegirían por percibir mayores beneficios en este sector que en el sector regulado del mercado de trabajo.

Una síntesis de las distintas visiones sobre la informalidad puede encontrarse en el trabajo "Escape y exclusión" desarrollado por Perry,

Arias, Fajnzylber, Maloney, Mason y Saavedra (2007), donde se describe la heterogeneidad de situaciones dentro del sector informal. En este análisis se identifica por un lado la existencia de trabajadores que se ven excluidos de los beneficios otorgados por el Estado, situación compatible con la explicación de mercados segmentados. Sin embargo, también se reconoce a un grupo de trabajadores que toma la decisión del sector en donde emplearse a partir de un análisis costo-beneficio de las diferentes alternativas, a estos trabajadores se les denomina “escapados”.

Las dos visiones podrían entonces ser complementarias, existiendo tanto trabajadores excluidos como escapados en el sector informal. No obstante, la importancia relativa de cada una de estas explicaciones depende de las características de cada país. El trabajo empírico presentado en Perry *et al.* (2007), concluye que los trabajadores asalariados privados informales se encuentran mayoritariamente “excluidos” del sistema, mientras que los ocupados por cuenta propia se identifican más claramente como “escapados”.

En el caso de Uruguay, Bucheli y Ceni (2010) estudian, mediante un modelo de regresiones intercambiables, el diferencial de ingresos entre trabajadores formales e informales. A partir de las estimaciones realizadas para una muestra de asalariados, los autores sugieren que los trabajadores no registrados son más exitosos en el sector informal que un

trabajador elegido al azar, por lo tanto parte de los asalariados respondería a un enfoque de “escape” en Uruguay.

2.2 Un modelo sobre las decisiones de ser informal

A continuación se presenta el modelo desarrollado por Galiani y Weinschelbaum (2011) para explicar las decisiones de aportar de jefes y cónyuges en función de los costos y beneficios de cada alternativa.

Se considera que tanto las empresas como los trabajadores pueden optar por emplearse en cada uno de los sectores de acuerdo a la opción que le otorgue la máxima utilidad o beneficio. Debido a que el alcance de este trabajo se limita al análisis de las decisiones de los trabajadores, en esta sección se desarrolla únicamente la oferta del mercado laboral. En particular, se analiza cómo se determinan las decisiones del jefe de hogar y de su cónyuge. Por lo tanto, se excluye de la presentación el desarrollo de las decisiones de las empresas basado en la maximización de beneficios que se plantea en el modelo original.

Se parte del supuesto de que al menos un grupo de trabajadores elige ocuparse en el sector informal, considerando la existencia de trabajadores “escapados”. Cada trabajador ocupado recibe un salario de acuerdo al sector en el que se desempeña (w_f si es formal, w_i si es informal). El salario es el precio por unidad de trabajo ofrecida (l), incluyendo dentro de

este término una aproximación al nivel de capital humano del trabajador, medido mediante el nivel educativo alcanzado.

De esta forma, cada trabajador va a decidir si registrarse en la seguridad social de acuerdo a la utilidad que reciba en cada una de estas opciones. En caso de emplearse en el sector formal además de recibir el salario correspondiente percibirá los beneficios de tener cobertura de la seguridad social. Sin embargo, el trabajador debe afrontar una serie de costos por esta opción: principalmente aportes a la seguridad social, así como costos no pecuniarios como la falta de flexibilidad horaria y menor movilidad laboral. Por lo tanto, la utilidad de un individuo de ocuparse en un empleo formal queda determinada de la siguiente forma:

$$U_f(w_f l, \theta) = w_f l + \theta - \gamma \quad (1)$$

γ costos fijos por ocuparse en el sector formal

θ beneficios de aportar a la seguridad social

Por otra parte, la utilidad que obtienen los trabajadores que no están registrados depende del salario unitario correspondiente a ese sector, así como de la probabilidad de ser descubierto. En caso de que se detecte a la firma evadiendo, el trabajador pierde el empleo y por lo tanto su ingreso, por lo que solo percibiría el salario correspondiente a este sector cuando la empresa no es descubierta. Se aplica similar razonamiento para el caso de los cuentapropistas no registrados, cuyo ingreso unitario dependerá de su producción y de la probabilidad de ser descubierto. En caso de ser encontrado evadiendo, perderá sus ingresos.

La utilidad en este caso queda determinada por:

$$U_i(w_i l, \theta) = w_i l (1-q) \quad (2)$$

Siendo q la probabilidad de ser descubierto evadiendo

Los trabajadores que cuentan con bajo nivel de capital humano no pueden afrontar los costos de formalizarse:

$$w_f l - \gamma \leq 0 \quad (3)$$

De esta forma, queda determinado un primer nivel mínimo de capital humano necesario para que el trabajador tenga la posibilidad de emplearse en el sector formal del mercado de trabajo:

$$\hat{l} = \frac{\gamma}{w_f} \quad (4)$$

Por lo tanto, todos los individuos que posean un nivel de capital humano inferior a \hat{l} son excluidos del sector formal del mercado de trabajo. Quienes superen este nivel mínimo podrán elegir la opción que les reporte una mayor utilidad. En este caso, puede determinarse otro nivel de capital humano que hace indiferente ocuparse en el sector formal o informal.

$$U_i(w_i l, \theta) = U_f(w_f l, \theta)$$

$$w_i l (1-q) = w_f l + \theta - \gamma \quad (5)$$

$$\tilde{l} = \frac{\gamma - \theta}{w_f - w_i(1-q)} \quad (6)$$

La ecuación 6 determina un segundo nivel de capital humano, en el cual al individuo le es indiferente en términos de utilidad ocuparse en un sector u otro. Por lo tanto, los trabajadores estarán registrados a la seguridad social siempre que su nivel de capital humano supere las dos condiciones obtenidas anteriormente. Es decir, que tenga un nivel de capital superior al mínimo necesario para afrontar los costos de formalizarse, y además, que la utilidad que percibe en el sector formal sea mayor a la del sector informal.

$$\bar{l} = \max(\hat{l}, \tilde{l})$$

Si $l \leq \bar{l}$ el trabajador es informal

Si $l > \bar{l}$ el trabajador es formal

En caso de que el capital humano del individuo se ubique entre los puntos de corte hallados anteriormente ($\hat{l} < l < \tilde{l}$), el trabajador decide voluntariamente ocuparse en el sector informal, y por lo tanto se trataría de un trabajador “escapado”.

Este desarrollo determina la oferta en el mercado laboral en el caso de hogares con un único miembro ocupado, es decir, sin tener en cuenta la posible participación de otros miembros. Debido a que este estudio se centra en la decisión del cónyuge, se presenta una ampliación del modelo en la cual se incluyen hogares con más de un integrante ocupado. En este caso, existen tres posibilidades para los dos miembros del hogar

empleados: que ambos sean informales, que uno tenga un empleo formal y el otro informal, y por último que los dos trabajadores sean formales.

Al considerar más de un miembro en el hogar es preciso obtener una función de utilidad agregada para el mismo. Se utiliza el enfoque unitario para la agregación de las funciones de utilidad individuales dentro del hogar, que implica asumir que las preferencias de cada uno de los integrantes del núcleo familiar dependen de la utilidad del resto de los miembros. Como consecuencia, el comportamiento de cada uno deriva en la maximización de la utilidad conjunta del hogar. Utilizando este enfoque, se define una única función de utilidad para todos los miembros. Esto implica no considerar otros mecanismos para la toma de decisiones dentro del hogar, como pueden ser los derivados de decisiones distributivas o de inequidades entre los miembros (Chiappori, 1992).

Teniendo en cuenta este tipo de función de utilidad, se realiza el análisis de los niveles de capital humano que determinan el sector en el que se ocupan ambos miembros del hogar. Si los dos trabajadores se emplearan en el sector informal la utilidad esperada sería:

$$U_i(w_i l, \theta) = 2w_i l (1-q)^2 + 2(1-q) q w_i l \quad (7)$$

En este caso se supone que la probabilidad de ser descubiertos (q) es independiente entre los individuos. El primer término de la función corresponde a la utilidad esperada cuando ninguno de los dos individuos

es descubierto, a esto se agrega la utilidad esperada del caso en que solo uno de los trabajadores es encontrado trabajando en el sector informal.

Por otra parte, la utilidad que se obtendría si uno de los miembros se ocupa en el sector formal y otro en el informal es:

$$U_{fi}(w_f l, \theta) = q w_f l + (1-q)(w_f + w_i)l + \theta - \gamma \quad (8)$$

Por último, la utilidad esperada si los dos miembros del hogar aportan:

$$U_{ff}(w_f l, \theta) = 2w_f l + \theta - 2\gamma \quad (9)$$

En este caso se supone que los beneficios que recibe el hogar por contribuir a la seguridad social (θ) son iguales a los que recibiría si solo un trabajador estuviera empleado formalmente. Esto se explica por la existencia de ciertos beneficios otorgados a todo el núcleo familiar cuando uno de los miembros del hogar ya es formal, entre los que se destaca la cobertura de salud de otros miembros del hogar, asignaciones o pensiones. Por otro lado, los costos de formalización para el hogar se duplican con el ingreso de un nuevo miembro al mercado laboral formal. Esto se debe fundamentalmente a que el diseño de la seguridad social implica aportes proporcionales al ingreso sin considerar la situación del resto de los miembros del hogar.

Aún en el caso de que los beneficios se incrementen por el aporte de un segundo miembro, las conclusiones no se ven modificadas si estos no se

duplican, ya que el beneficio marginal de aportar para el trabajador secundario sería inferior al beneficio que percibe el primer miembro del hogar que se ocupa en el sector formal.

Es posible especificar los niveles de capital humano que determinan la decisión de ambos trabajadores, bajo el supuesto de que poseen similar nivel de capital humano entre ellos. Por lo tanto, en este caso existen dos puntos de corte. El primero de ellos corresponde al nivel de capital humano que hace indiferente para el hogar que ambos individuos sean informales respecto a la situación donde uno de ellos sea formal:

$$U_{ii}(w_i l, \theta) = U_{fi}(w_f l, \theta)$$

$$2w_i l(1-q)^2 + 2(1-q)q w_i l = q w_f l + (1-q)(w_f + w_i)l + \theta - \gamma$$

$$l^* = \frac{\gamma - \theta}{w_f - w_i(1-q)} \quad (10)$$

Este punto de corte es equivalente al obtenido para la decisión individual, por lo que la presencia de un trabajador informal en el hogar, en este modelo y bajo estos supuestos, no cambia la decisión de registrarse del cónyuge. En segundo lugar, existe otro nivel de capital humano que hace indiferente las utilidades esperadas en el caso que solo un trabajador esté registrado respecto a que ambos sean formales:

$$U_{if}(w_f l, \theta) = U_{ff}(w_f l, \theta)$$

$$q w_f l + (1-q)(w_f + w_i)l + \theta - \gamma = 2w_f l + \theta - 2\gamma$$

$$\dot{l} = \frac{\gamma}{w_f - w_i(1-q)} \quad (11)$$

Como $\dot{l} > l^* = \bar{l}$, la presencia de un trabajador formal modifica la probabilidad de que el trabajador secundario aporte a la seguridad social. El nivel de capital humano mínimo necesario para que los dos trabajadores sean formales es mayor al obtenido en el equilibrio individual. En consecuencia, los trabajadores secundarios presentarían una mayor propensión a ser informales siempre que ya exista un miembro del hogar aportando a la seguridad social debido a que los beneficios generados por el aporte de un nuevo miembro del hogar no compensan los costos que debe afrontar el hogar. Esto constituye la principal hipótesis que se intentará contrastar en este trabajo.

En el cuadro 2.1 se sintetiza las principales conclusiones del modelo de Galiani y Weinschelbaum (2011). A partir del nivel de capital humano alcanzado por los trabajadores, se obtienen los puntos de corte que determinan las decisiones de aportar a la seguridad social.

Cuadro 2.1 Decisiones de aporte según nivel de capital humano

Miembros ocupados	$Si \ l < l^* = \bar{l}$	$Si \ l < l^* < \dot{l}$	$Si \ l > \dot{l}$
Jefe	Informal	Formal	
Jefe y cónyuge	Ambos informales	Uno formal y uno informal	Ambos formales

Fuente: Galiani y Weinschelbaum (2011).

3. Antecedentes

En este capítulo se presentan los principales trabajos que abordan el estudio de la informalidad en nuestro país y en la región. En primera instancia se discuten los antecedentes nacionales, en su mayoría trabajos descriptivos que ilustran sobre el peso y características del sector informal. Luego se discuten trabajos que estudian específicamente las decisiones sobre informalidad, así como los potenciales incentivos generados por la implementación de políticas sociales.

3.1 La informalidad en Uruguay

Las primeras aproximaciones al estudio de la informalidad en Uruguay corresponden a la década del 80. Partiendo de una visión de informalidad como un sector de baja productividad, formado fundamentalmente por empresas pequeñas, Jacob (1984) encuentra que la informalidad es una característica del mercado de trabajo uruguayo presente durante todo el proceso de industrialización, que responde tanto a una situación estructural como coyuntural.

En Notaro (2005) se sintetizan algunos de los trabajos realizados para Uruguay, destacándose las particularidades del mercado laboral uruguayo que impiden que la informalidad sea abordada desde un único enfoque. Algunas de las causas mencionadas en la literatura sobre la informalidad

son: el exceso de mano de obra, la resistencia al cumplimiento de las regulaciones establecidas por el Estado y la informalidad como una condición del sistema de acumulación capitalista. A partir de la comparación de los datos obtenidos con investigaciones realizadas utilizando definiciones alternativas (como empleo precario o no registro) se encuentra que la informalidad no logra captar cabalmente la calidad del empleo en Uruguay.

Bucheli (2004) presenta un análisis de las características personales, del hogar y laborales que influyen en la probabilidad de aportar en base a un modelo *probit* bivariado que modeliza la probabilidad de contribuir al sistema de seguridad social y ser empleado formal (de acuerdo a OIT-PREALC). A partir de un test de significación del coeficiente de correlación (*rho*) se rechaza la hipótesis de independencia de los errores, señalando que las decisiones de aporte y empleo en el sector formal se encuentran correlacionadas. En consecuencia la estimación conjunta de estos sucesos mejora los resultados respecto a la estimación univariada.

A partir del modelo, se concluye que las variables con mayor incidencia en la probabilidad de aportar a la seguridad social son el nivel educativo y la edad, mientras que no existen diferencias relevantes en estas probabilidades según sexo. El nivel educativo se encuentra positivamente relacionado con la probabilidad de ser contribuyente tanto cuando el trabajador es formal como cuando no lo es. Esta variable además se

encuentra altamente relacionada al nivel de ingresos y la tasa de fecundidad. Por su parte, los más jóvenes son quienes registran menor probabilidad de contribuir a la seguridad social, fundamentalmente cuando se aísla el efecto de ser estudiante.

Dada la estrecha relación entre la informalidad y el no aporte a la seguridad social (desprotección social), Amarante y Espino (2007) analizan la relevancia de estos conceptos para el caso uruguayo. Si bien en 2005 el 71,8% de los trabajadores sin protección social son informales, los grupos de trabajadores informales y no contribuyentes no se superponen completamente. A partir de la estimación de ecuaciones de Mincer se concluye que la condición de aporte a la seguridad social es la que determina el ordenamiento de los trabajadores según sus ingresos. Los trabajadores que aportan a la seguridad social y son formales de acuerdo al concepto OIT-PREALC son quienes perciben en promedio mayores remuneraciones, a ellos le siguen los trabajadores informales registrados a la seguridad social. Por lo tanto, la categoría de mayor relevancia para el análisis de la calidad del empleo en Uruguay sería la que refleja el acceso al sistema de seguridad social.

En cuanto a la conformidad de los trabajadores en sus ocupaciones, Arim y Salas (2007), en base a los datos de la Encuesta Continua de Hogares Ampliada del año 2006, concluyen que los trabajadores no cubiertos por la seguridad social están en general más disconformes con sus empleos,

siendo los cuentapropistas sin local el grupo con menor conformidad. Esta constatación parece apoyar la idea de marginalidad de los trabajadores informales en el mercado de trabajo uruguayo.

Por último, Bucheli y Ceni (2010) estiman el diferencial de remuneraciones entre el sector formal e informal y la probabilidad de pertenecer al sector informal a partir de un modelo de regresiones intercambiables. Basado en la propuesta de Perry *et al.* (2007), se identifican dos grupos de trabajadores: “excluidos” y “escapados”. Estos últimos eligen contribuir a la seguridad social si el ingreso esperado de esta opción es superior a la de no contribuir.

El análisis del diferencial de ingresos realizado por los autores muestra que en términos generales las remuneraciones son menores para los trabajadores informales, en este sector además existe mayor brecha de ingresos entre hombres y mujeres y el retorno a la educación es menor que para los trabajadores formales. A partir de la inclusión de una ecuación de selección en el modelo los autores llegan a la conclusión de que los trabajadores informales son más exitosos en el sector informal que un trabajador elegido al azar, lo que representa una ventaja relativa. Esto podría indicar que existe una decisión voluntaria de ingresar en el sector informal, señalando la pertinencia del enfoque de “escape”, al menos para un conjunto de trabajadores en el caso de Uruguay.

3.2 Las decisiones de los cónyuges y los incentivos de las políticas

Considerando la posibilidad de que al menos parte de los trabajadores eligen contribuir a la seguridad social, algunas investigaciones encuentran que los incentivos a formalizarse varían según las características del trabajador y de su hogar. Asimismo, la implementación de ciertas políticas públicas puede tener como consecuencia modificaciones en los costos y/o beneficios del trabajo formal, alterando entonces los incentivos para aportar a la seguridad social.

Galiani y Weinschelbaum (2011), buscan contrastar la influencia de las decisiones familiares en la probabilidad de aportar a la seguridad social, y particularmente los incentivos de los trabajadores secundarios del hogar para ocuparse en el sector formal. En base a una muestra de países de América Latina para los años 2002-2004 estiman un modelo *probit* bivariado recursivo que toma en consideración la posible existencia de simultaneidad en las decisiones de aportar a la seguridad social al interior del hogar. Los resultados indican la existencia de una relación negativa entre la probabilidad de aportar del jefe y del trabajador secundario, siendo la probabilidad de aportar a la seguridad social entre 6% y 13% menor para los trabajadores secundarios cuando el jefe hogar posee un empleo formal.

Sin embargo, otros trabajos sobre el tema han alcanzado resultados opuestos a los obtenidos por Galiani y Weinschelbaum (2011). En

particular, Groisman (2011) estimando la decisión de aporte del cónyuge mediante un modelo *probit* bivariado recursivo para Argentina, concluye que existe una relación positiva entre la probabilidad de aportar del cónyuge y del jefe de hogar. De acuerdo al análisis realizado, la probabilidad de aportar del cónyuge es entre 34% y 41% superior cuando el jefe aporta a la seguridad social. Este resultado podría fundamentarse, según el autor, en la disponibilidad de información privilegiada para los otros miembros del hogar sobre la demanda de empleos formales o un efecto capital social para los hogares con una determinada situación socioeconómica.

Mondino y Montoya (2004) alcanzan resultados análogos para el caso de Argentina, encontrando una relación positiva en la probabilidad de aportar si existe otro miembro del hogar ocupado en el sector formal. Sin embargo, como se señala explícitamente en este estudio, esta asociación puede deberse a una “formación de parejas entre individuos con condiciones equivalentes”, efecto no recogido por el modelo *probit* estimado (Mondino y Montoya 2004: 362).

Un resultado similar es alcanzado por Auerbach, Genoni y Pagés (2005), quienes encuentran para una muestra de 11 países de América Latina, que la probabilidad de aportar aumenta entre un 8% y un 24% con la presencia de otros miembros del hogar formales, registrándose un efecto menor para el caso de los trabajadores por cuenta propia. Sin embargo,

tal como señalan las autoras, esta relación positiva podría explicarse por características inobservadas de los distintos miembros del hogar que se encuentren correlacionadas con la probabilidad de aportar.

Por otro lado, algunos trabajos han analizado específicamente los incentivos a la informalidad que podrían generarse o modificarse debido a la implementación de determinadas políticas sociales. Levy (2008) argumenta que el diseño de las políticas de protección social genera, en muchos casos, incentivos a la informalidad al modificar los costos y beneficios de ocuparse en el sector formal. Dado que los programas de protección social universal podrían actuar como un subsidio a los trabajadores del sector informal, parte de los trabajadores asalariados elegirían ocuparse en este sector.

Bosch y Campos Vázquez (2010) encuentran un efecto negativo por la implementación del Seguro Popular en México a partir del año 2002. De acuerdo a esta investigación, de no haberse aplicado la reforma existirían cerca de 300.000 trabajadores formales adicionales (alrededor de 2,4% de los trabajadores ocupados de México). Similares resultados se encuentran en Duval y Smith (2011).

Gasparini, Haimovich y Olivieri (2006) analizan el programa Jefes de Hogar en Argentina que brinda un ingreso a jefes de hogar desocupados en condiciones de vulnerabilidad. Comparando el comportamiento de trabajadores de similares características entre un grupo de beneficiarios y

un grupo de control, se concluye que esta política desincentiva la búsqueda de un empleo formal por parte de algunos de los jefes de hogar incluidos en el programa.

Garganta y Gasparini (2012) analizan el impacto del programa de Asignación Universal por Hijo (AUH) en Argentina sobre la informalidad laboral. A partir de la implementación del programa pueden acceder a este beneficio los trabajadores informales, desocupados o inactivos si su situación económica es precaria. Los autores utilizan datos de panel para realizar un análisis de diferencias en diferencias comparando un grupo de hogares elegibles con un grupo de control (hogares no elegibles). Los resultados sugieren que existe cierto desincentivo a la formalización de trabajadores informales luego de que se pone en funcionamiento el programa, y este efecto aumenta cuanto mayor sea el nivel de privación del hogar. Sin embargo, no se encuentra evidencia sobre la existencia de un incentivo a la informalidad, los trabajadores que ya se encontraban ocupados en empleos formales no abandonan este sector. Resulta particularmente importante para este trabajo el caso de los trabajadores secundarios, para los cuales los autores encuentran que el desincentivo a la formalización se mantiene siempre que el jefe no se formalice.

La reciente implementación del sistema de asignaciones familiares del Plan de Equidad (en vigencia desde el año 2008), otorga una transferencia monetaria a las familias con vulnerabilidad socioeconómica

independientemente de su vínculo con el mercado laboral. Si bien no se analizará en la presente monografía, esta política podría generar un desincentivo a la formalización de este grupo de trabajadores.

Asimismo, los cambios en los beneficios percibidos por la contribución a la seguridad social, como el ocurrido en 2007 con la creación del Fondo Nacional de Salud (FONASA), podrían modificar los incentivos de los trabajadores. Bérigolo y Cruces (2010) analizan el impacto de la extensión de la cobertura de salud para los menores a cargo del trabajador formal a partir de la comparación de dos grupos: con y sin hijos a cargo. Se señala como principal resultado una reducción en la incidencia de la informalidad de 5,5% en los hogares con menores a cargo, indicando que los trabajadores valoran el mayor beneficio otorgado por el aporte a la seguridad social. Dicha reducción afectó fundamentalmente a mujeres, trabajadores entre 26 y 50 años y de nivel educativo medio.

En consecuencia, diferentes autores señalan la importancia de las decisiones individuales, familiares e incluso de las políticas públicas para explicar la presencia de un importante sector informal en la economía. El cuadro 3.1 resume brevemente los principales antecedentes que han abordado esta problemática.

Cuadro 3.1 Principales antecedentes

AUTOR Y AÑO	DATOS	METODOLOGÍA	ESPECIFICACIÓN	RESULTADOS
Galiani y Weinschelbaum (2011)	Encuestas de Hogares de 12 países de América Latina entre 2002 y 2004. Se obtiene una muestra de 31,967 trabajadores asalariados	<i>Probit</i> Bivariado Recursivo	<p>Modelo Biprobit:</p> $Y_1 = 1[\beta_1 X_1 + \epsilon_1 > 0]$ $Y_2 = 1[\beta_2 X_2 + \alpha Y_1 + \epsilon_2 > 0]$ <p>Variables dicotómicas. $Y_1 = 1$ si el jefe de hogar aporta, $Y_2 = 1$ si el cónyuge aporta. X_1 y X_2 representan los vectores de variables exógenas incluídas. X_2 incluye: Y_1, además de variables dummies de educación del jefe y del cónyuge.</p>	Las decisiones de contribuir a la seguridad social de jefe y cónyuge están correlacionadas, por lo que no pueden estimarse de forma independiente. La probabilidad de ser ocupado formal es entre 6% y 13% menor para los trabajadores secundarios cuando el jefe hogar posee un empleo formal.
Groisman (2011)	Encuesta Permanente de Hogares Argentina, correspondientes a los primeros trimestres de 2004-2009. Trabajadores asalariados.	<i>Probit</i> bivariado recursivo	<p>Modelo Biprobit:</p> $Y_1 = [\beta_1 X_1 + \epsilon_1]$ $Y_2 = 1[\delta_1 Y_1 + \delta_2 Z_1 + \epsilon_2]$ <p>Donde $Y_1 =$ aporte del jefe de hogar, $Y_2 =$ aporte del trabajador secundario, X_1 contiene las variables exógenas que determinan la probabilidad de aportar para el jefe de hogar y Z_1 incluye los que explican la probabilidad de aportar de los trabajadores secundarios. Z_1 no incluye variables de educación del jefe.</p>	Los cónyuges en los hogares cuyo jefe se encuentra registrado tenían probabilidades entre 34,8% y 41% superiores, para 2004 y 2009. Se rechaza que el coeficiente de correlación entre los errores sea significativamente distinto de cero.
Mondino y Montoya (2004)	Encuesta Permanente de Hogares Argentina. Trabajadores asalariados del área metropolitana de Buenos Aires entre 1975 y 1997.	<i>Probit</i>	$Y = 1[\beta X + \epsilon_1]$ <p>Variable dependiente: aporte del trabajador. Variables independientes: incluye la existencia de otro miembro del hogar ocupado formal.</p>	La probabilidad de aportar de un miembro del hogar aumenta por la presencia de otro miembro ocupado formal en el hogar. Una explicación posible es la formación de parejas con similares características.
Auerbach, Genonli y Pagés (2005)	Hombres y mujeres entre 15 y 64 años que trabajan al menos 5 horas por semana. Asalariados de 11 países de América Latina y cuentapropistas (solo para 3 países). Período: 1990-2002.	<i>Probit</i>	<p>Se estima un modelo probit para trabajadores asalariados privados cuya participación es compulsiva y otro para cuentapropistas y se comparan los coeficientes estimados para cada uno de ellos. Se incluyen variables que caracterizan al individuo, al hogar y al empleo. Además se incorporan controles: entre ellos si el individuo es el jefe de la familia y si hay otros miembros que contribuyen a la seguridad social.</p>	Los resultados indican que la probabilidad de aportar es mayor para los jefes de hogar y aumenta entre un 8% y un 24% con la presencia de otros miembros del hogar formales. El efecto encontrado es menor para el caso de los trabajadores por cuenta propia. Esta relación positiva podría explicarse por características inobservadas de los distintos miembros del hogar correlacionadas con la probabilidad de aportar.

Fuente: Elaboración propia en base a Galiani y Weinschelbaum (2011), Groisman (2011), Mondino y Montoya (2004) y Auerbach, Genonli y Pagés (2005).

4. Metodología

En este trabajo se analiza la incidencia que tiene la formalidad del jefe sobre la probabilidad de aportar del cónyuge, planteándose como principal hipótesis la existencia de una relación negativa. Para contrastar esta hipótesis, se realiza una modelización similar a la propuesta por Galiani y Weinschelbaum (2011).

La definición de informalidad adoptada se vincula al concepto de desprotección social, considerando como trabajadores informales a todos los ocupados que declaren no realizar aportes a la seguridad social. La elección de este enfoque se fundamenta en la pertinencia del mismo a la realidad del mercado laboral de Uruguay. Como lo señalan Amarante y Espino (2007), la categoría de desprotección social es la que determina el ordenamiento de los trabajadores en términos de remuneraciones. Por otra parte, se define al trabajador secundario como el cónyuge del jefe de hogar. La Encuesta Continua de Hogares (ECH) define jefe de hogar en función de lo declarado por el entrevistado o en caso de que el mismo se rehúse a definirlo se selecciona al miembro de mayores ingresos.

4.1 Datos

La fuente de datos utilizada para el análisis es la ECH divulgada por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Estas encuestas incluyen a partir

del 2001 la pregunta sobre el registro de los trabajadores a la seguridad social², por lo que el periodo de análisis se ve limitado por esta restricción, abarcando desde el año 2001 al 2010. Las estimaciones se realizaron para los años 2003, 2006 y 2010.

La reducida cantidad de observaciones con que cuentan las bases de la ECH correspondientes a los años 2001 y 2002 impide la convergencia del modelo, por lo que no pueden realizarse las estimaciones. Por lo tanto se optó por utilizar la muestra perteneciente a la ECH 2003. Por otra parte, la información de la ECH correspondiente al año 2006 permite analizar los incentivos a aportar luego de retomar la senda de crecimiento económico y sin los efectos de la implementación del sistema integrado de salud. Cabe destacar además, que la ECH 2006 se basó en una muestra de hogares ampliada, por lo que se cuenta con un mayor número de observaciones. Por último, el año 2010 fue seleccionado por tratarse de la última información disponible al momento de comenzar las estimaciones del trabajo.

Debido a la posible existencia de incentivos particulares por categoría de ocupación, se realizan las estimaciones para diferentes submuestras. En primer lugar, se consideran los hogares integrados por ambos miembros del hogar (jefe y cónyuge) asalariados privados, contando con 4657 observaciones para 2010. Además de representar una muestra

² Para el año 2010 la variable f82 corresponde al aporte a caja de jubilaciones de la ocupación principal.

homogénea, permite la comparación de los resultados obtenidos por trabajos previos donde se utilizaron muestras similares (Galiani y Weinschelbaum 2011 y Groisman 2011).

Asimismo se estima el modelo para el conjunto de hogares con jefes asalariados (públicos o privados) y cónyuges asalariados privados. Por último, se seleccionan los hogares compuestos por jefes ocupados y cónyuges cuentapropistas debido a las características particulares de este grupo de trabajadores.

4.2 Modelización

Para analizar los determinantes de la probabilidad de aportar a la seguridad social es posible aplicar diferentes metodologías. Dado que esta decisión se representa a través de una variable dicotómica se utilizan modelos de variable dependiente limitada como *probits* o *logits*.

Los modelos *probits* representan una primera aproximación al análisis de los determinantes de la probabilidad de aportar a la seguridad social. Entre las variables que influyen en la probabilidad de aportar del cónyuge se suelen considerar tanto características individuales como del hogar. Algunos trabajos incorporan la formalidad del jefe entre los determinantes de la probabilidad de aportar del cónyuge a través de la inclusión de una variable binaria. Si la formalidad del jefe modifica los incentivos a aportar de su cónyuge, la omisión de esta variable generaría inconsistencia en las estimaciones.

Por otra parte, debe considerarse la posibilidad de que la decisión de aportar del jefe y su cónyuge se tomen en forma conjunta. De ser así, la aplicación de un modelo *probit* simple deriva en resultados incorrectos al no tener en cuenta dicha correlación (Galiani y Weinschelbaum 2011 y Pagano, Rijo, Rossi 2010). Debido a que en muchos casos no puede determinarse *a priori* si las variables están correlacionadas, la validez de los modelos *probits* simples queda condicionada al contraste de dicha posibilidad (Monfardini y Radice 2006).

Como forma de incorporar al análisis la posibilidad de existencia de simultaneidad entre las decisiones de ambos miembros del hogar en este trabajo se estima un modelo *probit* bivariado. Las variables dependientes utilizadas y_1 y y_2 representan las decisiones de aporte del jefe de hogar y del cónyuge, mientras que y_1^* y y_2^* son sus respectivas variables latentes:

$$y_1 = \begin{cases} 1 & \text{si } y_1^* > 0 \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases} \quad (12)$$

$$y_2 = \begin{cases} 1 & \text{si } y_2^* > 0 \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases} \quad (13)$$

De acuerdo al marco teórico, los trabajadores optarán por registrarse a la seguridad social si esta es la opción que les reporta mayor utilidad. Dado que las funciones de utilidad no son observables, las decisiones de los trabajadores deben ser definidas en función de variables latentes:

$$y_1^* = \beta_1 X_1 + \varepsilon_1 \quad (14)$$

$$y_2^* = \beta_2 X_2 + \alpha y_1 + \varepsilon_2 \quad (15)$$

Como se observa en la ecuación (15), la decisión de registrarse del cónyuge incluye entre sus determinantes la formalidad del jefe de hogar (y_1), lo que convierte a este modelo en uno recursivo. Este tipo de modelos, desarrollado por Heckman (1978), Maddala (1983), y utilizado por Galiani y Weinschelbaum (2011), permiten considerar la existencia de variables inobservables que afectan ambas probabilidades, lo que resulta relevante en el análisis de decisiones que se toman en un entorno común o de manera conjunta (Badillo, Castro y García 2011).

Se supone una distribución normal multivariada de los errores con las siguientes características:

$$\begin{aligned} E[\varepsilon_1 / X_1, X_2] &= E[\varepsilon_2 / X_1, X_2] = 0 \\ \text{Var}[\varepsilon_1 / X_1, X_2] &= \text{Var}[\varepsilon_2 / X_1, X_2] = 1 \\ \text{Cov}[\varepsilon_1 \varepsilon_2 / X_1, X_2] &= \rho \end{aligned}$$

La estimación de los parámetros se realiza mediante el método de máxima verosimilitud con información completa que permite la estimación conjunta del modelo, cumpliendo con las condiciones de consistencia y eficiencia (Novales, 1993). La función de verosimilitud queda representada por la siguiente expresión:

$$L(\beta_1, \beta_2, \alpha) = \prod_{i=1}^n P_{11}^{y_1 y_2} P_{10}^{y_1(1-y_2)} P_{01}^{(1-y_1)y_2} P_{00}^{(1-y_1)(1-y_2)} \quad (16)$$

Debido a que las condiciones de primer orden de maximización de la logverosimilitud son funciones no lineales en los parámetros el problema no tiene una solución analítica (Novales, 1993). Como consecuencia, para obtener el valor estimado de los parámetros debe realizarse un proceso iterativo hasta lograr la convergencia del coeficiente.

4.2.a Estimación e identificación del modelo

A partir de las ecuaciones del modelo y considerando la distribución normal multivariada de los errores pueden derivarse las probabilidades conjuntas. Siguiendo a Greene (1998), la probabilidad de que ambos miembros del hogar aporten, es decir que y_1 y y_2 sean iguales a uno, es la siguiente:

$$P(y_1 = 1, y_2 = 1) = P(y_2 = 1 / y_1 = 1) P(y_1 = 1)$$

$$P(y_2 = 1 / y_1 = 1) = \frac{\Phi_2(\beta_1 X_1, \beta_2 X_2 + \alpha, \rho)}{\Phi(\beta_1 X_1)}$$

$$P(y_1 = 1) = \Phi(\beta_1 X_1)$$

La probabilidad conjunta de este evento queda determinada por:

$$P(y_1 = 1, y_2 = 1) = \Phi_2(\beta_1 X_1, \beta_2 X_2 + \alpha, \rho) \quad (17)$$

Este resultado es equivalente al que se obtendría con la maximización de la función de verosimilitud si no se incluyera la variable endógena. Por lo tanto, la consideración de la variable y_1 como determinante de la probabilidad de aportar del cónyuge no modifica la función de verosimilitud, por lo que se menciona la posibilidad de ignorar la endogeneidad del modelo aplicando este método de estimación (Maddala 1983 y Greene 1998).

Operando de manera análoga para el resto de las probabilidades se obtiene la distribución conjunta de y_1 y y_2 :

$$P(y_1 = 1, y_2 = 1) = \Phi_2(\beta_1 X_1, \beta_2 X_2 + \alpha, \rho) \quad (17)$$

$$P(y_1 = 1, y_2 = 0) = \Phi_2(\beta_1 X_1, -\beta_2 X_2 - \alpha, -\rho) \quad (18)$$

$$P(y_1 = 0, y_2 = 1) = \Phi_2(-\beta_1 X_1, \beta_2 X_2, -\rho) \quad (19)$$

$$P(y_1 = 0, y_2 = 0) = \Phi_2(-\beta_1 X_1, -\beta_2 X_2, -\rho) \quad (20)$$

La consistencia de las estimaciones que surgen de este tipo de modelos (*probit* bivariado recursivo) requiere del cumplimiento de determinadas condiciones de identificación. Maddala (1983) concluye que los parámetros solo estarán identificados si existen restricciones de exclusión sobre las variables exógenas de la ecuación del cónyuge. Este resultado surge de un modelo donde los regresores son constantes y los errores no son independientes, por lo que se tendrían cuatro parámetros a estimar (en este caso β_1 , β_2 , α y ρ) y sólo tres probabilidades independientes. Sin embargo, Wilde (2000) encuentra que esta conclusión es aplicable

únicamente al caso utilizado por Maddala (1983). De acuerdo a Wilde, el modelo estaría identificado siempre que ambas ecuaciones incluyan al menos un regresor exógeno, comprendiendo el caso en que las ecuaciones contengan las mismas variables explicativas, si su variabilidad no es muy reducida.

La inclusión de un regresor adicional en la ecuación del jefe de hogar permite resolver problemas de especificación del modelo y de esta forma mejorar las estimaciones. La variable a utilizar como restricción debe estar correlacionada con y_1 (la variable posiblemente endógena) pero no directamente correlacionada con y_2 o con el error de la ecuación donde se incluye como regresor (Monfardini y Radice, 2006).

No obstante, en el caso de no contar con una restricción de exclusión la identificación queda determinada por la forma funcional del modelo. Por lo tanto, esta identificación es débil y queda condicionada a que la especificación sea correcta. En este trabajo, al no contar con una restricción de exclusión, la consistencia de las estimaciones dependerá de que se cumplan los supuestos sobre la distribución de los errores.

Sintetizando, las especificaciones pueden ser incorrectas por varios motivos:

- 1- Suponer $\rho=0$ y estimar la probabilidad de aportar del trabajador secundario mediante un *probit* univariado (ecuación 15). Esto genera

sobreestimación del parámetro α cuando el término de correlación es significativo.

- 2- Suponer $\alpha=0$, generando distorsiones en la estimación de ρ .
- 3- Suponer una forma funcional incorrecta, lo que podría generar efectos distorsivos compensatorios en las estimaciones de α y ρ (Monfardini y Radice, 2006).

A partir del modelo *probit* bivariado escogido, la presencia de endogeneidad puede determinarse mediante la correlación de los errores de las ecuaciones (14) y (15). Para ello existen distintas alternativas, algunos test requieren estimar únicamente un modelo *probit* univariado (el modelo solo se estima bajo H_0) mientras otros se basan en la estimación del modelo bivariado (bajo H_0 y H_1)³. La opción más utilizada en la literatura es la prueba de Wald que contrasta la endogeneidad basándose en la significación del coeficiente de correlación ρ . En el presente trabajo se utilizará esta opción para contrastar la exogeneidad de la variable y_1 :

Test de Wald:

$$H_0) \rho = 0$$

$$H_1) \rho \neq 0$$

$$\frac{\hat{\rho}^2}{V(\hat{\rho})} \xrightarrow{H_0} \chi^2$$

³ Dentro de los primeros encontramos los *tests* de momentos condicionados (CM) y distintas versiones del test de multiplicadores de Lagrange (LM), mientras que el segundo caso incluye los *test* de ratio de verosimilitud (LR) y Wald.

En caso de rechazarse la hipótesis nula se encuentra evidencia que apoya la existencia de endogeneidad, por lo tanto las estimaciones realizadas a partir de modelos *probits* simples son inconsistentes. En este caso, el parámetro ρ sería significativamente distinto de cero por lo que existen elementos correlacionados no incluidos en el modelo. Si por el contrario se rechaza la existencia de endogeneidad, las estimaciones pueden realizarse a partir de modelos *probits* simples independientes. De todas formas, no debería descartarse la posibilidad de que el registro del jefe de hogar influya en la decisión de su cónyuge ya que este efecto es recogido por el coeficiente α de la ecuación (15) (Greene, 1998).

4.2.b. Bondad de ajuste

La validación del modelo requiere de la estimación de una serie de indicadores de significatividad y bondad de ajuste. En primer lugar, es posible determinar la significatividad conjunta de los parámetros incluidos en el modelo a través de un test de Wald. En este tipo de contrastes se compara la verosimilitud obtenida por el modelo estimado, respecto al valor adoptado por la función de verosimilitud de un modelo que incluye una única variable explicativa constante (que correspondería al modelo restringido). Asimismo, también puede utilizarse como medida de bondad de ajuste en modelos *probits* el criterio de información de Akaike, que permite la comparación de modelos similares, siendo preferibles los que presentan un valor del estadístico inferior:

$$AIC(k) = -2l(\hat{\beta}) + 2k$$

k : n° parámetros

l : logverosimilitud del modelo

Otra medida generalmente utilizada es el porcentaje de predicciones correctas obtenidas a partir de la estimación del modelo. Para realizar dicho cálculo, debe definirse un punto de corte (generalmente 0,5) de forma de determinar el valor a asignar a las predicciones realizadas. Sin embargo, si la muestra no se encuentra equilibrada en términos de unos y ceros este punto de corte puede subestimar las predicciones obtenidas de determinados valores (Greene 2003).

En nuestro caso, la muestra utilizada para el análisis presenta un porcentaje de trabajadores que aportan a la seguridad social superior al 80% en el 2010, por lo que la utilización de 0,5 como valor de corte subestimaría las predicciones de ceros obtenidas. Por lo tanto, se optó por establecer como valor de corte la frecuencia muestral de unos, aunque esta elección podría subestimar las predicciones de unos.

$$\hat{y}_i = \begin{cases} 1 & \text{si } \hat{p}_i \geq vc \\ 0 & \text{si } \hat{p}_i < vc \end{cases} \quad \text{con } vc = \text{frecuencia muestral de unos}$$

4.2.c. Efectos marginales

Con el fin de analizar la incidencia de las variables incluidas en el modelo en la probabilidad de aportar del cónyuge deben calcularse los efectos marginales. En un modelo *probit* bivariado pueden estimarse diferentes efectos marginales: incondicionados, condicionados y aquellos calculados por diferencia de probabilidades condicionadas.

Siguiendo a Greene (1996), se pueden obtener los efectos marginales no condicionados de las variables independientes teniendo en cuenta la distribución de probabilidad marginal de cada ecuación. En este caso se cumple que:

$$E(y_j / x_j) = \Pr(y_j = 1 / x_j) = \Phi(x_j \beta_j)$$

El efecto marginal incondicionado para variables continuas (21) y discretas (22) se obtienen de acuerdo a las siguientes ecuaciones:

$$\frac{\partial \Phi(x_j \beta_j)}{\partial x_j} = \phi(x_j) \beta_j \quad (21)$$

$$\frac{\Delta \Phi(x_j \beta_j)}{\Delta x_j} = \Phi(x_j^1 \beta_j) - \Phi(x_j^0 \beta_j) \quad (22)$$

A su vez pueden derivarse los efectos marginales condicionados, que permiten determinar el efecto de una variable explicativa teniendo en cuenta los valores que toma la otra ecuación. Un resultado interesante es

la incidencia de las variables explicativas en la probabilidad de aportar del cónyuge cuando el jefe de hogar aporta a la seguridad social. En este caso se utiliza la probabilidad condicionada:

$$E(y_j / y_i, x) = \frac{\Pr(y_j = 1, y_i / x)}{\Pr(y_i / x_i)} \quad i \neq j \quad (23)$$

Nuevamente pueden obtenerse los efectos marginales condicionados para las diferentes variables explicativas a partir de la expresión anterior, considerando el tipo de variable de que se trate (continuas o discretas).

En este trabajo el efecto marginal de mayor interés es el correspondiente a la variable endógena, es decir el efecto de la formalidad del jefe en la probabilidad de aportar del cónyuge. El cálculo del efecto marginal para este tipo de variables puede estimarse como diferencia de probabilidades condicionadas.

$$\Pr(y_2 = 1 / y_1 = 1, x) - \Pr(y_2 = 1 / y_1 = 0, x) \quad (24)$$

El cálculo de este efecto marginal implica la consideración de diferentes probabilidades conjuntas:

$$\begin{aligned} \Pr(y_2 = 1 / y_1 = 1, x) &= \frac{\Pr(y_1 = 1, y_2 = 1)}{\Pr(y_1 = 1)} = \frac{\Phi_2(\beta_1 X_1, \beta_2 X_2 + \alpha, \rho)}{\Phi(\beta_1 X_1)} \\ \Pr(y_2 = 1 / y_1 = 0, x) &= \frac{\Pr(y_1 = 0, y_2 = 1)}{\Pr(y_1 = 0)} = \frac{\Phi_2(-\beta_1 X_1, \beta_2 X_2, -\rho)}{1 - \Phi(\beta_1 X_1)} \\ \frac{\Phi_2(\beta_1 X_1, \beta_2 X_2 + \alpha, \rho)}{\Phi(\beta_1 X_1)} - \frac{\Phi_2(-\beta_1 X_1, \beta_2 X_2, -\rho)}{1 - \Phi(\beta_1 X_1)} &\quad (25) \end{aligned}$$

Al derivarse de las probabilidades conjuntas del modelo, el efecto marginal obtenido mediante este cálculo toma en cuenta, además de las variables incluidas, el coeficiente de correlación de los errores.

Al igual que en el resto de las variables, en este caso también puede obtenerse el efecto marginal incondicionado a partir de la función de probabilidad marginal para la ecuación correspondiente al cónyuge:

$$\Phi(\beta_2 X_2 + \alpha) - \Phi(\beta_2 X_2) \quad (26)$$

Como lo señalan Hoffmann y Kassouf (2005) si el coeficiente de correlación del modelo es cero, la función de probabilidad conjunta puede determinarse a partir del producto de las probabilidades marginales:

$$\Phi_2(\beta_1 X_1, \beta_2 X_2 + \alpha, \rho) = \Phi(\beta_1 X_1) \Phi(\beta_2 X_2 + \alpha)$$

Por lo tanto, si el parámetro *rho* no es significativamente distinto de cero, la derivación del efecto marginal como diferencia de probabilidades condicionadas (ecuación 25) es equivalente al efecto obtenido a partir de la función de probabilidad marginal (ecuación 26).

Sin embargo, en el caso de que exista correlación entre ambas ecuaciones, los cálculos alternativos presentados determinan efectos marginales diferentes. El efecto marginal calculado como diferencia de probabilidades condicionadas (ecuación 25) incluye la incidencia que tiene en la probabilidad de aportar los elementos inobservables recogidos

en el parámetro ρ , lo que puede generar un efecto marginal con signo opuesto al coeficiente correspondiente. Sin embargo, esto no puede explicarse a partir del modelo ya que surge precisamente por la incidencia de factores no considerados en el mismo (Hoffmann y Kassouf, 2005).

Por otro lado, el cálculo del efecto marginal mediante la ecuación 26 mide únicamente el efecto del aporte del jefe de hogar en la ecuación correspondiente al cónyuge, y por lo tanto el signo esperado es el que presenta el coeficiente de esta variable (α).

Por último, al tratarse de un modelo *probit* bivariado, se puede diferenciar entre los efectos totales, directos e indirectos. El efecto marginal directo es aquel causado directamente sobre nuestra variable de interés (probabilidad de aportar del cónyuge), el efecto indirecto es resultado de la influencia de una variable en y_1 y mediante ésta en la probabilidad de aportar del trabajador secundario, finalmente el efecto total es la suma de los anteriores.

5. Caracterización de la informalidad en Uruguay

5.1 El Sistema de Seguridad Social

En esta sección se presenta brevemente los lineamientos generales del sistema de seguridad social en Uruguay y algunos de los cambios relevantes ocurridos en el mismo, con el fin de mejorar la comprensión de los incentivos que tienen los trabajadores de aportar a la seguridad social.

La legislación establece que toda actividad productiva que se realice dentro del ámbito de afiliación al Banco de Previsión Social (BPS) generará derechos y obligaciones al contribuyente sin excepción.

El régimen vigente brinda a los trabajadores formales los siguientes beneficios: seguro médico, seguro de desempleo, asignaciones familiares, seguros por invalidez y maternidad. A estos beneficios pueden acceder todos los trabajadores públicos, y los asalariados privados que mensualmente igualen o superen las 13 jornadas de trabajo o perciben más de 1,25 Bases de Prestaciones y Contribuciones (BPC).

Se establece además que la tasa de aporte obrero jubilatorio para generar el derecho corresponde al 15% de los salarios mensuales para los trabajadores, mientras que la tasa de aporte patronal se unifica en 2007 a 7,5%. A estas tasas se le debe agregar la contribución al fondo de

reconversión laboral de 0,125% para ambas partes. Por último, el aporte destinado a los seguros de salud previo a la creación del sistema integrado de salud, era de un 3% para los trabajadores y de 5% para los empleadores. Para el caso de los trabajadores no dependientes, la reglamentación establece que los aportes realizados dependerán en gran medida de si cuentan con personal a cargo. En tal caso, el monto a aportar se calculará sobre la base de los ingresos generados, que no pueden ser inferiores a los del empleado mejor remunerado. En caso contrario los aportes se realizarán sobre una base ficta.

En el año 2007 se crea el Sistema Nacional Integrado de Salud (SNIS). A través de la ley 18.131 se crea el Fondo Nacional de Salud (FONASA) sustituyendo la anterior Dirección de Seguros Sociales por Enfermedad (DISSE). A partir de esta reforma se destaca la extensión de la cobertura de salud al resto de la familia del trabajador: hijos menores de 18 años o mayores de edad con discapacidad y cónyuges o concubinos. Se mantiene también luego de la reforma, la posibilidad de optar por alguna de las Instituciones de Asistencia Médica Colectiva (IAMC) o ser atendido a través de la Administración de Servicios de Salud del Estado. La inclusión de los hijos menores y mayores discapacitados se realiza a partir del momento de la puesta en marcha de la reforma. A su vez, se establece un cronograma para el ingreso de los cónyuges al sistema, estableciendo el ingreso de la totalidad de los mismos en 2013.

En lo que refiere a los aportes, la reforma de salud no generó cambios en el aporte patronal por concepto de salud, el cual permaneció en un 5%. Sin embargo, se modifican las tasas de aporte de los trabajadores, estableciéndose una aportación básica al sistema de 3% y tasas diferenciales en función de la inclusión de algún integrante de su núcleo familiar (hijos o cónyuge), así como de su nivel de remuneración (ver cuadro 5.1).

Cuadro 5.1 Tasa de aporte al FONASA

Remuneración	Aporte Básico	Adicional		Total	
		Sin hijos	Con hijos	Sin hijos	Con hijos
Hasta 2,5 BPC inclusive	3,0%	0,0%	0,0%	3,0%	3,0%
Mayor 2,5BPC	3,0%	1,5%	3,0%	4,5%	6,0%

Fuente: Banco de Previsión Social

Por último, aquellos trabajadores monotributistas o titulares de empresas unipersonales aportan de acuerdo a una base ficta de 6,5 BPC con las mismas tasas de aporte que las vigentes para los asalariados privados. Cabe destacar que este grupo de trabajadores tienen la opción de elegir por la cobertura de salud y la correspondiente inclusión de sus hijos y cónyuge.

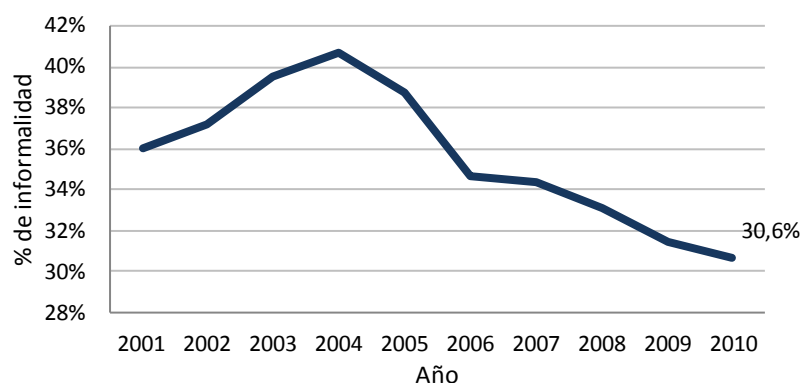
5.2 Características de los trabajadores informales

En esta sección se presenta una caracterización de los trabajadores informales a partir de los datos de las Encuestas Continuas de Hogares

para los años 2003, 2006 y 2010. Este análisis se basa en la ocupación principal de los trabajadores, y se excluyen las localidades de menos de 5000 habitantes debido a que la inexistencia de datos para estas localidades previo a 2006 no permite la comparación intertemporal de la información.

Durante el período de análisis la tasa de informalidad en Uruguay muestra una tendencia decreciente, mientras que en el año 2001 la proporción de ocupados no registrados a la seguridad social alcanzaba el 36%, en el 2010 descendió a 30,6%, alcanzando en 2004 los mayores niveles de no registro (40,7%). No obstante, la informalidad en el mercado de trabajo es aún un problema relevante, alcanzando a cerca de un tercio de la fuerza de trabajo ocupada en Uruguay.

Grafico 5.1. Evolución de la Informalidad (% de ocupados).
Período: 2001-2010



Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE.

La incidencia de la informalidad difiere entre ocupados según sus características personales así como las de sus empleos. En primer lugar,

cabe destacar que las diferencias en las tasas de no registro por género son relativamente bajas, con un porcentaje de mujeres informales 1,2 p.p. superior a la de los hombres en 2010. Sin embargo, la brecha se ha ampliado levemente a lo largo del período considerado. Dicho proceso ha sido acompañado por una pérdida de peso relativo de los hombres en el total de ocupados informales. Esto posiblemente se asocie al aumento registrado en la oferta laboral femenina en los últimos años, si bien aún se ubica en niveles inferiores a la oferta masculina (ver anexo B.1).

Cuadro 5.2

Porcentaje de ocupados informales y participación relativa en la informalidad según sexo

	2003		2006		2010	
	% Informalidad	Participación	% Informalidad	Participación	% Informalidad	Participación
Hombre	39,8%	56,9%	34,2%	55,4%	30,1%	52,9%
Mujer	39,1%	43,1%	35,2%	44,6%	31,3%	47,1%
Total	39,5%	100,0%	34,6%	100,0%	30,6%	100,0%

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ECH del INE

La incidencia de la informalidad de los trabajadores asalariados privados, quienes conforman el principal grupo de interés para este trabajo, es menor en todos los años. Sin embargo, se encuentra que la brecha entre sexos es superior entre los asalariados privados que en el total de ocupados. En efecto, la informalidad en las mujeres es 5,6 p.p. superior a la de los hombres (cuadro 5.3).

Cuadro 5.3

Porcentaje de asalariados privados informales y participación relativa en la informalidad según sexo por año

	2003		2006		2010	
	% Informalidad	Participación	% Informalidad	Participación	% Informalidad	Participación
Hombre	31,0%	47,4%	25,7%	49,8%	20,0%	47,1%
Mujer	37,6%	52,6%	31,1%	50,2%	25,6%	52,9%
Total	34,2%	100,0%	28,1%	100,0%	22,6%	100,0%

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ECH del INE

Al interior del hogar existen diferencias en la incidencia de la informalidad según la relación de parentesco. El porcentaje de trabajadores no registrados a la seguridad social es mayor para el caso de miembros del hogar tales como hijos, nietos, padres del jefe, no obstante estos miembros han perdido peso en el total de ocupados informales. Adicionalmente, la diferencia observada en el nivel de informalidad entre jefes y cónyuges es significativamente menor a la existente respecto a los otros miembros del hogar (cuadro 5.4). En el cuadro B.2 del anexo se presentan los datos para el caso de asalariados privados.

Cuadro 5.4

Porcentaje de ocupados sin protección social y participación relativa según relación de parentesco

Relación	2003		2006		2010	
	% Informalidad	Participación	% Informalidad	Participación	% Informalidad	Participación
Jefe/a	35,8%	44,9%	31,8%	46,9%	28,8%	47,3%
Cónyuge	37,0%	21,2%	32,8%	22,7%	29,5%	24,4%
Otro	48,1%	33,9%	42,0%	30,4%	35,8%	28,2%
Total	39,5%	100,0%	34,6%	100,0%	30,6%	100,0%

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ECH del INE

Como se mencionó, existe una fuerte correspondencia entre el nivel educativo del trabajador y la probabilidad de no estar registrado en la seguridad social. Únicamente el 6,1% de los ocupados con nivel terciario

completo se encuentra sin protección social en 2010, mientras que para los trabajadores con nivel educativo inferior a ciclo básico secundario la informalidad supera el 40%, (cuadro 5.5). Asimismo, aproximadamente el 55% del total trabajadores no registrados alcanzaron como máximo ciclo básico secundario incompleto.

Cuadro 5.5

Porcentaje de ocupados sin cobertura según nivel educativo

Nivel educativo	2003	2006	2010
Primaria incompleta	66,2%	57,7%	62,3%
Primaria completa	53,9%	46,1%	48,0%
Ciclo básico incompleto	53,0%	47,1%	42,3%
Ciclo básico completo	42,5%	37,0%	30,3%
Enseñanza técnica	46,7%	34,9%	41,2%
Segundo ciclo incompleto	35,7%	32,0%	24,6%
Segundo ciclo completo	25,2%	21,2%	16,7%
Terciaria incompleta	20,7%	20,8%	14,1%
Terciaria completa	8,8%	7,9%	6,1%
Total	39,5%	34,6%	30,6%

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ECH del INE

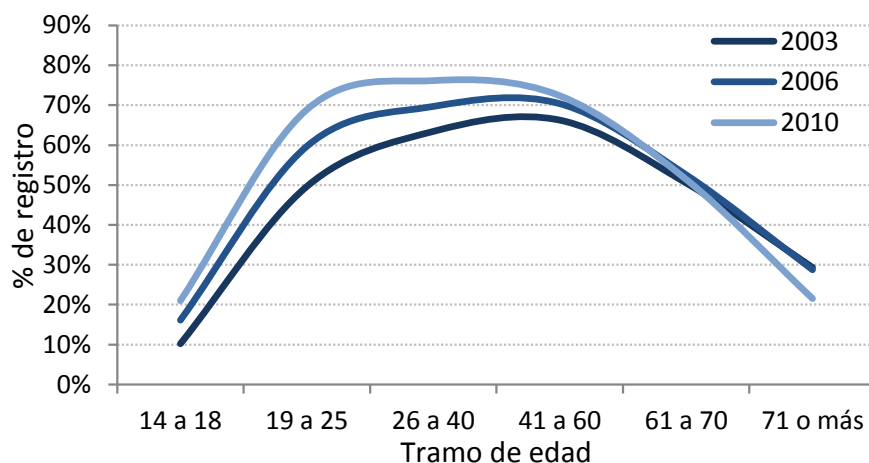
Entre los asalariados privados se encuentra una relación similar. El porcentaje de no registro de los trabajadores con nivel terciario no varía respecto a los del total de ocupados, mientras que para aquellos con nivel educativo inferior al ciclo básico de secundaria completo el no registro presenta niveles levemente inferiores respecto al total de ocupados (cuadro B.3 anexo).

La información analizada indica que existieron cambios en la participación relativa de cada uno de los niveles educativos en el total de ocupados,

que explican al menos parte de la caída de la informalidad. Es decir que algunos grupos con niveles históricamente menores de informalidad ganan peso en el empleo total. No obstante, la reducción del no registro también ha tenido lugar al interior de todos los niveles educativos (anexo cuadro B.4).

Por otro lado, investigaciones previas han encontrado efectos significativos de la edad sobre la probabilidad de no aportar. Esta variable se encuentra asociada a otros factores que influyen en dicha probabilidad, tal es el caso de la asistencia a un centro educativo, la relación de parentesco, la experiencia laboral o la percepción de una jubilación.

Gráfico 5.2. Porcentaje de ocupados que aporta a la seguridad social por tramo de edad, por año.



Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE.

Como se puede observar en el gráfico 5.2, las edades centrales presentan menores niveles de informalidad. En Uruguay los más jóvenes y los trabajadores de edades avanzadas son quienes tienen mayor

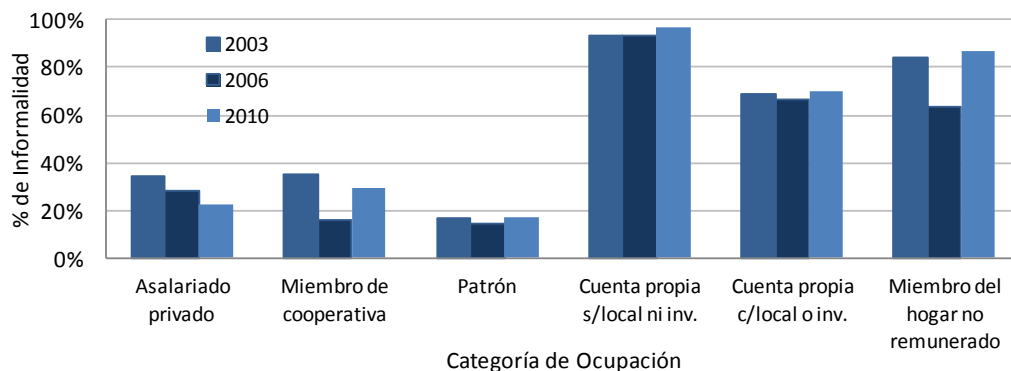
tendencia al no registro. De acuerdo a Bucheli (2004) la principal explicación para la existencia de mayor informalidad entre los jóvenes estaría dada por la falta de relación clara entre los beneficios de aportar a la seguridad social y sus costos.

La evolución de la informalidad en el período de estudio ha sido diferencial entre las categorías de ocupación. Por un lado, la incidencia de la informalidad se incrementó para los trabajadores por cuenta propia (con y sin local) mientras que se redujo de forma continua para los asalariados privados durante el período de análisis.

Desde el punto de vista de las categorías ocupacionales, se puede verificar que los trabajadores por cuenta propia muestran una incidencia del no registro muy superior al promedio, principalmente los cuentapropistas sin local (ver gráfico 5.3). Este fenómeno podría ser consecuencia del bajo nivel de calificación de estos trabajadores y del reducido nivel de capital inicial necesario para desempeñar las actividades. En el extremo opuesto, la totalidad de los asalariados públicos cuentan con cobertura de seguridad social.

Es posible analizar en qué medida la reducción de la informalidad es consecuencia de cambios en la composición del empleo por categoría de ocupación. La reducción de la informalidad entre 2003 y 2010 parece explicarse principalmente por una caída de su incidencia al interior de la categoría asalariados privados (anexo cuadro B.5).

Gráfico 5.3. Tasa de no registro por categoría de ocupación.
Período: 2003-2010



Fuente: elaboración propia en base a datos del INE.

Se ha destacado la importancia del tamaño del establecimiento en el que se ocupa el trabajador en relación con la probabilidad de ser contribuyente. Cabe recordar que esta variable es la utilizada para operacionalizar la definición de informalidad de OIT-PREALC, asociándola a bajos niveles de productividad. Para Uruguay, el no registro y la informalidad tienen una correlación importante, aun cuando no se solapan, tal como señalan Amarante y Espino (2007). La formalidad definida a partir del enfoque de OIT-PREALC no garantiza protección, aunque se asocia con una mayor probabilidad de contar con un conjunto de beneficios laborales y sociales.

Como se observa en el cuadro 5.6, las empresas unipersonales alcanzan los valores más elevados de no registro, correspondiendo a 72,6% en 2010. Asimismo, en las empresas que emplean entre 2 y 4 personas la informalidad supera el 50%. Si bien se cumple la relación esperada entre tamaño de empresa e informalidad, esta relación no es perfecta, ya que

existen individuos no registrados a la seguridad social en establecimientos de todos los tamaños.

Cuadro 5.6

Porcentaje de ocupados sin cobertura según tamaño de la empresa

Tamaño de la empresa	2003	2010
Una Persona	78,4%	72,6%
De 2 a 4	53,7%	50,1%
De 5 a 9	34,8%	24,5%
De 10 a 49	19,0%	10,9%
Más de 50	4,0%	2,2%
Total	39,5%	30,6%

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ECH del INE

En todos los sectores de actividad considerados, la informalidad afecta a un porcentaje menor de trabajadores en 2010 que en 2003 (ver cuadro 5.7). Los sectores con mayores tasas de no registro son el servicio doméstico y la construcción, situación que se mantiene a lo largo del período de estudio. Sin embargo el sector de Comercio, Restaurantes y Hoteles es el que tiene mayor participación relativa en la ocupación informal en su conjunto (anexo cuadro B.6).

La reducción de la informalidad fue más elevada en los sectores donde un mayor número de trabajadores no aporta a la seguridad social (Construcción, Industria Manufacturera, Servicio doméstico y Otros servicios).

Cuadro 5.7

Porcentaje de ocupados sin cobertura según sector de actividad por año

Sector de Actividad	2003	2006	2010
Actividades primarias	44,8%	33,1%	36,2%
Industria Manufacturera	44,6%	37,0%	32,5%
Electricidad, Gas y Agua	0,7%	2,8%	0,6%
Construcción	73,4%	59,4%	47,7%
Comercio, Rest. y Hoteles	49,5%	45,2%	39,0%
Transporte y Comunicaciones	26,3%	20,6%	17,1%
Int. Financiera e Inmobiliaria	2,1%	8,7%	1,0%
Servicios a empresas	34,2%	33,3%	26,8%
Administración Pública	1,2%	1,9%	0,3%
Salud y Enseñanza	12,3%	11,6%	9,1%
Otros servicios	51,8%	45,0%	39,7%
Servicio doméstico	69,7%	62,5%	58,7%
Total	39,5%	34,6%	30,6%

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ECH del INE

La incidencia del no registro difiere entre las distintas zonas del país, mientras que para el año 2010 la informalidad alcanza el 36,3% en el interior, en Montevideo se ubica en 24,6% (anexo cuadro B.7). Tal como señala Bucheli (2004) esta diferencia podría ser consecuencia de la existencia de distintas estructuras productivas entre regiones.

Como ha sido analizado en trabajos previos, la contribución a la seguridad social y el nivel de ingreso de los trabajadores se encuentran asociados. Se calcula que en el año 2010 un trabajador informal percibía en promedio un 51,9%⁴ del salario por hora que obtenía un trabajador formal. A esto cabe agregarle que la media de horas trabajadas es un 26% inferior en el caso de los trabajadores no registrados⁵.

⁴ Ingresos laborales totales por hora a precios de diciembre 2010.

⁵ Horas trabajadas por semana en la ocupación principal.

5.3 Informalidad en el caso de los trabajadores por Cuenta Propia

El porcentaje de trabajadores por cuenta propia informales es ampliamente superior a la media, alcanzando en 2010 un 74,1% de cuentapropistas no registrados. La informalidad muestra una tendencia creciente tanto para trabajadores por cuenta propia con local como sin local o inversión. Sin embargo, la participación relativa de los trabajadores por cuenta propia sin local ni inversión disminuye, y como consecuencia se registra una reducción en el nivel de informalidad de los cuentapropistas en su conjunto (cuadro 5.8).

Cuadro 5.8

Porcentaje de trabajadores por cuenta propia informales y participación relativa en el total de ocupados informales según categoría por año

	2003		2006		2010	
	% Informalidad	Participación	% Informalidad	Participación	% Informalidad	Participación
Sin Local ni inversión	93.6%	23.0%	93.7%	17.6%	96.9%	10.1%
Con local o inversión	69.0%	26.6%	66.8%	31.7%	70.1%	41.5%
Total	78.6%	49.7%	74.4%	49.3%	74.1%	51.6%

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la ECH

Al igual que en los casos anteriores la informalidad de este grupo de trabajadores decrece fuertemente con el nivel educativo, aunque se ubica en niveles mayores al de los ocupados para todos los casos. Las mayores caídas en la tasa de informalidad se registraron en los trabajadores con secundaria incompleta así como en quienes cuentan con estudios terciarios (cuadro 5.9).

Cuadro 5.9

Porcentaje de trabajadores cuenta propia sin cobertura según nivel educativo por año

Nivel Educativo	2003	2006	2010
Primaria incompleta	93.6%	87.4%	93.4%
Primaria completa	87.4%	82.0%	90.4%
Ciclo básico incompleto	90.0%	85.9%	88.8%
Ciclo básico completo	83.6%	79.8%	77.5%
Enseñanza técnica	76.4%	73.5%	71.4%
Segundo ciclo incompleto	66.9%	61.6%	55.4%
Segundo ciclo completo	83.1%	79.5%	88.6%
Terciaria incompleta	68.1%	63.4%	55.9%
Terciaria completa	27.0%	24.5%	16.9%
Total	78.6%	74.4%	74.1%

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ECH del INE

En cuanto a la incidencia por género, se destaca la reducción de la brecha entre hombres y mujeres registrada entre 2003 y 2010. Esta tendencia se observa tanto en el porcentaje de trabajadores afectados como en el peso relativo en el total de cuentapropistas ocupados informales (cuadro 5.10).

Cuadro 5.10

Porcentaje de trabajadores por cuenta propia informales y participación relativa según sexo

	2003		2006		2010	
	% Informalidad	Participación	% Informalidad	Participación	% Informalidad	Participación
Hombre	79,5%	66,2%	74,0%	61,6%	75,0%	57,6%
Mujer	76,8%	33,8%	75,0%	38,4%	73,0%	42,4%
Total	78,6%	100,0%	74,4%	100,0%	74,1%	100,0%

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la ECH

5.4 Informalidad en el caso de los cónyuges

La literatura sobre el tema sugiere que los trabajadores secundarios tienen mayores incentivos para adecuar su comportamiento laboral al

contexto familiar y a la realización de tareas domésticas, por esta razón es importante analizar cómo afecta la informalidad a los cónyuges.

Los niveles de no registro de los cónyuges han mostrado una evolución similar a la evidenciada en el total de ocupados pero con valores menores durante los años considerados, pasando de 37% en 2003 a 29% en 2010 (cuadro 5.11). De forma similar a lo observado anteriormente, la informalidad es mayor para quienes cuentan con niveles educativos menores, para las mujeres, los ocupados en los sectores de construcción o servicio doméstico y para los trabajadores por cuenta propia o miembros del hogar no remunerados.

Cuadro 5.11
Porcentaje de conyuges ocupados informales
según sexo por año

	2003	2006	2010
Hombre	36,8%	32,4%	26,9%
Mujer	38,6%	36,8%	29,4%
Total	37,0%	32,8%	28,8%

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ECH del INE

Cuando se consideran únicamente los cónyuges que pertenecen a hogares donde tanto el jefe como el cónyuge son asalariados privados, los niveles de registro son considerablemente inferiores, ubicándose en 19,2% en 2010.

A su vez, la información analizada sugiere que existe correlación entre la formalidad del jefe y su cónyuge. En 2010 el 77,7% de los cónyuges se

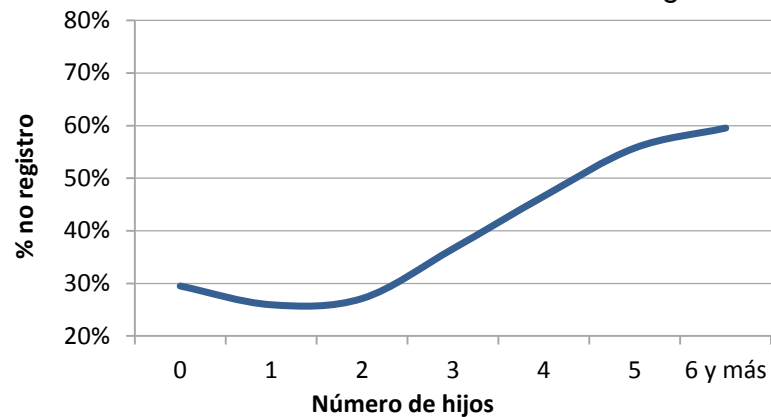
encuentran registrados a la seguridad social cuando el jefe de hogar aporta, mientras que el porcentaje de cónyuges registrados a la seguridad social se reduce al 47% cuando el jefe de hogar está ocupado en un empleo informal (Anexo cuadro B.8). Esta relación se mantiene para los hogares con jefes y cónyuges asalariados privados y para aquellos integrados por cónyuges cuentapropistas, donde el porcentaje de cónyuges registrados a la seguridad social es, en todos los casos, superior cuando el jefe aporta.

La compatibilización de las tareas del hogar con la participación en el mercado laboral puede generar mayores exigencias de flexibilidad horaria. En este sentido, un elemento importante a considerar es la presencia de menores en el hogar, que puede afectar en forma negativa la formalización del cónyuge dada la mayor necesidad de tiempo para el cuidado de los niños.

Aunque no se ha encontrado una relación lineal entre la cantidad de menores y la informalidad, cónyuges ocupados que viven en hogares donde hay más de 3 menores a cargo muestran, en términos generales, mayores niveles de informalidad, fundamentalmente cuando se toman en cuenta menores de 14 años (ver gráfico 5.5). Sin embargo, existen otras variables que afectan tanto la probabilidad de aportar como la cantidad de menores en el hogar. Hogares con menores niveles de ingreso podrían

tener mayores niveles de informalidad así como tasas de fecundidad mayores.

Gráfico 5.4 Porcentaje de cónyuges ocupados no registrados según número de menores de 14 años en el hogar



Fuente: elaboración propia en base a datos del INE

Por lo tanto, los cónyuges que muestran mayor incidencia de la informalidad son, al igual que en los casos anteriores, quienes cuentan con menores niveles educativos, quienes se ubican en los tramos etarios extremos, los trabajadores por cuenta propia y las mujeres. A esto cabe agregarle que quienes residen en hogares donde el jefe es ocupado formal muestran menores niveles de informalidad.

6. Resultados

En esta sección se presentan los principales resultados obtenidos en este trabajo. El análisis se realiza para distintos universos, en primer lugar, se seleccionan los hogares compuestos por jefe y cónyuge asalariados privados. Asimismo, para considerar comportamientos particulares según la categoría de ocupación, se seleccionan dos universos alternativos que consisten en: hogares con jefes asalariados (público o privado) y cónyuges asalariados privados, y por otro lado jefes ocupados y cónyuges cuentapropistas.

Como primera aproximación a la probabilidad de aportar del cónyuge, se estima un modelo *probit* simple para el universo de asalariados privados, para comparar los resultados obtenidos entre esta metodología y el modelo bivariado. Adicionalmente, se estiman diferentes especificaciones del modelo *probit* bivariado, incluyendo como variables explicativas de la probabilidad de aportar del cónyuge la presencia de hijos menores, de otros miembros del hogar mayores de edad y las variables educativas del jefe de hogar.

La inclusión del nivel educativo del jefe busca incorporar al análisis el efecto que podría generarse por la existencia de características comunes entre ambos miembros del hogar así como la posibilidad de que la educación del jefe incida directamente sobre la probabilidad de aportar del cónyuge.

Se presentan las estimaciones realizadas para los años 2003, 2006 y 2010, utilizando en todos los casos los ponderadores incluidos en las Encuestas Continuas de Hogares. En este caso las estimaciones para 2006 y 2010 se basan en la muestra del total del país de forma de contar con mayor número de observaciones⁶. En el cuadro 5.1 se presentan las variables incluidas en los modelos y sus valores medios para la muestra de asalariados privados.

⁶ Se realizaron las estimaciones del modelo *probit* bivariado para el año 2010 para la muestra que incluye localidades con menos de 5000 habitantes, sin encontrar diferencias relevantes en los principales resultados.

Cuadro 6.1 Variables utilizadas

Variable	Definiciones	Estadísticas descriptivas*
Dependientes		
Aporte a caja de jubilaciones del cónyuge	1 si aporta 0 si no aporta	Aportan 80,8% No aportan 19.2%
Aporte a caja de jubilaciones del jefe	1 si aporta 0 si no aporta	Aportan 88,1% No aportan 11.9%
Independientes		
Edad del cónyuge	Años de edad	Media= 38,5
Edad al cuadrado del cónyuge	Años de edad al cuadrado	Media=1592
Edad del jefe	Años de edad	Media= 40,5
Edad al cuadrado del jefe	Años de edad al cuadrado	Media=1755
Sexo del cónyuge	1 si es hombre 0 si es mujer	Hombres 18,2% Mujeres 81,8%
Sexo del jefe	1 si es hombre 0 si es mujer	Hombres 81,8% Mujeres 18,2%
Educación primaria del cónyuge	1 si el nivel educativo más alto alcanzado es primaria 0 en otro caso	Tienen hasta primaria completa el 24,7% de los cónyuges
Educación secundaria del cónyuge	1 si el nivel educativo más alto alcanzado es secundaria 0 en otro caso	Tienen educación secundaria el 59,7% de los cónyuges
Educación terciaria del cónyuge	1 si el nivel educativo más alto alcanzado es terciaria 0 en otro caso	Tienen educación terciaria el 15,6% de los cónyuges
Educación primaria del jefe	1 si el nivel educativo más alto alcanzado es primaria 0 en otro caso	Tienen hasta primaria completa el 29,1% de los jefes de hogar
Educación secundaria del jefe	1 si el nivel educativo más alto alcanzado es secundaria 0 en otro caso	Tienen educación secundaria el 57,3% de los jefes de hogar
Educación terciaria del jefe	1 si el nivel educativo más alto alcanzado es terciaria 0 en otro caso	Tienen educación terciaria el 13,6% de los jefes de hogar
Región	1 si reside en Montevideo 0 si reside en el Interior	Residen en Montevideo 43% Residen en el Interior 57%
Menores en el hogar	Número de menores de 18 años en el hogar	Media=1,21
Otros miembros del hogar	Número de miembros mayores de edad además del jefe y el cónyuge	Media=0,77

Fuente: Elaboración propia

* Estadísticos descriptivos calculados para la muestra con jefe y cónyuge asalariados privados en base a datos de la ECH.

6.1 Una primera aproximación: modelo *probit* simple

En el cuadro 6.2 se presentan los resultados de la estimación de un modelo *probit* simple para los hogares donde tanto los jefes como sus cónyuges son asalariados privados, el mismo incluye entre las variables explicativas el registro a la seguridad social del jefe de hogar.

Cuadro 6.2 Estimaciones modelo *probit* simple, 2010, 2006 y 2003

	Probit simple: Cónyuge aporta					
	Modelo (1) 2010	Modelo (2) 2010	Modelo (3) 2006	Modelo (4) 2006	Modelo (5) 2003	Modelo (6) 2003
Jefe aporta	0.781*** (0.069)	0.769*** (0.069)	0.675*** (0.053)	0.659*** (0.053)	0.772*** (0.105)	0.744*** (0.107)
Edad2 cónyuge	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Edad cónyuge	0.057*** (0.015)	0.056*** (0.015)	0.062*** (0.013)	0.062*** (0.013)	-0.013 (0.032)	-0.015 (0.032)
Sexo cónyuge	0.407*** (0.078)	0.377*** (0.078)	0.294*** (0.077)	0.260*** (0.078)	0.126 (0.174)	0.088 (0.176)
Nivel terciario cónyuge	0.810*** (0.107)	0.686*** (0.119)	0.916*** (0.082)	0.753*** (0.09)	1.254*** (0.173)	1.105*** (0.189)
Nivel secundario cónyuge	0.284*** (0.059)	0.240*** (0.062)	0.317*** (0.048)	0.266*** (0.052)	0.310*** (0.102)	0.256** (0.108)
Región	0.263*** (0.054)	0.243*** (0.054)	0.128*** (0.043)	0.097** (0.044)	0.493*** (0.09)	0.467*** (0.092)
Terciaria jefe		0.256** (0.115)		0.354*** (0.096)		0.337* (0.179)
Secundaria jefe		0.112* (0.06)		0.145*** (0.05)		0.155 (0.112)
Constante	-1.371*** (0.303)	-1.377*** (0.303)	-1.569*** (0.257)	-1.615*** (0.257)	-0.459 (0.621)	-0.485 (0.623)
Observaciones	4657	4657	6632	6632	1113	1113

Robust standard errors in parentheses * significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

Fuente: Elaboración propia en base a ECH

La principal variable de interés del modelo, el aporte del jefe de hogar, muestra una relación positiva y significativa al 1% con la probabilidad de aportar del cónyuge. Este resultado es robusto para los años elegidos (2003, 2006 y 2010) así como para las distintas especificaciones

realizadas. Los resultados se modifican solo levemente al incorporar en la estimación las variables *dummies* del nivel educativo del jefe. En el anexo (Cuadro C.1) se presentan las estimaciones de dos especificaciones alternativas: una incluye una variable que indica el número de menores en el hogar mientras que la otra incorpora la cantidad de miembros del hogar mayores de edad además del jefe y su cónyuge. La relación observada entre la probabilidad de aportar de ambos miembros no se modifica sustancialmente en ninguno de los casos, siendo significativa y positiva. Este resultado conduciría al rechazo de la hipótesis central de este trabajo, es decir la existencia de un efecto negativo de la formalidad del jefe en la probabilidad de aportar del cónyuge.

En el cuadro 6.3 se exponen los efectos marginales calculados para la especificación que incluye las variables de educación del jefe para 2010. Se encuentra que un cambio en la variable de aporte del jefe de 0 a 1 modifica la probabilidad de aportar del cónyuge en 0,235, siendo de acuerdo a este modelo, la variable con mayor incidencia en dicha probabilidad. Este efecto marginal no muestra cambios significativos a lo largo del período analizado. Los resultados se presentan en el (Anexo C.2 y C.3).

Cuadro 6.3
Efectos marginales modelo *probit* simple 2010

	Efecto marginal	Error estándar	P>z	Valor de referencia
Jefe aporta	0.2349	0.027	0.000	1
Edad2 cónyuge	-0.0001	0.000	0.000	1596.65
Edad cónyuge	0.0121	0.003	0.000	38.57
Sexo cónyuge	0.0658	0.012	0.000	0
Nivel terciario cónyuge	0.0987	0.012	0.000	0
Nivel secundario cónyuge	0.0592	0.017	0.000	1
Región	0.0601	0.013	0.000	1
Nivel terciario jefe	0.0481	0.019	0.011	0
Nivel secundario jefe	0.0258	0.014	0.074	1

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ECH del INE

El resto de las variables explicativas son significativas y presentan el signo esperado en todos los años considerados. En primer lugar, se observa una asociación positiva entre el nivel educativo alcanzado y la probabilidad de aportar. La variable sexo tiene incidencia positiva en el aporte a la seguridad social, esto significa que los hombres tienen mayor probabilidad de ser formales (efecto marginal 0,066). Por otro lado, el hecho de residir en Montevideo aumenta esta probabilidad aproximadamente un 0,06, lo que puede obedecer a la estructura productiva heterogénea entre regiones o a diferencias en la provisión de servicios públicos y acción del Estado. Por último, la edad muestra una relación positiva pero no lineal respecto a la probabilidad de aportar para los cónyuges.

No obstante, las conclusiones que surgen de esta estimación podrían no ser válidas. Como fue mencionado en el capítulo metodológico, si las decisiones del jefe y el cónyuge de hogar están correlacionadas la estimación podría presentar problemas de endogeneidad. Se haría

necesario en este caso modelizar las decisiones de forma conjunta a través de un modelo *probit* bivariado recursivo.

6.2 Modelo *probit* bivariado recursivo

Por lo tanto, se estima un modelo *probit* bivariado recursivo para incorporar la posible correlación entre los errores de las ecuaciones que modelizan las decisiones de aportar de ambos miembros del hogar. Esta correlación podría explicarse por simultaneidad en las decisiones o por la existencia de factores no incluidos en el modelo que afectan la probabilidad de aportar de los miembros del hogar. Por lo tanto, además de la ecuación que explica las decisiones del cónyuge, se incluye una segunda que modeliza la decisión de aporte del jefe, considerando variables explicativas similares. En este modelo, la hipótesis de endogeneidad de la variable de aporte del jefe puede ser contrastada mediante un test de significación del coeficiente de correlación de los errores (ρ).

En el cuadro 6.4 se presentan los resultados del modelo *probit* bivariado recursivo para los tres años seleccionados. Nuevamente, se consideran especificaciones alternativas incluyendo la presencia de menores en el hogar, y la presencia de otros miembros mayores (anexo cuadro C.4).

Las estimaciones realizadas indican que si el coeficiente de correlación no es significativo para ninguno de los años analizados de acuerdo al test de

Wald. Por lo tanto, no se encuentra evidencia a favor de la hipótesis de endogeneidad, y en consecuencia no existirían factores inobservables u omitidos que afecten simultáneamente la probabilidad de aportar del jefe y su cónyuge. Se espera entonces, que los resultados obtenidos mediante la estimación de este modelo no difieran considerablemente de aquellos correspondientes al modelo *probit* simple.

El rechazo de la hipótesis de endogeneidad no debe interpretarse como falta de interrelación entre las decisiones de los miembros del hogar. Como lo señala Greene (1998), esta relación se encuentra recogida por el coeficiente de la variable de aporte del jefe en la ecuación del cónyuge. Como se observa en los resultados presentados en el cuadro 6.4, el coeficiente de esta variable mantiene el signo obtenido en la estimación realizada a partir del modelo *probit* simple, por lo que existiría una incidencia positiva del registro del jefe de hogar en la probabilidad de aportar del cónyuge.

En cuanto a la validación del modelo, es importante destacar algunos indicadores. En primer lugar, es posible realizar un contraste de significatividad conjunta de las variables incluidas. A partir del test de Wald se rechaza la hipótesis de no significatividad del modelo al 99% de confianza.

Cuadro 6.4 Estimaciones modelo *probit* bivariado

Ecuación 1: Cónyuge aporta			
	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)
	2010	2006	2003
Jefe aporta	0.615*	0.971***	1.181***
	(0.365)	(0.311)	(0.384)
Edad2 cónyuge	-0.001***	-0.001***	0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Edad cónyuge	0.060***	0.057***	-0.028
	(0.016)	(0.014)	(0.034)
Sexo cónyuge	0.386***	0.328***	0.186
	(0.089)	(0.084)	(0.185)
Nivel terciario cónyuge	0.820***	0.893***	1.189***
	(0.108)	(0.086)	(0.183)
Nivel secundario cónyuge	0.289***	0.309***	0.287***
	(0.06)	(0.049)	(0.105)
Region	0.277***	0.105**	0.428***
	(0.062)	(0.049)	(0.113)
Constante	-1.275***	-1.705***	-0.423
	(0.364)	(0.290)	(0.611)
Ecuación 2: Jefe aporta			
Sexo jefe	0.578***	0.506***	0.535***
	(0.068)	(0.075)	(0.172)
Edad jefe	0.087***	0.090***	0.143***
	(0.016)	(0.014)	(0.029)
Edad2 jefe	-0.001***	-0.001***	-0.002***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Nivel secundario jefe	0.304***	0.221***	0.456***
	(0.067)	(0.053)	(0.112)
Nivel terciario jefe	0.738***	0.717***	1.201***
	(0.118)	(0.097)	(0.185)
Region	0.382***	0.270***	0.392***
	(0.060)	(0.048)	(0.099)
Constante	-1.252***	-1.561***	-3.437***
	(0.328)	(0.300)	(0.614)
Rho	0.091	-0.170	-0.260
	(0.195)	(0.182)	(0.254)
Observations	4657	6632	1113
Robust standard errors in parentheses * significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%			
Tests de Wald <i>Probit</i> bivariado recursivo			
Test de Wald significatividad conjunta de modelo			
H0: No significatividad conjunta de coeficientes			
2010	2006	2003	
chi2(13) = 374.39	chi2(13) = 477.82	chi2(13) = 281.81	
Prob > chi2 = 0.000	Prob > chi2 = 0.000	Prob > chi2 = 0.000	
Observaciones: 4657	Observaciones: 6632	Observaciones: 1113	
Test de Wald significatividad rho (ρ)			
H0: ρ12 = 0			
2010	2006	2003	
chi2(1) = 0.217	chi2(1) = 0.877	chi2(1) = 1.049	
Prob > chi2 = 0.641	Prob > chi2 = 0.349	Prob > chi2 = 0.306	
Observaciones: 4657	Observaciones: 6632	Observaciones: 1113	

Fuente: Estimaciones propias en base a datos de la ECH

El porcentaje de predicciones correctas es un indicador comúnmente utilizado como aproximación a la bondad de ajuste del modelo. Debido a que la muestra no se encuentra equilibrada (el porcentaje de aporte para asalariados es superior al 80%) se optó por utilizar como punto de corte la frecuencia muestral de unos en lugar de 0,5. Para el año 2010 el porcentaje de predicciones correctas de jefes de hogar que aportan a la seguridad social es del 59%, mientras que para los cónyuges este porcentaje llega al 60%. Sin embargo hay que tener en cuenta que el uso de la probabilidad muestral como valor de corte podría penalizar el porcentaje de unos estimados. En el anexo C.5 se presenta el porcentaje de predicciones correctas de unos para las probabilidades conjuntas, que en todos los casos supera el 50%.

De acuerdo a lo expuesto en el capítulo metodológico, es posible calcular distintos efectos marginales en los modelos bivariados: los incondicionados, condicionados, y los efectos marginales de la variable de endógena obtenidos mediante la diferencia de probabilidades condicionadas. En todos los casos el cálculo se efectuó para un hogar tipo, seleccionando como valores de referencia las características más frecuentes en la muestra: ambos miembros del hogar con nivel educativo secundario, residentes en Montevideo, la variable que identifica el sexo del jefe de hogar toma el valor uno, la del cónyuge el valor cero, y la edad promedio para ambos miembros (38,5 años para el cónyuge y 40,6 para el jefe de hogar en 2010).

Cuadro 6.5**Probabilidades conjuntas modelo bivariado recursivo**

		Cónyuge aporta	
		0	1
Jefe aporta	0	2.1%	3.4%
	1	13.0%	81.5%
Probabilidad cónyuge aporta=1/jefe aporta=1		86.2%	
Probabilidad cónyuge aporta=1/jefe aporta=0		61.1%	

Fuente: Estimaciones propias en base a datos de la ECH

De acuerdo al efecto marginal obtenido como diferencia de las probabilidades condicionadas para el año 2010, la probabilidad de registrarse a la seguridad social para el cónyuge se incrementa 0,251 cuando el jefe de hogar es formal (Cuadro 6.5).

Cuadro 6.6**Efectos marginales modelo *probit* bivariado recursivo**

	2010		2006		2003	
	Efecto marginal	Valores de ref.	Efecto marginal	Valores de ref.	Efecto marginal	Valores de ref.
Jefe aporta	0.1811	1	0.3475	1	0.4267	1
Edad2 cónyuge	-0.0002	1596.65	-0.0002	1590.09	0.0001	1602.03
Edad cónyuge	0.0133	38.57	0.0154	38.48	-0.0075	38.79
Sexo cónyuge	0.0688	0	0.0763	0	0.0454	0
Nivel terciario cónyuge	0.1116	0	0.1522	0	0.1659	0
Nivel secundario cónyuge	0.0744	1	0.0948	1	0.0858	1
Región	0.0709	1	0.0297	1	0.1346	1

Fuente: Estimaciones propias en base a datos de la ECH

Los efectos calculados a partir de la función de distribución marginal y el efecto marginal condicionado muestran igual signo al presentado por el coeficiente. En este caso, como se observa en cuadro 6.6, un cambio en la variable de aporte del jefe de 0 a 1 aumenta la probabilidad de aportar para el trabajador secundario en 0,181 de acuerdo al efecto que surge de la función de probabilidad marginal. Por otro lado, el efecto marginal

condicionado para esta variable toma un valor similar al anterior (0,179) (ver anexo C.6). Para testear la significatividad de este efecto es necesario aplicar una metodología que permita estimar los desvíos estándar de los efectos calculados, pudiendo utilizarse el método *bootstrap* o el método *Deltha*. Sin embargo, tal análisis escapa al alcance del presente trabajo.

Por lo tanto, en este caso no existen diferencias importantes entre los distintos efectos marginales calculados, como consecuencia de la no significatividad del término de correlación de los errores (ρ).

El modelo bivariado estimado arroja resultados similares a los obtenidos por Groisman (2011) para el caso de Argentina, donde la probabilidad de aportar del cónyuge aumenta 34,8% cuando el jefe de hogar es formal. Como lo señala el autor, es probable que este resultado sea consecuencia del entorno social que comparten los miembros del hogar, es decir existiría un efecto capital social que aumenta la probabilidad del cónyuge de ser formal. Otro fundamento que puede explicar esta relación es el acceso a información privilegiada sobre la demanda de trabajos formales por parte de los cónyuges de jefes de hogar que aportan a la seguridad social.

El resto de las variables explicativas muestran un efecto marginal con el signo esperado. En este caso se encuentra una importante contribución a la probabilidad de aportar del nivel educativo, dicha probabilidad se ve

incrementada 0,11 cuando el trabajador cuenta con enseñanza terciaria respecto a los trabajadores con enseñanza primaria. Por su parte, la probabilidad de ser ocupado formal aumenta cuando el trabajador es de sexo masculino, mientras que la edad muestra un efecto positivo pero decreciente en dicha probabilidad. La relación no lineal encontrada entre la edad y la probabilidad de aportar es consistente con lo hallado al caracterizar a los trabajadores formales, como se destacó los trabajadores ubicados en los tramos de edad extremos tienen mayor incidencia del no registro.

La presencia de hijos menores de edad en el hogar muestra una relación negativa con la probabilidad de aportar en los tres años seleccionados (Anexo cuadro C.4). Esto indicaría que la estructura del hogar influye en la inserción de los cónyuges en el mercado laboral, quienes posiblemente requieran mayor flexibilidad horaria para compatibilizar las tareas del hogar con la actividad laboral.

Por último, se incluye la presencia de otros miembros del hogar mayores de edad junto a la existencia de menores. Debido a lo expuesto anteriormente, la presencia de otros miembros del hogar podría disminuir las obligaciones del trabajador secundario en las actividades del hogar, reduciendo el efecto negativo de la existencia de hijos menores. Sin embargo el signo observado es opuesto al esperado para 2010 y 2006.

6.3 Otra especificación de los modelos *probit* bivariados recursivos

Se presenta una nueva especificación del modelo *probit* bivariado incluyendo *dummies* de educación del jefe de hogar en la ecuación que determina la probabilidad de aportar del cónyuge. La inclusión de estas variables se fundamenta en la existencia de características similares que podrían afectar la relación encontrada anteriormente en la probabilidad de aportar del jefe y su cónyuge. Como se observa en el cuadro 6.7, en el caso de la muestra seleccionada para el año 2010 se confirma la tendencia a la formación de parejas entre individuos de similar nivel educativo.

Cuadro 6.7
Nivel educativo jefe y cónyuge asalariados privados 2010

		Nivel educativo jefe de hogar			
		Nivel primario	Nivel secundario	Nivel terciario	Total
Nivel educativo cónyuge	Nivel primario	52.5%	16.1%	1.4%	24.7%
	Nivel secundario	45.8%	71.9%	37.8%	59.7%
	Nivel terciario	1.7%	12.0%	60.8%	15.6%
	Total	29.1%	57.4%	13.6%	

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ECH

A su vez, si las decisiones se toman en forma conjunta el nivel educativo del jefe de hogar podría tener incidencia directa en la inserción del cónyuge en el mercado laboral y en su decisión de ser contribuyente. Por lo tanto, se optó por la inclusión de las variables de nivel educativo del jefe de hogar en la ecuación del cónyuge de forma de considerar la posible presencia de factores inobservables, correlacionados tanto con la

probabilidad de aportar como con el nivel educativo de los dos miembros del hogar. Esta especificación es similar a la de Galiani y Weinschelbaum (2011). En cuadro 6.8 se presentan los resultados de esta nueva estimación, mientras que las especificaciones que incluyen la presencia de hijos menores y otros miembros mayores de edad se presentan en el anexo C.7.

Esta especificación modifica sensiblemente los resultados para las principales variables de interés. En primer lugar, el coeficiente de la variable de formalidad del jefe presenta signo negativo a pesar de no ser significativo al 90% de confianza en 2006 y 2010. Por otro lado, el coeficiente de correlación presenta signo positivo y de acuerdo al test de Wald, es significativamente distinto de cero al 90% de confianza en 2006 y 2010. Por lo tanto, según esta especificación, los errores de las ecuaciones se encontrarían correlacionados, existiendo simultaneidad entre las decisiones de formalidad del jefe de hogar y su cónyuge.

Este resultado indica la existencia de factores no observables o no incluidos en el modelo que se encuentran correlacionados y afectan la probabilidad de aportar de los dos miembros del hogar. El comportamiento de los errores difiere al incorporar las variables educativas del jefe respecto a la especificación previa, por lo que podrían existir factores inobservables correlacionados con dichas variables que dan lugar a que el coeficiente de correlación sea ahora positivo. Por lo

tanto, en esta especificación los resultados indican la existencia de correlación positiva entre las probabilidades de aportar del jefe y su cónyuge no capturada por las variables incluidas en el modelo.

Cuadro 6.8 Estimaciones modelo *probit* bivariado

Ecuación 1: Cónyuge aporta			
	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)
	2010	2006	2003
Jefe aporta	-0.331 (0.396)	-0.458 (0.433)	0.383 (0.703)
Edad2 cónyuge	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.000 (0.000)
Edad cónyuge	0.068*** (0.014)	0.077*** (0.012)	-0.003 (0.040)
Sexo cónyuge	0.167 (0.123)	0.058 (0.130)	0.02 (0.225)
Nivel terciario cónyuge	0.631*** (0.120)	0.672*** (0.109)	1.094*** (0.192)
Nivel secundario cónyuge	0.219*** (0.058)	0.236*** (0.054)	0.252** (0.108)
Nivel terciario jefe	0.420*** (0.125)	0.518*** (0.111)	0.437* (0.262)
Nivel secundario jefe	0.191*** (0.065)	0.196*** (0.049)	0.204 (0.145)
Region	0.319*** (0.059)	0.171*** (0.051)	0.503*** (0.108)
Constante	-0.694* (0.395)	-1.024*** (0.379)	-0.529 (0.624)
Ecuación 2: Jefe aporta			
	Modelo (1)	Modelo (4)	Modelo (1)
Sexo jefe	0.587*** (0.067)	0.505*** (0.074)	0.549*** (0.169)
Edad jefe	0.083*** (0.017)	0.093*** (0.013)	0.146*** (0.028)
Edad2 jefe	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
Nivel secundario jefe	0.314*** (0.064)	0.206*** (0.050)	0.435*** (0.111)
Nivel terciario jefe	0.781*** (0.122)	0.707*** (0.095)	1.196*** (0.192)
Region	0.369*** (0.059)	0.273*** (0.047)	0.397*** (0.099)
Constante	-1.181*** (0.338)	-1.620*** (0.284)	-3.484*** (0.592)
Rho	0.665** (0.304)	0.702* (0.362)	0.211 (0.407)
Observaciones	4657	6632	1113

Robust standard errors in parentheses * significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

Fuente: estimaciones propias en base a ECH

Centrándonos ahora en la validación del modelo, se destaca en primer lugar que el test de Wald permite descartar la falta de significatividad conjunta de los coeficientes del mismo (Cuadro 6.9).

Cuadro 6.9

Tests de Wald <i>probit</i> bivariado recursivo		
Test de Wald significatividad conjunta de modelo		
H0: No significatividad conjunta de coeficientes		
2010	2006	2003
chi2(15) = 362.99	chi2(15) = 447.27	chi2(15) = 220.00
Prob > chi2 = 0.000	Prob > chi2 = 0.000	Prob > chi2 = 0.000
Observaciones: 4657	Observaciones: 6632	Observaciones: 1113
Test de Wald significatividad rho (ρ)		
H0: $\rho_{12} = 0$		
2010	2006	2003
chi2(1) = 4.788	chi2(1) = 3.759	chi2(1) = 0.269
Prob > chi2 = 0.028	Prob > chi2 = 0.052	Prob > chi2 = 0.603
Observaciones: 4657	Observaciones: 6632	Observaciones: 1113

Fuente: Estimaciones propias en base a datos de la ECH

Al igual que en la especificación utilizada previamente, se estiman las predicciones correctas a partir del modelo utilizando la probabilidad muestral como punto de corte. El porcentaje de predicciones correctas es similar para los jefes que aportan respecto a la estimación anterior (60%), pero menor para los cónyuges (51%). Para las probabilidades conjuntas el porcentaje de predicciones de unos correctos supera en todos los casos el 54% (Anexo cuadro C.5).

Una de las alternativas utilizadas comúnmente para la comparación entre modelos es el criterio de información de Akaike. El mismo, permite

comparar la bondad de ajuste de los distintos modelos estimados, optando por aquel que minimice el valor del estadístico.

Cuadro 6.10
Criterio de Información de Akaike

	2010
<i>Probit</i> Simple	105.964,1
<i>Probit</i> Bivariado sin educación del jefe	187.135,9
<i>Probit</i> Bivariado con educación del jefe	186.776,9

Fuente: cálculos realizados a partir de datos de la ECH

Como se observa en el cuadro 6.10, el valor mínimo se obtiene a partir del modelo *probit* simple, sin embargo, la estimación obtenida con el mismo podría presentar problemas de endogeneidad. Los valores del estadístico para el resto de los modelos no registran diferencias de magnitud, si bien es levemente inferior cuando se incluyen las *dummies* de educación del jefe como variables explicativas de la probabilidad de aportar del cónyuge.

Con la finalidad de determinar la incidencia de las variables incluidas en la probabilidad de aportar se derivan los efectos marginales desarrollados en el apartado metodológico. A pesar que el coeficiente de la variable que indica la formalidad del jefe es negativo (aunque no significativo), el efecto marginal calculado como diferencia de las probabilidades condicionadas muestra el signo opuesto. Para el año 2010, la probabilidad de aportar del cónyuge se incrementa 0,288 cuando el jefe de hogar es formal respecto a cuándo no lo es (cuadro 6.11).

Cuadro 6.11

Probabilidades conjuntas modelo *probit* bivariado recursivo

	Cónyuge aporta		
	0	1	
Jefe aporta	0	2.3%	3.2%
	1	12.4%	82.0%
Probabilidad cónyuge aporta=1/jefe aporta=1		86.8%	
Probabilidad cónyuge aporta=1/jefe aporta=0		58.0%	

Fuente: Estimaciones propias en base a datos de la ECH

No obstante, la incidencia de esta variable mediante el cálculo de la función de probabilidad marginal (cuadro 6.12) muestra un efecto negativo, al igual que los efectos marginales condicionados que se presentan en el anexo (cuadro C.6).

Cuadro 6.12

Efectos marginales modelo *probit* bivariado recursivo

	2010		2006		2003	
	Efecto marginal	Valores de ref.	Efecto marginal	Valores de ref.	Efecto marginal	Valores de ref.
Jefe aporta	-0.0664	1	-0.1188	1	0.1273	1
Edad2 cónyuge	-0.0002	1596.65	-0.0003	1590.09	0.0000	1602.03
Edad cónyuge	0.0163	38.57	0.0241	38.48	-0.0008	38.79
Sexo cónyuge	0.0367	0	0.0179	0	0.0059	0
Nivel terciario cónyuge	0.1060	0	0.1573	0	0.1851	0
Nivel secundario cónyuge	0.0583	1	0.0796	1	0.0805	1
Nivel secundario jefe	0.0502	1	0.0653	1	0.0641	1
Nivel terciario jefe	0.0799	0	0.1306	0	0.1048	0
Región	0.0888	1	0.0565	1	0.1725	1

Fuente: Estimaciones propias en base a datos de la ECH

De acuerdo a Hoffman y Kassouf (2005), la diferencia a la que se arriba con las distintas alternativas de cálculo de los efectos marginales se fundamenta en la correlación de errores de ambas ecuaciones. En esta especificación el parámetro *rho* es positivo y significativo, por lo que existirían variables no incluidas que incrementan la probabilidad de

aportar del cónyuge cuando el jefe de hogar está registrado a la seguridad social.

De no existir dicha correlación, la probabilidad de aportar del cónyuge se reduciría 0,066 cuando el jefe de hogar aporta a la seguridad social, resultado similar al encontrado para el efecto marginal condicionado (-0,061). De acuerdo al marco teórico utilizado los beneficios marginales de aportar a la seguridad social son decrecientes para el segundo trabajador formal del hogar. Por lo tanto, este resultado podría explicarse por la existencia de beneficios percibidos por el núcleo familiar por el aporte a la seguridad social del jefe que implicaría un menor incentivo al registro para el cónyuge. No obstante, la variable no tiene una incidencia significativa, sugiriendo que la presencia de un miembro formal en el hogar no modifica la decisión individual del cónyuge.

El resto de las variables incluidas en el modelo son, en general, significativas y muestran el signo esperado. El coeficiente correspondiente a la variable sexo en la ecuación del cónyuge no es significativo, lo que podría explicarse por su reducida variabilidad dado que más del 80% de los cónyuges son mujeres. El nivel educativo es la variable que muestra mayor incidencia para explicar la probabilidad de aportar del cónyuge, con un incremento de 0,106 cuando el individuo alcanzó enseñanza terciaria respecto a primaria. A su vez, la probabilidad de aportar del cónyuge

aumenta para los residentes en Montevideo y muestra una relación positiva pero decreciente con la edad.

De acuerdo al marco teórico utilizado, la formalidad del jefe debería tener efectos diferenciados de acuerdo al nivel educativo del cónyuge. Por lo tanto, se analizan los resultados del modelo desagregando el efecto del aporte del jefe para los tres niveles educativos. No obstante, los resultados para el año 2010 no son significativos al 90% de confianza, lo que indica la falta de diferencias relevantes en la incidencia de la formalidad del jefe según el nivel educativo del cónyuge (Anexo C.8).

A modo de síntesis, se destaca que la inclusión de la educación del jefe en la ecuación del cónyuge modifica los resultados del modelo bivariado sensiblemente. En primer lugar, el coeficiente de la variable de aporte del jefe es negativo y no significativo. La diferencia entre los resultados obtenidos podría deberse a la existencia de variables correlacionadas con el nivel educativo, que se observan en esta nueva especificación y provocan que el término de correlación de los errores sea positivo y significativo. A su vez, debido a que el coeficiente ρ es significativo, los efectos marginales muestran diferencias relevantes de acuerdo al método utilizado para su cálculo. De todas formas, nuevamente se rechaza la principal hipótesis de este trabajo debido a que el coeficiente de la variable de aporte del jefe de hogar es no significativo. Esta conclusión no

se modifica en las distintas especificaciones ni a lo largo del período de análisis.

6.4 Otras estimaciones

Considerando que pueden existir incentivos a aportar a la seguridad social particulares por categoría de ocupación, se procedió a estimar los modelos *probit* bivariado para otros universos de trabajadores. En primer lugar, se consideró la posibilidad de que el jefe de hogar sea asalariado (público o privado) mientras que su cónyuge sea asalariado privado. Los ocupados en el sector público poseen mayor estabilidad en sus puestos de trabajo y pueden percibir beneficios adicionales que modifiquen el comportamiento del resto de los integrantes del hogar. Para identificar esta posible influencia se incorpora en la regresión una variable *dummy* que indica si el jefe de hogar es asalariado público.

De acuerdo a los resultados presentados en el cuadro 6.13, la probabilidad de aportar del cónyuge disminuye cuando el jefe de hogar es asalariado público respecto al caso en el que es asalariado privado. El resto de las variables mantiene los signos obtenidos para la muestra de asalariados privados en las diferentes especificaciones estimadas, incluso la correspondiente a la formalidad del jefe.

Cuadro 6.13 Estimaciones modelo *probit* bivariado

Ecuación 1: Cónyuge aporta

	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)	Modelo (6)
	2010	2010	2010	2010	2010	2010
Jefe aporta	0.505* (0.262)	0.514** (0.256)	0.524** (0.258)	-0,157 (0.262)	-0,077 (0.263)	-0,051 (0.266)
Edad2 cónyuge	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
Edad cónyuge	0.063*** (0.014)	0.084*** (0.015)	0.089*** (0.015)	0.067*** (0.014)	0.085*** (0.014)	0.090*** (0.015)
Sexo cónyuge	0.394*** (0.073)	0.391*** (0.073)	0.382*** (0.073)	0.232*** (0.081)	0.249*** (0.080)	0.246*** (0.080)
Nivel terciario cónyuge	0.988*** (0.099)	0.959*** (0.099)	0.934*** (0.099)	0.770*** (0.108)	0.763*** (0.108)	0.745*** (0.108)
Nivel secundario cónyuge	0.336*** (0.053)	0.317*** (0.053)	0.310*** (0.053)	0.264*** (0.053)	0.256*** (0.054)	0.251*** (0.054)
Nivel terciario jefe				0.467*** (0.102)	0.431*** (0.102)	0.422*** (0.102)
Nivel secundario jefe				0.175*** (0.056)	0.158*** (0.057)	0.153*** (0.057)
Region	0.275*** (0.052)	0.258*** (0.052)	0.267*** (0.052)	0.287*** (0.051)	0.269*** (0.051)	0.277*** (0.051)
Nº menores en el hogar		-0.095*** (0.022)	-0.101*** (0.022)		-0.084*** (0.022)	-0.091*** (0.022)
Otros miembros del hogar			-0.111*** (0.032)			-0.104*** (0.031)
Asalariado público jefe	-0.156** (0.071)	-0.168** (0.070)	-0.171** (0.071)	-0,089 (0.080)	-0,111 (0.078)	-0,116 (0.078)
Constante	-1.279*** (0.320)	-1.490*** (0.325)	-1.594*** (0.327)	-0.866*** (0.316)	-1.094*** (0.325)	-1.206*** (0.328)
Ecuación 2: Jefe aporta						
Sexo jefe	0.578*** (0.067)	0.579*** (0.068)	0.578*** (0.068)	0.583*** (0.067)	0.584*** (0.067)	0.584*** (0.067)
Edad jefe	0.087*** (0.016)	0.087*** (0.016)	0.087*** (0.016)	0.085*** (0.016)	0.084*** (0.016)	0.084*** (0.016)
Edad2 jefe	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
Nivel secundario jefe	0.302*** (0.066)	0.304*** (0.065)	0.305*** (0.065)	0.318*** (0.064)	0.318*** (0.064)	0.318*** (0.064)
Nivel terciario jefe	0.741*** (0.117)	0.743*** (0.117)	0.743*** (0.117)	0.806*** (0.125)	0.801*** (0.125)	0.801*** (0.125)
Region	0.381*** (0.060)	0.381*** (0.060)	0.381*** (0.060)	0.368*** (0.059)	0.369*** (0.059)	0.370*** (0.059)
Asalariado público jefe	6.041*** (0.124)	6.046*** (0.123)	6.050*** (0.123)	6.214*** (0.060)	6.090*** (0.067)	6.101*** (0.072)
Constante	-1.253*** (0.328)	-1.246*** (0.328)	-1.243*** (0.328)	-1.219*** (0.326)	-1.205*** (0.328)	-1.199*** (0.330)
Rho	0,148 (0.141)	0,134 (0.137)	0,127 (0.138)	0,535*** (0.174)	0,473*** (0.166)	0,454*** (0.165)
Observaciones	5665	5665	5665	5665	5665	5665

Robust standard errors in parentheses * significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE

Por último, se consideró el universo de parejas conformadas por jefes ocupados (independientemente de su categoría de ocupación) y cónyuges cuentapropistas (con o sin local). En este caso se incluyen

todos los jefes ocupados de forma de contar con un mayor número de observaciones.

Los trabajadores por cuenta propia se encuentran sujetos a una legislación particular y podrían tener mayor autonomía para decidir si contribuyen a la seguridad social. Asimismo, como se destacó en secciones previas, los trabajadores por cuenta propia presentan niveles de informalidad superiores al promedio, contando en general con bajos niveles de calificación y menores ingresos.

Los resultados obtenidos para 2010, y presentados en el cuadro 6.14 muestran un cambio importante respecto a las estimaciones realizadas para la muestra de asalariados privados. En primer lugar, el coeficiente de la variable de aporte del jefe de hogar es negativo en todas las estimaciones realizadas. En la especificación que no considera *dummies* de educación del jefe como variable explicativa de la probabilidad de aportar del cónyuge el coeficiente es negativo pero no significativo.

Al incluir las variables educativas del jefe, se encuentra una asociación negativa entre la formalidad de ambos miembros del hogar. Por lo tanto, los resultados obtenidos señalan que los cónyuges cuentapropistas presentan menor probabilidad de estar registrados a la seguridad social cuando el jefe de hogar se encuentra ocupado en un empleo formal. Esto estaría señalando la existencia de incentivos particulares para esta categoría de ocupación, tales como el alto costo relativo de la formalidad

respecto a sus ingresos o la existencia de una menor probabilidad de ser descubiertos incumpliendo la legislación.

Cuadro 6.14 Estimaciones modelo *probit* bivariado

Ecuación 1: Cónyuge aporta						
	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)	Modelo (6)
	2010	2010	2010	2010	2010	2010
Jefe aporta	-0.064 (0.102)	-0.064 (0.102)	-0.057 (0.102)	-0.383*** (0.087)	-0.378*** (0.087)	-0.374*** (0.087)
Edad2 cónyuge	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
Edad cónyuge	0.082*** (0.023)	0.088*** (0.024)	0.098*** (0.024)	0.085*** (0.022)	0.089*** (0.024)	0.099*** (0.024)
Sexo cónyuge	-0.021 (0.072)	-0.018 (0.073)	-0.026 (0.072)	-0.182** (0.073)	-0.178** (0.074)	-0.186** (0.073)
Nivel terciario	1.366*** (0.092)	1.351*** (0.092)	1.350*** (0.092)	0.900*** (0.101)	0.894*** (0.101)	0.894*** (0.101)
Nivel secundario	0.293*** (0.066)	0.283*** (0.066)	0.289*** (0.067)	0.154** (0.065)	0.149** (0.066)	0.155** (0.066)
Nivel terciario jefe				1.032*** (0.105)	1.016*** (0.105)	1.015*** (0.105)
Nivel secundario jefe				0.321*** (0.068)	0.312*** (0.068)	0.312*** (0.069)
Region	-0.009 (0.062)	-0.019 (0.063)	-0.014 (0.063)	-0.123** (0.062)	-0.130** (0.063)	-0.125** (0.063)
N° menores en el		-0.097*** (0.025)	-0.103*** (0.026)		-0.081*** (0.025)	-0.087*** (0.025)
Otros miembros del			-0.090** (0.037)			-0.083** (0.036)
Cuenta propia sin local	-1.128*** (0.124)	-1.112*** (0.123)	-1.115*** (0.124)	-1.044*** (0.122)	-1.034*** (0.122)	-1.038*** (0.122)
Constante	-2.483*** (0.485)	-2.385*** (0.501)	-2.608*** (0.510)	-2.445*** (0.483)	-2.355*** (0.497)	-2.558*** (0.507)
Ecuación 2: Jefe aporta						
Sexo jefe	0.410*** (0.088)	0.410*** (0.087)	0.410*** (0.087)	0.426*** (0.087)	0.425*** (0.087)	0.425*** (0.087)
Edad jefe	0.083*** (0.024)	0.083*** (0.023)	0.082*** (0.023)	0.085*** (0.022)	0.085*** (0.022)	0.084*** (0.022)
Edad2 jefe	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
Nivel secundario jefe	0.231*** (0.068)	0.235*** (0.068)	0.236*** (0.068)	0.277*** (0.068)	0.279*** (0.069)	0.279*** (0.069)
Nivel terciario jefe	1.108*** (0.131)	1.116*** (0.130)	1.116*** (0.130)	1.286*** (0.123)	1.289*** (0.123)	1.286*** (0.123)
Region	0.125* (0.069)	0.123* (0.069)	0.121* (0.069)	0.092 (0.068)	0.091 (0.068)	0.089 (0.068)
Constante	-1.306** (0.520)	-1.309** (0.517)	-1.294** (0.518)	-1.437*** (0.497)	-1.438*** (0.494)	-1.417*** (0.495)
Dummies categoría ocupación						
Rho	0.502*** (0.082)	0.502*** (0.082)	0.498*** (0.083)	0.741*** (0.081)	0.737*** (0.080)	0.735*** (0.081)
Observaciones	3095	3095	3095	3095	3095	3095

Robust standard errors in parentheses * significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

Fuente: Estimaciones propias en base a ECH

Por otra parte, los resultados no permiten descartar la hipótesis de que los trabajadores por cuenta propia elijan voluntariamente ocuparse en el sector informal, sugiriendo que el enfoque de “escape” se adapta mejor a estos trabajadores que a los asalariados privados, tal como lo señalan Perry et al. (2007).

Este resultado, al igual que el abordado por Buchelli y Ceni (2010), indicaría que el enfoque de “escape” es pertinente para el caso uruguayo, donde al menos parte de los trabajadores elegirían el sector en el que ocuparse.

Cuadro 6.15

Efecto marginal jefe aporta

	2010	
	Sin educación del jefe	Con educación del jefe
P(cónyuge aporta=1/ jefe aporta=1)	0.283	0.244
P(cónyuge aporta=1/ jefe aporta=0)	0.060	0.031
Efecto marginal dif. prob. condicionadas	0.223	0.213
Efecto marginal condicionado	-0.023	-0.140
Efecto marginal prob. marginal	-0.021	-0.129

*Jefe ocupado y cónyuge cuentapropista

Fuente: Estimaciones propias en base a datos de la ECH

Tal como se muestra en el cuadro 6.15 los efectos marginales de la variable de aporte del jefe de hogar, tanto los condicionados como aquellos calculados a partir de la función de probabilidad marginal son negativos, manteniendo el signo de coeficiente. Sin embargo, el efecto marginal calculado a partir de la diferencia entre las probabilidades marginales condicionadas es positivo, debido a que en este caso el coeficiente de correlación es positivo y significativo.

Cuadro 6.16

Efectos marginales función de probabilidad marginal modelo *probit* bivariado 2010

	Sin educación jefe de hogar		Con educación jefe de hogar	
	Efecto marginal	Valor de referencia	Efecto marginal	Valor de referencia
Jefe aporta	-0.0213	1	-0.1291	1
Edad2 cónyuge	-0.0003	2041.22	-0.0003	2041.22
Edad cónyuge	0.0267	43.73	0.0253	43.73
Sexo cónyuge	-0.0066	0	-0.0502	0
Nivel terciario cónyuge	0.5050	0	0.3315	0
Nivel secundario cónyuge	0.0859	1	0.0431	1
Región	-0.0028	1	-0.0382	1
Cuenta propia sin local	-0.2597	0	-0.2185	0
Nivel terciario jefe			0.3833	0
Nivel secundario jefe			0.0834	1

*Hogares con jefes ocupados y cónyuges cuentapropistas

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ECH

Por otra parte, los cuentapropistas sin local registran menor probabilidad de aportar que aquellos con local o inversión. De acuerdo al efecto marginal que se muestra en el cuadro 6.16, para el modelo que incluye las variables educativas del jefe, la probabilidad de aportar se reduce 0,218 por no contar con local ni inversión. Es posible que este resultado se deba a la existencia de una menor probabilidad de ser descubierto o a la percepción de menores ingresos.

El nivel educativo muestra la asociación positiva esperada, siendo la probabilidad de aportar del cónyuge 0,331 superior para los trabajadores que cuentan con educación terciaria. Esta variable es además la que ejerce mayor influencia en la probabilidad de aportar.

En síntesis, a partir de las estimaciones realizadas en este capítulo, no se encuentra evidencia que apoye la idea de que la probabilidad de aportar de los cónyuges asalariados sea menor cuando el jefe de hogar es formal.

Esta conclusión se mantiene para las diferentes especificaciones utilizadas y a lo largo del período de análisis. Sin embargo, los motivos que llevan al rechazo de esta hipótesis difieren según la especificación del modelo de referencia.

Tanto en el modelo *probit* simple como en la primera especificación del modelo *probit* bivariado para asalariados privados (sin incorporar las variables *dummies* que identifican el nivel educativo del jefe), se encuentra que la probabilidad de aportar del cónyuge se ve afectada positivamente por la formalidad del jefe. Sin embargo, es posible que dicha asociación sea consecuencia de la formación de parejas con características similares.

La incorporación de las variables que identifican el nivel educativo del jefe provoca cambios relevantes en las estimaciones, determinando un efecto no significativo del aporte del jefe de hogar en el registro del cónyuge. Por otra parte, el coeficiente de correlación (*rho*) es positivo y significativo, señalando la existencia de elementos inobservables o no incluidos en el modelo que podrían afectar ambas decisiones, posiblemente correlacionados con el nivel educativo. Una posible interpretación de este resultado es que las decisiones de aporte se toman en forma conjunta por los miembros del hogar considerados, aunque en base a otros determinantes.

Los hogares con jefe ocupado y cónyuge cuenta propia muestran un comportamiento particular, ya que la formalidad del jefe afectaría negativamente la probabilidad de aportar de los cónyuges. Por lo tanto, la evidencia sugiere que podría existir para estos trabajadores un mayor poder de decisión sobre el sector en el que ocuparse.

Los resultados obtenidos son sensibles a cambios en la especificación del modelo, posiblemente como consecuencia de la débil identificación del mismo dado que no incorpora restricciones de exclusión. Todas las especificaciones del modelo *probit* bivariado podrían verse afectadas por este problema, lo que no permite ser concluyente sobre que modelización ajusta mejor a la explicación de los determinantes de aportar a la seguridad social de los cónyuges. En el cuadro 6.17 se resumen los principales resultados.

Cuadro 6.17 Resultados de los modelos *probit* bivariados para 2010

Universo	Especificación	Rho	Coefficiente jefe aporta	Efectos marginales jefe aporta
Jefe y cónyuge asalariados privados	Sin nivel educativo del jefe	0,091 (No significativo)	0,615 (Significativo 10%)	Diferencia prob condicionadas: 0,251 Distribución marginal: 0,181 Efecto marginal condicionado: 0,179
	Con nivel educativo del jefe	0,665 (Significativo 5%)	-0,331 (No significativo)	Diferencia prob condicionadas: 0,288 Distribución marginal: -0,066 Efecto marginal condicionado: -0,061
Jefe asalariado (público o privado) y cónyuge asalariado privado	Sin nivel educativo del jefe	0,148 (No significativo)	0,505 (Significativo 10%)	Diferencia prob condicionadas: 0,311 Distribución marginal: 0,147 Efecto marginal condicionado: 0,147
	Con nivel educativo del jefe	0,535 (Significativo 1%)	-0,157 (No significativo)	Diferencia prob condicionadas: 0,544 Distribución marginal: -0,035 Efecto marginal condicionado: -0,035
Jefe ocupado y cónyuge cuentapropista	Sin nivel educativo del jefe	0,502 (Significativo 1%)	-0,064 (No Significativo)	Diferencia prob condicionadas: 0,223 Distribución marginal: -0,021 Efecto marginal condicionado: -0,023
	Con nivel educativo del jefe	0,741 (Significativo 1%)	-0,383 (Significativo 1%)	Diferencia prob condicionadas: 0,213 Distribución marginal: -0,129 Efecto marginal condicionado: -0,140

Fuente: Estimaciones propias en base a ECH

7. Síntesis y reflexiones finales

La principal motivación de este trabajo es problematizar sobre los determinantes de la informalidad en Uruguay. La literatura reciente destaca la importancia de la toma de decisiones de los trabajadores para explicar la existencia y persistencia de un sector informal en la economía. En este sentido, se considera la posibilidad de que parte de los trabajadores decidan voluntariamente el sector en el que ocuparse de acuerdo a la alternativa que le otorgue mayor utilidad.

A partir de las estimaciones realizadas para los hogares compuestos por jefe y cónyuge asalariados privados se rechaza la que la formalidad del jefe incida negativamente en la probabilidad de aportar del cónyuge. Adicionalmente, los resultados obtenidos señalan la importancia de otros factores como determinantes de la probabilidad de ser contribuyentes. No obstante, esta conclusión podría derivarse de la falta de poder de decisión de los asalariados privados en la determinación del sector en el que ocuparse.

Debido a la sensibilidad del modelo ante la inclusión de las variables educativas del jefe de hogar como explicativas de la probabilidad de aportar del cónyuge, es necesario relativizar la interpretación de los resultados. Es posible que este problema sea consecuencia de la débil identificación del modelo, lo que no permite ser concluyentes respecto a la relación existente entre las decisiones de formalización de los integrantes

del hogar. Es necesario avanzar en la estimación de modelos que permitan identificar relaciones de causalidad discriminándolas de la existencia de correlación entre las decisiones.

Al no encontrarse indicios de una mayor propensión de los cónyuges asalariados a ocuparse informalmente cuando el jefe de hogar es formal, el aumento de la participación laboral de los cónyuges no derivaría necesariamente en incrementos de la tasa de informalidad.

La estabilidad de los resultados a lo largo del período considerado sugiere que los cambios ocurridos a partir de la implementación de la reforma del sistema de salud no habrían modificado sustancialmente los incentivos a la formalidad de los cónyuges asalariados. Sin embargo, el modelo utilizado en este trabajo recoge el efecto de estos incentivos únicamente de forma indirecta. Adicionalmente, aún no es posible observar los efectos de esta reforma en el mercado laboral en su totalidad dado que la misma continúa en proceso de implementación.

La estimación del modelo para otros universos permite concluir que la relación entre la formalidad del jefe de hogar y su cónyuge difiere según la categoría de ocupación. Cuando se considera la posibilidad de que el jefe sea asalariado público, se encuentra que la probabilidad de aportar del cónyuge disminuye respecto al caso en el que el jefe es asalariado privado.

Por otra parte, las estimaciones indican que el aporte del jefe a la seguridad social podría afectar negativamente la formalidad del cónyuge cuando este es ocupado por cuenta propia. Es posible que el resultado se derive de la existencia de mayor autonomía en la toma de decisiones de aporte de este grupo de trabajadores. Asimismo, otros factores que deben considerarse como probables explicaciones son la menor valoración de los beneficios de la formalidad y el mayor costo relativo de los aportes a la seguridad social.

El análisis realizado en este trabajo implica una nueva aproximación a los determinantes de aportar a la seguridad social y a las decisiones al interior del hogar, teniendo en cuenta la interrelación entre las mismas. Investigaciones futuras podrían ampliar el análisis de las consecuencias de las políticas aplicadas en los últimos años sobre la formalidad de los distintos miembros del hogar. Por otro lado, sería de gran utilidad generar datos panel que permitan la utilización de herramientas econométricas alternativas, superando las limitaciones de los modelos aplicados a datos de corte transversal.

Bibliografía:

- **Achard, Mercedes; Agazzi, Raquel; Aguirre, María del Rosario; Canzani, Agustín; Longhi, Augusto; Moreira, Constanza.** 1986. El Trabajo Informal en Montevideo. Montevideo, Ed. Banda Oriental.
- **Amarante, Verónica; Arim, Rodrigo.** 2004. El mercado laboral: Cambios estructurales y el Impacto de la crisis, 1986-2002, en: Uruguay. Empleo y Protección Social. De la crisis al crecimiento. Organización Internacional del Trabajo. Santiago de Chile.
- **Amarante, Verónica; Espino, Alma.** 2007. Informalidad y proyección social en Uruguay. Elementos para una discusión conceptual y metodológica. Montevideo, Instituto de Economía, Series de Documentos de Trabajo, DT 1/07.
- **Arim, Rodrigo; Salas, Gonzalo.** 2007. Situación del empleo en el Uruguay. Montevideo, Instituto Nacional de Estadística.
- **Auerbach, Paula; Genoni, Maria Eugenia; Pages, Carmen.** 2005. Social Security Coverage and the Labor Market in Developing Countries. Washington, Research department working paper 537, Banco Interamericano de Desarrollo (BID).
- **Badillo, Erika; Castro, Emma; García, Gustavo.** 2011. La participación laboral de la mujer casada y su cónyuge en Colombia: Un enfoque de decisiones relacionadas. Lecturas de Economía, 74.
- **Bérgolo, Marcelo; Cruces, Guillermo.** 2010. Labor informality and the incentive effects of social security. Evidence from a health reform in Uruguay. La Plata, Centro de Estudios Distributivos Laborales y Sociales (CEDLAS).
- **Bosch, Mariano; Maloney, William.** 2005. Labor Market Dynamics in Developing Countries: comparative analysis using continuous time Markov processes. Washington, World Bank policy research working paper series 3583.
- **Bosch, Mariano; Campos-Vazquez, Raymundo.** 2010. The trade-offs of social assistance programs in the labor market: the case of the seguro popular program in Mexico. Documento de Trabajo XII, Centro de Estudios Económicos.
- **Bucheli, Marisa.** 2004. Uruguay: La cobertura de la seguridad social en el empleo, 1991-2002, en Fabio Bertranou: Protección Social y

Mercado Laboral, Organización Internacional del Trabajo. Santiago de Chile.

- **Bucheli, Marisa; Ceni, Rodrigo.** 2010. Informality: sectorial selection and earnings in Uruguay. Montevideo, Departamento de Economía (DECON), documento nº 20/07.
- **Castells, Manuel; Portes, Alejandro.** 1989. World underneath: The origins, dynamics, and effects of the informal economy. Johns Hopkins University Press.
- **Chiappori, Pierre-André.** 1992. Collective Labor Supply and Welfare. Chicago, Journal of Political Economy.
- **De Soto, Hernando; Gherzi, Enrique; Ghibellini, Mario.** 1987. El otro sendero: La revolución informal. México, Ed. Diana. Instituto Libertad y Democracia (ILD).
- **Doneschi, Andrea; Patrón, Rossana.** 2012. Educación y Trabajo Informal: Que nos dicen las cifras, Uruguay 2001-2011. Montevideo, Departamento de Economía (DECON), Documento No. 04/12.
- **Duval, Robert; Smith, Ricardo.** 2011. Informality and Seguro Popular under segmented labor markets. CIDE, mimeo.
- **Filgueira, Fernando; Gelber Denisse.** 2003. La informalidad en el Uruguay: ¿Un mecanismo de adaptación del trabajo o del capital? Montevideo. Serie de trabajos de IPES, Universidad Católica del Uruguay.
- **Galiani, Sebastian; Weinschelbaum, Federico.** 2011. Modelling Informality Formally: Households and Firms. Economic Inquiri, volume 3.
- **Garganta, Santiago; Gasparini, Leonardo.** 2012. El impacto de un Programa Social sobre la Informalidad Laboral: El caso de la AUH en Argentina. La Plata, Centro de Estudios Distributivos Laborales y Sociales (CEDLAS), Documento de Trabajo Nro. 133.
- **Gasparini, Leonardo; Haimovich, Francisco; Olivieri, Sergio.** 2007. Labor informality effects of a Poverty-Alleviation Program. La Plata, Centro de Estudios Distributivos Laborales y Sociales (CEDLAS) Universidad Nacional de la Plata, Documento de Trabajo 53.
- **Greene, William.** 1996. Marginal Effects in the Bivariate Probit Model. New York, Working Paper No. 96-11, Department of Economics, Stern School of Business, New York University.

- **Greene, William.** 1998. Gender Economic Courses in Liberal Arts Colleges: Further Results. *Journal of Economic Education* 29, pág. 291-300.
- **Greene, William.** 2003. *Econometric Analysis* 5th edition. New Jersey, USA, Prentice Hall
- **Groisman, Fernando.** 2011. Argentina: los hogares y los cambios en el mercado laboral (2004-2009). Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- **Harris, John; Todaro, Michael.** 1970. Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis. *The American Economic Review*, Volume 60, Issue 1, pág. 126-142.
- **Heckman, James.** 1978. Dummy Endogenous Variable in a Simultaneous Equation System. *Econometría*.
- **Hoffmann, Rodolfo; Kassouf, Ana Lucía.** 2005. Work-Related Injuries Involving Children and Adolescents: Application of a Recursive Bivariate Probit Model. *Brazilian Review of Econometrics*
- **Jacob, Raúl.** 1984. Crisis y Mercado de Trabajo: una aproximación a la problemática de los años veinte y treinta. Montevideo, Centro Interdisciplinario de Estudios del Desarrollo en Uruguay (CIEDUR).
- **Levy, Santiago.** 2008. Good intentions, bad outcomes: social policy, informality, and economic growth in Mexico. Brookings Institution, Washington D.C..
- **Maddala, Gangadharrao.** 1983. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press.
- **Maloney, William.** 1999. Does Informality Imply Segmentation in Urban Labor Markets? Evidence from sectorial transitions in Mexico. Washington D.C., Banco Mundial, *Economic Review*.
- **Maloney, William.** 2003. Informality Revisited. Washington, World Bank policy research working paper 2965.
- **Mondino, Guillermo; Montoya, Silvia.** 2004. The Effects of Labor Market Regulations on Employment Decisions by Firms: Empirical Evidence for Argentina. Washington, Research network working paper 391.
- **Monfardini, Chiara; Radice, Rosalba.** 2006. Testing Exogeneity in the Bivariate Probit Model. Bologna. Departamento de Economía, Universidad de Bologna.

- **Notaro, Jorge.** 2005. La calidad de empleo en el Uruguay 1984-2003. Montevideo, Serie de documentos de trabajo del Instituto de Economía, DT 01/05.
- **Novales, Alfonso.** 1993. Econometría. Mc Graw-Hill.
- **Pagano, Juan Pablo; Rijo, Natalia; Rossi, Máximo.** 2010. Fecundidad y Oferta Laboral Femenina en el Uruguay: Un enfoque económico, población y salud en Mesoamérica. Universidad de Costa Rica, Red de Revistas Científicas de América Latina, Caribe, España y Portugal.
- **Perry, Guillermo; Arias, Omar; Fajnzylber, Pablo; Maloney, William; Mason Andrew, Saavedra-Chanduvi, Jaime.** 2007. Informalidad: Escape y exclusión. Washington D.C., Estudios del Banco Mundial sobre América Latina y el Caribe.
- **Portes, Alejandro; Schauffler, Richard.** 1993. Competing Perspectives on the Latina American informal sector. Population and Development Review 19, No.1.
- **Tokman, Victor** para Organización Internacional del Trabajo. 1972. Employment, incomes and inequality. A strategy for increasing productive employment in Kenya. Ginebra, OIT.
- **Tokman, Victor** para Organización Internacional del Trabajo. 2001. De la informalidad a la modernidad. Santiago de Chile, OIT.
- **Wilde, Joachim.** 2000. Identification of multiple equation probit models with endogenous dummy regressors. Alemania, Department of Economics, Martin-Luther-University Halle-Wittenberg. Economics Letters 69.

ANEXO A

Cuadro A.1

Principales enfoques sobre informalidad			
	Tokman	Portes	De Soto
Definición y características	El concepto de informalidad se lo vincula con las actividades realizadas con baja relación capital/trabajo, escasa productividad, poca acumulación y sin barreras de entrada. Asimismo, existen restricciones para el acceso al crédito y a los factores de producción.	Se trata de las actividades que se desarrollan mediante relaciones laborales no reguladas por la normativa institucional. Estas actividades comprenden la producción de subsistencia, y toda aquella actividad que no respeta la regulación laboral.	Son actividades que sin ser necesariamente ilegales, se desarrollan no respetando la normativa vigente. Se trata de actividades que se realizan fuera del marco de la ley como consecuencia de la excesiva regulación por parte del Estado.
Unidad de análisis	Unidad productiva	Actividades	Actividades
Causas	Debido a la naturaleza intrínseca del proceso de industrialización, que no logra absorber toda la fuerza de trabajo. Se genera así exceso de mano de obra que deriva en actividades de subsistencia.	El sector informal logra sobrevivir y desarrollarse al ser funcional a la economía. Se impulsa por la globalización y la descentralización productiva de las empresas que buscan reducir sus costos.	La evasión de los altos costos requeridos para la realización de las actividades productivas dentro de los límites legales es el principal impulso de la informalidad.
Rol en la economía	El sector informal forma parte de la estructura de producción de la economía.	Resulta funcional al resto de la economía al ser proveedor de bienes y servicios a menor costo, articulándose de esa forma con los demás sectores.	Forma parte de la estructura económica pero su relacionamiento es asimétrico con el resto de los sectores.

Fuente: Amarante y Espino (2007) y Filgueira y Gelber (2003)

ANEXO B:

Cuadro B.1

Tasa de actividad por sexo

	2003	2006	2010
Hombres	69,0	71,7	72,9
Mujeres	48,9	51,8	53,7
Total	58,1	60,9	62,7

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ECH

Cuadro B.2

Porcentaje de asalariados privados sin protección social por año según relación de parentesco

Relación de parentesco	2003	2006	2010
Jefe/a	27,6%	22,9%	18,5%
Cónyuge	33,3%	26,6%	20,8%
Otro	43,3%	36,7%	30,2%
Total	34,2%	28,1%	22,6%

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ECH del INE

Cuadro B.3

Porcentaje de asalariados privados sin cobertura según nivel educativo

Nivel educativo	2003	2006	2010
Primaria incompleta	53,6%	45,4%	44,9%
Primaria completa	47,7%	36,9%	34,5%
Ciclo básico incompleto	48,0%	40,1%	32,5%
Ciclo básico completo	34,6%	29,8%	21,4%
Enseñanza técnica	29,9%	26,2%	17,2%
Segundo ciclo incompleto	19,7%	15,7%	10,9%
Segundo ciclo completo	33,3%	22,8%	23,0%
Terciaria incompleta	15,5%	16,4%	10,7%
Terciaria completa	6,9%	6,7%	5,5%
Total	34,2%	28,1%	22,6%

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ECH del INE

Cuadro B.4

Porcentaje de ocupados informales y participación relativa de cada nivel educativo en el empleo total

Nivel Educativo	2003		2010	
	Informalidad	% Empleo	Informalidad	% Empleo
Primaria incompleta	66,2%	7,0%	62,3%	6,0%
Primaria completa	53,9%	21,0%	48,0%	17,8%
Ciclo básico incompleto	53,0%	9,5%	42,3%	11,2%
Ciclo básico completo	42,5%	10,8%	30,3%	13,4%
Enseñanza técnica	46,7%	15,0%	41,2%	16,7%
Segundo ciclo incompleto	35,7%	12,6%	24,6%	10,4%
Segundo ciclo completo	25,2%	5,9%	16,7%	4,0%
Terciaria incompleta	20,7%	7,8%	14,1%	9,3%
Terciaria completa	8,8%	10,4%	6,1%	11,2%
Total	39,5%	100,0%	30,6%	100,0%

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ECH del INE

Cuadro B.5

Participación relativa en el empleo, en la informalidad y tasa de no registro según categoría de la ocupación.

Categoría de Ocupación	2003			2010		
	% Empleo	Tasa informalidad	Participación informalidad	% Empleo	Tasa informalidad	Participación informalidad
Asalariado privado	52.1%	34.2%	45.1%	57.6%	22.6%	42.5%
Asalariado público	18.0%	1.7%	0.8%	15.1%	0.0%	0.0%
Miembro de cooperativa	0.1%	34.9%	0.1%	0.2%	29.4%	0.2%
Patrón	3.4%	16.3%	1.4%	4.5%	17.2%	2.6%
Cuenta propia sin local ni inversión	9.7%	93.6%	23.0%	3.2%	96.9%	10.1%
Cuenta propia con local o inversión	15.2%	69.0%	26.6%	18.1%	70.1%	41.5%
Miembro del hogar no remunerado	1.4%	84.0%	2.9%	1.1%	86.9%	3.1%
Programa Social de empleo	0.0%	0.0%	0.0%	0.2%	8.4%	0.0%
Total	100.0%	39.5%	100.0%	100.0%	30.6%	100.0%

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ECH del INE

Cuadro B.6

Participación relativa en el empleo total y en la informalidad según sector de actividad

Sector de Actividad	2003		2010	
	Empleo	Informalidad	Empleo	Informalidad
Actividades primarias	4,6%	5,2%	5,1%	6,0%
Industria Manufacturera	13,7%	15,5%	13,8%	14,7%
Electricidad, Gas y Agua	0,9%	0,0%	0,9%	0,0%
Construcción	6,7%	12,4%	7,5%	11,7%
Comercio, Rest. y Hoteles	21,8%	27,4%	23,2%	29,5%
Transporte y Comunicaciones	5,9%	3,9%	5,8%	3,3%
Int. Financiera e Inmobiliaria	1,4%	0,1%	1,3%	0,0%
Servicios a empresas	7,4%	6,4%	8,2%	7,1%
Administración Pública	8,8%	0,3%	6,5%	0,1%
Salud y Enseñanza	13,4%	4,2%	13,8%	4,1%
Otros servicios	5,4%	7,2%	5,1%	6,6%
Servicio doméstico	9,9%	17,5%	8,8%	16,8%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ECH del INE

Cuadro B.7

Porcentaje del total de ocupados que aportan a la seguridad social para el año 2010 según región.

Región	aporta	no aporta
Montevideo	75,4%	24,6%
Interior localidades 5000 o más	64,0%	36,0%
Interior localidades < 5000	59,1%	40,9%
Interior rural	69,3%	30,7%

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ECH del INE

Cuadro B.8

Porcentaje de cónyuges registrados a la seguridad social de acuerdo a condición del jefe de hogar

Condición	Cónyuge no aporta	Cónyuge aporta
Jefe no aporta	53.0%	47.0%
Jefe aporta	22.3%	77.7%

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ECH del INE

ANEXO C:

Cuadro C.1: Otras especificaciones del modelo *Probit* simple

Probit simple: Cónyuge aporta

	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)	Modelo (6)
	2010	2010	2006	2006	2003	2003
Jefe aporta	0.748*** (0.070)	0.748*** (0.070)	0.641*** (0.053)	0.639*** (0.053)	0.714*** (0.108)	0.712*** (0.108)
Edad2 cónyuge	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Edad cónyuge	0.081*** (0.016)	0.085*** (0.016)	0.082*** (0.014)	0.087*** (0.014)	0.005 (0.034)	0.006 (0.034)
Sexo cónyuge	0.371*** (0.079)	0.365*** (0.080)	0.246*** (0.079)	0.243*** (0.079)	0.057 (0.177)	0.060 (0.178)
Nivel terciario cónyuge	0.656*** (0.119)	0.641*** (0.120)	0.727*** (0.091)	0.721*** (0.091)	1.101*** (0.189)	1.102*** (0.189)
Nivel secundario cónyuge	0.220*** (0.062)	0.217*** (0.062)	0.252*** (0.052)	0.256*** (0.052)	0.255** (0.108)	0.253** (0.108)
Región	0.229*** (0.054)	0.239*** (0.054)	0.086* (0.044)	0.093** (0.044)	0.454*** (0.092)	0.452*** (0.092)
Terciaria jefe	0.218* (0.116)	0.209* (0.115)	0.328*** (0.097)	0.321*** (0.097)	0.300* (0.179)	0.309* (0.179)
Secundaria jefe	0.091 (0.060)	0.086 (0.060)	0.137*** (0.050)	0.133*** (0.050)	0.14 (0.112)	0.144 (0.112)
N° menores en el hogar	-0.113*** (0.023)	-0.111*** (0.023)	-0.093*** (0.019)	-0.093*** (0.019)	-0.073* (0.040)	-0.073* (0.040)
Otros miembros del hogar		-0.096*** (0.036)		-0.090*** (0.030)		0.020 (0.028)
Constante	-1.608*** (0.311)	-1.679*** (0.312)	-1.782*** (0.263)	-1.892*** (0.264)	-0.699 (0.638)	-0.724 (0.633)
Observaciones	4657	4657	6632	6632	1113	1113

Robust standard errors in parentheses * significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

Cuadro C.2

Efectos marginales, *probit* simples con educación del jefe como variable explicativa de la probabilidad de aportar del cónyuge, para 2003 y 2006

Efectos marginales modelo <i>probit</i> simple						
	2003			2006		
	Efecto marginal	P>z	Valores referencia	Efecto marginal	P>z	Valores de referencia
Jefe aporta	0.2521	0.000	1	0.2257	0.000	1
Edad2 cónyuge	-0.0002	0.002	1793.82	-0.0002	0.000	1590.09
Edad cónyuge	0.0184	0.000	41.17	0.0171	0.000	38.48
Sexo cónyuge	0.0106	0.720	0	0.0638	0.000	0
Nivel terciario cónyuge	0.2397	0.000	0	0.1420	0.000	0
Nivel secundario cónyuge	0.1339	0.000	1	0.0815	0.000	1
Región	0.0493	0.002	1	0.0279	0.028	1
Nivel terciario jefe	0.0917	0.000	0	0.0828	0.000	0
Nivel secundario jefe	0.0660	0.001	1	0.0426	0.005	1

*Jefe asalariado público o privado y cónyuge asalariado privado

Fuente: Estimaciones propias en base a datos de la ECH

Cuadro C.3

Efectos marginales, *probit* simple sin variables educativas del jefe como explicativas, para 2010.

Efectos marginales modelo <i>probit</i> simple				
	Efecto marginal	Error estándar	P>z	Valores de referencia
Jefe aporta	0.2411	0.0265	0.000	1
Edad2 cónyuge	-0.0001	0.0000	0.000	1596.65
Edad cónyuge	0.0126	0.0034	0.000	38.57
Sexo cónyuge	0.0708	0.0119	0.000	0
Nivel terciario cónyuge	0.1093	0.0110	0.000	0
Nivel secundario cónyuge	0.0724	0.0164	0.000	1
Región	0.0663	0.0134	0.000	1

*Jefe asalariado público o privado y cónyuge asalariado privado

Fuente: Estimaciones propias en base a datos de la ECH

Cuadro C.4

Probit bivariado sin nivel educativo del jefe como variable explicativa de la probabilidad de aportar del cónyuge, otras especificaciones.

Ecuación 1: Cónyuge aporta

	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)	Modelo (6)
	2010	2010	2006	2006	2003	2003
Jefe aporta	0.634*	0.655*	0.929***	0.931***	1.078***	1.084***
	(0.344)	(0.342)	(0.289)	(0.285)	(0.385)	(0.387)
Edad2 cónyuge	-0.001***	-0.001***	-0.001***	-0.001***	0.000	0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Edad cónyuge	0.082***	0.088***	0.078***	0.085***	0.003	0.002
	(0.017)	(0.017)	(0.015)	(0.015)	(0.037)	(0.037)
Sexo cónyuge	0.384***	0.377***	0.309***	0.305***	0.132	0.136
	(0.089)	(0.089)	(0.084)	(0.084)	(0.188)	(0.188)
Nivel terciario cónyuge	0.785***	0.757***	0.867***	0.853***	1.183***	1.185***
	(0.108)	(0.108)	(0.085)	(0.085)	(0.182)	(0.183)
Nivel secundario	0.266***	0.258***	0.296***	0.299***	0.285***	0.284***
	(0.060)	(0.060)	(0.049)	(0.049)	(0.105)	(0.105)
Region	0.256***	0.264***	0.093*	0.099**	0.424***	0.423***
	(0.061)	(0.061)	(0.049)	(0.049)	(0.111)	(0.111)
N° menores en el hogar	-0.100***	-0.107***	-0.093***	-0.100***	-0.095**	-0.094**
	(0.024)	(0.024)	(0.020)	(0.020)	(0.043)	(0.043)
Otros miembros del		-0.120***		-0.109***		0.014
		(0.036)		(0.030)		(0.028)
Constante	-1.516***	-1.637***	-1.879***	-2.029***	-0.753	-0.764
	(0.366)	(0.366)	(0.290)	(0.290)	(0.632)	(0.629)

Ecuación 2: Jefe aporta

Sexo jefe	0.577***	0.577***	0.505***	0.505***	0.536***	0.536***
	(0.068)	(0.068)	(0.075)	(0.075)	(0.172)	(0.172)
Edad jefe	0.087***	0.087***	0.090***	0.090***	0.144***	0.144***
	(0.016)	(0.016)	(0.014)	(0.014)	(0.029)	(0.029)
Edad2 jefe	-0.001***	-0.001***	-0.001***	-0.001***	-0.002***	-0.002***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Nivel secundario jefe	0.305***	0.306***	0.219***	0.219***	0.452***	0.452***
	(0.066)	(0.066)	(0.053)	(0.052)	(0.112)	(0.112)
Nivel terciario jefe	0.740***	0.740***	0.714***	0.714***	1.197***	1.197***
	(0.117)	(0.117)	(0.096)	(0.096)	(0.186)	(0.186)
Region	0.381***	0.381***	0.271***	0.271***	0.393***	0.393***
	(0.060)	(0.060)	(0.048)	(0.048)	(0.099)	(0.099)
Constante	-1.248***	-1.247***	-1.569***	-1.572***	-3.456***	-3.454***
	(0.328)	(0.328)	(0.296)	(0.295)	(0.608)	(0.609)
Rho	0.072	0.059	-0.155	-0.159	-0.216	-0.220
	(0.183)	(0.182)	(0.167)	(0.165)	(0.245)	(0.248)
Observaciones	4657	4657	6632	6632	1113	1113

Robust standard errors in parentheses * significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

Fuente: Estimaciones propias en base a ECH

Cuadros C.5: Predicciones correctas

Modelo sin variables de educación

Modelo con variables de educación:

Porcentaje de predicciones correctas del modelo			
Cónyuge aporta			
	0	1	
Jefe aporta	0	71,7%	58,2%
	1	70,6%	51,3%

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ECH

Porcentaje de predicciones correctas del modelo			
Cónyuge aporta			
	0	1	
Jefe aporta	0	71.0%	58.2%
	1	71.3%	54.5%

Fuente: elaboración propia en base a datos de la ECH

Cuadro C.6: Efectos marginales condicionados: sin incluir variables educativas del jefe de hogar como explicativas de la formalidad del cónyuge e incluyéndolas, respectivamente.

Efectos marginales condicionados modelo <i>probit</i> bivariado recursivo						
	2010		2006		2003	
	Efecto marginal	Valores de ref.	Efecto marginal	Valores de ref.	Efecto marginal	Valores de ref.
Jefe aporta	0.1798	1	0.3528	1	0.4378	1
Edad2 cónyuge	-0.0002	1596.65	-0.0002	1590.09	0.0001	1602.03
Edad cónyuge	0.0132	38.57	0.0159	38.48	-0.0079	38.79
Sexo cónyuge	0.0679	0	0.0789	0	0.0484	0
Nivel terciario cónyuge	0.1098	0	0.1583	0	0.1793	0
Nivel secundario cónyuge	0.0736	1	0.0973	1	0.0904	1
Región	0.0676	1	0.0350	1	0.1560	1
Sexo jefe	-0.0034	1	0.0085	1	0.0157	1
Edad jefe	-0.0004	40.60	0.0012	40.98	0.0033	41.04
Edad2 jefe	0.0000	1765.26	0.0000	1796.60	0.0000	1795.91
Nivel secundario jefe	-0.0015	1	0.0032	1	0.0129	1
Nivel terciario jefe	-0.0020	0	0.0062	0	0.0141	0

Fuente: Estimaciones propias en base a datos de la ECH

Efectos marginales condicionados modelo <i>probit</i> bivariado recursivo						
	2010		2006		2003	
	Efecto marginal	Valores de ref.	Efecto marginal	Valores de ref.	Efecto marginal	Valores de ref.
Jefe aporta	-0.0611	1	-0.1073	1	0.1237	1
Edad2 cónyuge	-0.0002	1596.65	-0.0003	1590.09	0.0000	1602.03
Edad cónyuge	0.0154	38.57	0.0229	38.48	-0.0007	38.79
Sexo cónyuge	0.0342	0	0.0169	0	0.0056	0
Nivel terciario cónyuge	0.0953	0	0.1387	0	0.1721	0
Nivel secundario cónyuge	0.0559	1	0.0774	1	0.0779	1
Nivel terciario jefe	0.0596	0	0.0935	0	0.0889	0
Nivel secundario jefe	0.0319	1	0.0464	1	0.0491	1
Región	0.0646	1	0.0318	1	0.1551	1
Sexo jefe	-0.0286	1	-0.0403	1	-0.0144	1
Edad jefe	-0.0032	40.60	-0.0064	40.98	-0.0032	41.04
Edad2 jefe	0.0000	1765.26	0.0001	1796.60	0.0000	1795.91

Fuente: Estimaciones propias en base a datos de la ECH

Cuadro C.7

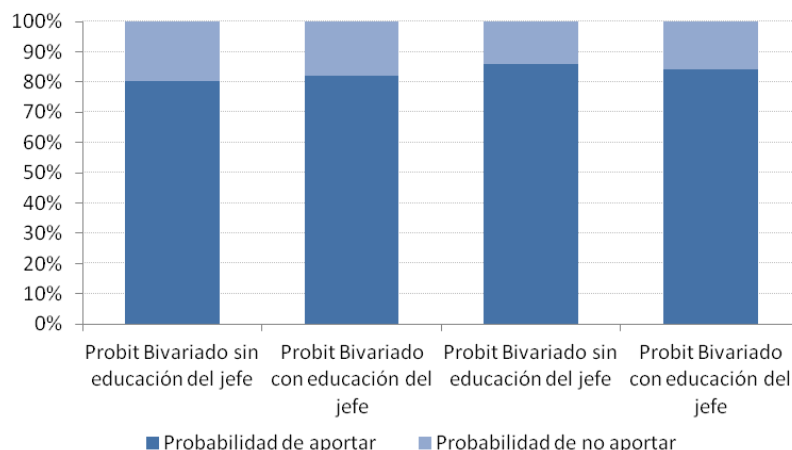
Probit bivariado controlando por educación del jefe de hogar otras especificaciones

Ecuación cónyuge aporta						
	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)	Modelo (5)	Modelo (6)
	2010	2010	2006	2006	2003	2003
Jefe aporta	-0.134 (0.411)	-0.049 (0.421)	-0.247 (0.421)	-0.197 (0.434)	0.360 (0.615)	0.339 (0.619)
Edad2 cónyuge	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Edad cónyuge	0.086*** (0.015)	0.092*** (0.016)	0.093*** (0.013)	0.099*** (0.014)	0.025 (0.039)	0.025 (0.039)
Sexo cónyuge	0.216* (0.117)	0.228** (0.115)	0.096 (0.118)	0.103 (0.118)	-0.017 (0.215)	-0.018 (0.216)
Nivel terciario cónyuge	0.634*** (0.119)	0.623*** (0.119)	0.685*** (0.099)	0.683*** (0.098)	1.090*** (0.191)	1.090*** (0.191)
Nivel secundario cónyuge	0.213*** (0.059)	0.211*** (0.060)	0.238*** (0.052)	0.244*** (0.052)	0.250** (0.108)	0.248** (0.108)
Nivel terciario jefe	0.361*** (0.127)	0.335*** (0.127)	0.467*** (0.112)	0.450*** (0.114)	0.401 (0.245)	0.414* (0.246)
Nivel secundario jefe	0.163** (0.067)	0.150** (0.067)	0.183*** (0.051)	0.176*** (0.051)	0.195 (0.139)	0.200 (0.139)
Región	0.293*** (0.061)	0.296*** (0.062)	0.145*** (0.052)	0.149*** (0.052)	0.489*** (0.105)	0.490*** (0.105)
Constante	-1.021** (0.407)	-1.182*** (0.411)	-1.322*** (0.371)	-1.488*** (0.383)	-0.842 (0.639)	-0.858 (0.635)
N° hijos menores	-0.088*** (0.025)	-0.095*** (0.025)	-0.082*** (0.021)	-0.089*** (0.021)	-0.093** (0.043)	-0.091** (0.043)
N° mayores hogar		-0.109*** (0.035)		-0.098*** (0.029)		0.017 (0.028)
Ecuación jefe de hogar						
Sexo jefe	0.587*** (0.067)	0.587*** (0.067)	0.506*** (0.074)	0.507*** (0.074)	0.549*** (0.169)	0.549*** (0.169)
Edad jefe	0.083*** (0.016)	0.083*** (0.016)	0.093*** (0.013)	0.093*** (0.013)	0.145*** (0.028)	0.145*** (0.028)
Edad2 jefe	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
Nivel secundario jefe	0.313*** (0.064)	0.313*** (0.064)	0.209*** (0.050)	0.209*** (0.050)	0.437*** (0.111)	0.437*** (0.111)
Nivel terciario jefe	0.776*** (0.122)	0.773*** (0.122)	0.709*** (0.095)	0.709*** (0.095)	1.198*** (0.193)	1.198*** (0.193)
Región	0.372*** (0.060)	0.373*** (0.060)	0.274*** (0.047)	0.274*** (0.047)	0.397*** (0.099)	0.397*** (0.099)
Constante	-1.190*** (0.337)	-1.193*** (0.338)	-1.632*** (0.279)	-1.626*** (0.281)	-3.480*** (0.592)	-3.479*** (0.593)
Rho	0.513* (0.270)	0.456* (0.264)	0.530* (0.293)	0.494* (0.292)	0.205 (0.356)	0.216 (0.360)
Observaciones	4657	4657	6632	6632	1113	1113

Robust standard errors in parentheses * significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

Fuente: estimaciones realizadas en base a ECH

Gráfico C.1. Probabilidad del cónyuge de ocuparse en el sector formal o informal según cada modelo



Cuadro C.8 Modelos con interacciones de variables educativas y formalidad del jefe.

	Ecuación 1: Cónyuge aporta			Ecuación 2: Jefe aporta		
	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)
	2010	2006	2003	2010	2006	2003
Aporte jefe * nivel primario	-0.283 (0.411)	-0.425 (0.412)	0.478 (0.791)			
Aporte jefe * nivel secundario	-0.363 (0.419)	-0.511 (0.403)	0.414 (0.838)			
Aporte jefe * nivel terciario	-0.042 (0.551)	-0.473 (0.490)	0.830 (1.060)			
Edad2 cónyuge	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.000 (0.001)	Edad2 jefe	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
Edad cónyuge	0.068*** (0.014)	0.077*** (0.012)	-0.007 (0.043)	Edad jefe	0.083*** (0.017)	0.146*** (0.028)
Sexo cónyuge	0.172 (0.127)	0.053 (0.126)	0.041 (0.242)	Sexo jefe	0.587*** (0.067)	0.548*** (0.169)
Nivel terciario cónyuge	0.642*** (0.122)	0.670*** (0.106)	1.117*** (0.196)	Nivel terciario jefe	0.768*** (0.121)	1.191*** (0.190)
Nivel secundario cónyuge	0.222*** (0.059)	0.235*** (0.053)	0.253** (0.108)	Nivel secundario jefe	0.318*** (0.065)	0.437*** (0.111)
Region	0.319*** (0.060)	0.174*** (0.050)	0.492*** (0.117)	Region	0.370*** (0.060)	0.397*** (0.099)
Constante	-0.737* (0.402)	-1.045*** (0.369)	-0.508 (0.644)	Constante	-1.186*** (0.337)	-3.491*** (0.591)
Rho	0.649** (0.313)	0.716** (0.345)	0.167 (0.472)			
Observations	4657	6632	1113			

Robust standard errors in parentheses * significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

Fuente: Estimaciones propias en base a datos de la ECH