

Determinantes de la elección de participación e ingresos en diferentes categorías de empleo en sectores rurales de Chile

C. Rodríguez*, J. López de Lériida.

Departamento de Economía Agraria. Facultad de Agronomía e Ingeniería Forestal. Pontificia Universidad Católica de Chile. Casilla 306-22. Santiago, Chile.

* Autor para correspondencia: carodrij@uc.cl

Abstract

C. Rodríguez and J. López de Lériida. 2008. Income and labor participation components by rural employment categories in Chile. This paper analyzes the labor market in rural areas of Chile. The methodology models labor participation decisions in seven employment categories, and estimates the determinants of income levels. It is found that asset endowment, economic connectivity and a favorable macroeconomic context influence the dynamism of rural labor markets, decreasing the relative distances and the capability to overcome entry barriers to higher salary jobs. It is proposed that rural policies should promote investments in education and road infrastructure, and consider the dynamism of the labor market in the non agricultural sector as well as in the agricultural sector.

Key words: labor market, multivariate probit, rural nonfarm employment

INTRODUCCION

Desde inicios de los años noventa, ha surgido un especial interés sobre las actividades no agrícolas en el medio rural y su relación con la agricultura, motivado por el trabajo de Klein (1992), quien encontró que en los años setenta el empleo rural no agrícola (ERNA), en 18 países de América Latina, creció a una tasa de 3,4% anual, mientras que el empleo rural agrícola decreció, en promedio, a una tasa de un 0,8% anual. Todo parece indicar que el ERNA es de suma importancia, debido a que aporta una proporción cercana al 40% de los ingresos de las familias rurales en Latinoamérica, (Dirven, 2004; Reardon *et al.*, 2001), al ser una fuente de trabajo complementaria a las actividades tradicionales del campo.

El mercado laboral rural se comporta de una manera dinámica, ya que existe movilidad de trabajadores entre el sector agrícola y el no agrícola. Dichos cambios laborales están determinados por variables que inciden en la percepción de los tipos de empleo. Reardon *et al.* (2001) describen la oferta laboral en función de (i) los incentivos que el trabajo ofrezca al individuo u hogar, los cuales se traducen en los retornos y riesgos esperados de los empleos agrícolas y no

agrícolas, (ii) la dotación de activos, como capital público y privado, que determina la capacidad de la persona para superar barreras de entrada a los empleos, y (iii) las preferencias individuales. Lo anterior implica que la decisión de en qué empleo participar cambia a medida que se modifican los incentivos.

El Cuadro 1 permite apreciar que en las zonas rurales de Chile, la proporción de ocupados en la agricultura disminuye aproximadamente en un 5% entre el año 1996 y el 2003. De éstos, las categorías Empleado agrícola y Autoempleado agrícola son las que más individuos pierden, cercano a las 20.000 personas cada una. Por otro lado, se ve que el ERNA aumenta su participación en el empleo rural total de un 32% en el año 1996 a un 37% de las personas ocupadas el año 2003. En términos globales, la actividad agrícola en zonas rurales de Chile perdió en estos siete años un total de 42.289 empleados, mientras que el sector no agrícola aumentó en 24.993. ¿Cuáles son los motivos por los cuales el ERNA ha crecido en los últimos años, mientras que el empleo agrícola ha caído? ¿Qué factores inciden en las decisiones de participación en los distintos tipos de empleo?

Cuadro 1. Población ocupada en zonas rurales, por categoría de empleo¹.

Categoría de empleo	1996		2003		Diferencia (2003-1996)	
	Participación en mercado	Número de individuos	Participación en mercado	Número de individuos	Participación en mercado	Número de individuos
Autoempleo agrícola	21,66%	147.950	19,34%	128.801	-2,32%	-19.149
Empleado agrícola	44,74%	305.622	42,78%	284.841	-1,96%	-20.781
Empleador agrícola	1,53%	10.485	1,22%	8.126	-0,31%	-2.359
Empleo agrícola	67,93%	464.057	63,34%	421.768	-4,59%	-42.289
Autoempleo no agrícola	6,08%	41.542	7,84%	52.226	1,76%	10.684
Empleado no agrícola	25,32%	172.955	27,86%	185.508	2,54%	12.553
Empleador no agrícola	0,67%	4.557	0,95%	6.313	0,28%	1.756
Empleo no agrícola	32,07%	219.054	36,65%	244.047	4,58%	24.993

Fuente: Elaboración propia (2007) en base a la encuesta CASEN 1996 y 2003.

Cuadro 2. Ingreso autónomo mensual y años de educación por categoría de empleo en zonas rurales. Montos en pesos chilenos de noviembre del 2003².

Categoría de empleo	2003			
	Ingreso autónomo		Años de educación	
	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar
Autoempleo Agrícola	188.991	239.320	6,29	3,28
Empleado Agrícola	107.950	102.650	7,15	3,27
Empleador Agrícola	881.384	1.065.271	9,63	4,44
Autoempleo no Agrícola	264.902	399.232	8,45	3,76
Empleado no Agrícola	175.744	361.746	9,69	3,78
Empleador no Agrícola	1.260.551	1.507.985	11,88	4,27
Total	176.502	349.742	7,87	3,74

Fuente: Elaboración propia (2007) en base a la encuesta CASEN 2003.

¹ Se consideran los individuos en edad de trabajar que se encuentran ocupados. Todas las diferencias de participaciones entre los años 1996 y 2003 mostrados en el Cuadro 1 son estadísticamente significativas con un nivel de confianza de 99%.

² Las diferencias de medias del ingreso autónomo entre categorías son estadísticamente significativas con un nivel de confianza de 99%. Las diferencias de medias de los años de educación entre categorías son estadísticamente significativas con un nivel de confianza de 99%, excepto para Empleador agrícola y Empleado no agrícola.

En el Cuadro 2 se presenta el ingreso autónomo mensual y los años de educación clasificados por categoría de empleo del año 2003. Se observa que tanto el ingreso autónomo como los niveles de educación, son mayores en las categorías no agrícolas que en sus equivalentes en el sector agrícola. Particularmente, se desprende que la categoría Autoempleo agrícola presenta, en promedio, un nivel de ingreso autónomo de \$188.991, con una escolaridad promedio de 6 años, mientras que en la categoría Autoempleo no agrícola se observa un ingreso promedio de \$264.902, con ocho años de escolaridad promedio.

Para el caso de la categoría Empleado, se aprecia en el sector agrícola un ingreso autónomo promedio de \$107.950 con 7 años de escolaridad, mientras que en el sector no agrícola, el ingreso promedio llega a \$175.744 y los años de escolaridad a 10. Esta brecha de ingresos y escolaridad entre categorías de distintos sectores es proporcionalmente mayor en los Empleados, ya que si se ocupan en el sector agrícola, percibirán, en promedio, un 63% menos de ingreso que si se ocupan en el sector no agrícola. Lo anterior podría reflejar que el sector no agrícola presenta barreras de entrada más altas en comparación al sector agrícola, en cuanto a educación se refiere. Esto llevaría a la hipótesis de que el impacto marginal de la escolaridad sobre los ingresos es mayor en el sector no agrícola que en el sector agrícola, lo que podría explicar las diferencias en los ingresos y el éxodo de individuos que trabajan en el sector agrícola, constatado en el Cuadro 1.

Dada la importancia de los vínculos entre el sector agrícola y el no agrícola en zonas rurales en cuanto a encadenamientos productivos y movilidad laboral, y por los escasos análisis empíricos disponibles para Chile, es que se requiere de una investigación sobre la situación actual del mercado laboral en dichas zonas.

El objetivo de este trabajo es, por tanto, modelar tanto las decisiones de participación como los ingresos de las diferentes categorías de empleo de quienes habitan en zonas rurales. La metodología aplicada permite evaluar la hipótesis de que las decisiones de participación y el nivel de ingreso de las diferentes categorías de empleo están determinados por la dotación de activos del individuo, por el contexto macroeconómico y por la distancia económica. Los resultados de este

análisis serán útiles para orientar políticas de desarrollo y de superación de pobreza en estas zonas.

A continuación se presenta la metodología aplicada y el análisis de resultados del modelo de participación e ingresos, para finalmente terminar con las conclusiones del trabajo.

METODOLOGÍA

Se estima la esperanza condicionada del ingreso autónomo $E(y_i | y_i > 0)$, para cada categoría de empleo i , aplicando la siguiente metodología econométrica, que consta de dos etapas:

- Estimar un modelo de decisiones de participación de los individuos en las diferentes categorías de empleo i , y construir la Razón Inversa de Mill's (RIM) para cada individuo y cada categoría de empleo;
- Modelar los ingresos por categorías, incorporando la RIM como variable independiente, para eliminar los potenciales sesgos de selección.

Para modelar las decisiones de participación en cada categoría de empleo, se utiliza el modelo Probit Multivariado, que estima un sistema de ecuaciones Probit con M ecuaciones, a través del método de Máxima Verosimilitud Simulada. Este procedimiento utiliza el simulador Geweke-Hajivassiliou-Keane (GHK) para evaluar integrales de M dimensiones en la función de verosimilitud. La utilidad del simulador GHK está en que expresa una función de distribución normal multivariada de M dimensiones, como el producto secuencial de una distribución normal condicionada univariada, la cual se puede estimar con mayor facilidad (Cappellari y Jenkins, 2003; Greene, 2003).

La especificación general del modelo Multivariate Probit es similar al modelo de Ecuaciones Aparentemente no Relacionadas desarrollado por Zellner (1962), salvo en que, para este caso, las variables dependientes son binarias. Se plantea un modelo de siete ecuaciones, donde las categorías de empleo son: 1: Autoempleo agrícola, 2: Empleado agrícola, 3: Empleador agrícola, 4: Autoempleo no agrícola, 5: Empleado no agrícola, 6: Empleador no agrícola y 7: Fuera de la fuerza laboral o desempleado.

$$y_i^* = \alpha_i z + \varepsilon_i \quad y_i = 1 \text{ si } y_i^* > 0 \quad (1)$$

$$y_i = 0 \text{ en caso contrario}$$

con $i=1, \dots, 7$.

La esperanza de los errores es igual a cero, su matriz de varianza-covarianza tiene valores

iguales a uno en la diagonal, y los elementos fuera de la diagonal son correlaciones a estimar.

$$E[\varepsilon_1|z] = E[\varepsilon_2|z] = \dots = E[\varepsilon_7|z] = 0,$$

$$Var[\varepsilon_1|z] = Var[\varepsilon_2|z] = \dots = Var[\varepsilon_7|z] = 1, \quad (2)$$

$$Cov[\varepsilon_i, \varepsilon_j|z] = \rho_{ij} = \rho_{ji}, \quad j, i = 1, \dots, 7 \text{ con } j \neq i.$$

En cuanto a las variables dependientes del modelo Probit Multivariado, se crean siete variables binarias para representar el empleo que el individuo posee, tomando el valor de uno si trabaja en dicha categoría o cero en caso contrario.

Las variables independientes utilizadas para modelar las decisiones de participación se clasifican en tres grupos: (i) Dotación de activos y variables demográficas, (ii) Contexto económico y (iii) Distancia económica.

En el primer grupo, “Dotación de activos y variables demográficas”, están las variables: *escolaridad*, medido como años de educación formal; *edad*, que funciona como proxy de la experiencia laboral; la variable binaria *tierras*, que toma el valor de uno si el hogar cuenta con acceso de tierras para actividades agrícolas, o cero en caso contrario; y *menores*, que cuenta el número de menores de 12 años de edad presentes en el hogar. Se consideran sólo los niños menores de 12 años, porque tienen un mayor grado de dependencia con sus familiares adultos. Niños de 12 o más años de edad podrían eventualmente requerir menor atención por parte de adultos, por lo que dejarían de ser un factor determinante para salir del hogar a trabajar.

El segundo grupo de variables, “Contexto económico”, considera la variable binaria *infraestructura*, que toma el valor de uno si el individuo cuenta con electricidad, red de alcantarillado y agua conectada a la red pública, y cero en caso contrario. Con esta variable se quiere

reflejar las condiciones socioeconómicas locales en que se desenvuelve el individuo. En zonas con mejores condiciones de desarrollo, se espera un mayor acceso a infraestructura que en localidades más postergadas. También se encuentra en este grupo la variable *razón entre PIB agrícola y PIB total en la región de residencia*, que sintetiza la importancia del sector agrícola en la economía territorial.

El tercer grupo de variables del modelo de decisiones de participación, “Distancia económica”, está compuesto por la variable *razón entre caminos pavimentados y caminos totales en la región de residencia*, que busca reflejar el grado de conectividad de los individuos hacia otras zonas urbanas y rurales.

Una vez estimado el modelo de decisiones de participación, se construye la RIM, que se define como:

$$\hat{\lambda}_i = \frac{\hat{\phi}_i(\alpha_i z / \psi_i)}{\hat{\Phi}_i(\alpha_i z / \psi_i)} \quad (3)$$

en que $\hat{\phi}_i$ corresponde a la función estimada de densidad de probabilidad, y $\hat{\Phi}_i$ corresponde a la función estimada de distribución acumulada para cada categoría de empleo.

En la segunda etapa de la metodología, se estima un modelo para explicar los ingresos de cada categoría de empleo, exceptuando la que reúne a los individuos fuera de la fuerza de trabajo y

desocupados, debido a que éstos no perciben ingresos provenientes del trabajo. En esta estimación se incorpora la RIM como variable independiente. Lo que se busca con esto es corregir el potencial sesgo de selección de la muestra, debido a que los individuos que participan en una categoría particular, podrían no corresponder a una muestra aleatoria de la población, ya que existe la posibilidad de presencia de autoselección de quienes participan en una categoría. Si se estima un modelo con Mínimos Cuadrados Ordinarios, en el que la variable dependiente está censurada sin considerar los sesgos de selección, los coeficientes serán sesgados e inconsistentes (Heckman, 1979). Dado lo anterior, la estimación de los modelos de ingresos está dada por:

$$y_i = \beta_i x_i + \sigma_i \lambda_i + \mu_i \quad \forall y_i > 0 \quad (4)$$

Donde y_i es el logaritmo natural del ingreso autónomo de la categoría de empleo i , $\beta_i \in \mathfrak{R}^n$ es el vector de coeficientes asociados a la categoría de empleo i , $x_i \in \mathfrak{R}_+^n$ es un vector de variables independientes, λ_i es la RIM de cada categoría de empleo i , y $\sigma_i \in \mathfrak{R}_+^n$ corresponde al vector de coeficientes asociado a la RIM de cada categoría de empleo i .

El modelo especificado en (4) tiene una distribución censurada, y se puede demostrar que la varianza de sus errores no es constante, lo que implica que (4) es un modelo heteroscedástico (Donoso, 1994). Por esto, su estimación por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios generaría coeficientes insesgados, pero ineficientes, ya que dejan de tener la mínima varianza (Greene, 2003). Esta situación causaría que las pruebas de hipótesis de los parámetros obtenidos no sean válidas. Para corregir la heteroscedasticidad del modelo, se emplea el método Errores Estándar Robustos desarrollado por White (1980), el cual genera coeficientes insesgados y eficientes.

Las variables independientes usadas se clasifican en cuatro grupos: (i) Dotación de activos y variables demográficas, (ii) Contexto económico, (iii) Distancia económica, y (iv) Sesgo de selección.

El primer grupo, “Dotación de activos y variables demográficas”, al igual que en el modelo de decisiones de participación, incluye las variables *escolaridad* y *edad*.

Para caracterizar el contexto económico en el modelo, se utiliza la variable *razón entre PIB agrícola y PIB total en la región de residencia* con el mismo fin que en el modelo de decisiones de participación, es decir, para reflejar la importancia relativa de la agricultura en la región. Asimismo, se utiliza la variable *razón entre caminos pavimentados y caminos totales en la región de residencia* como proxy de la distancia económica, es decir, para reflejar el grado de conectividad social y económica de los individuos. Finalmente, el grupo “Sesgo de selección” incluye la RIM estimada para cada individuo y categoría.

La metodología recién detallada se aplica para hombres entre 24 y 65 años y mujeres entre 24 y 60 años de edad, por separado, lo que permite captar impactos diferenciales de las distintas variables independientes en ambos sexos. Asimismo, se considera a los individuos que habitan en zonas rurales entre la III Región de Atacama y la X Región de los Lagos, incluyendo la Región Metropolitana, lo que representa al 98% de la población rural del país.

Los datos que se utilizan provienen de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica (CASEN) del año 2003, desarrollada por el Ministerio de Planificación. Además, se emplea la Encuesta Nacional Industrial Anual del 2003 del Instituto Nacional de Estadísticas, y la Base de Datos Estadísticos del Banco Central de Chile.

RESULTADOS Y ANÁLISIS

A continuación se presentan los principales resultados obtenidos en este trabajo ordenado por modelo econométrico.

Resultados y análisis del modelo de decisiones de participación

Los principales resultados de esta etapa de la metodología se muestran en el Cuadro 3, el cual indica que el efecto marginal de la *escolaridad* sobre la probabilidad de participación de cada categoría es significativo, para todos los tipos de empleo, en ambos sexos. Frente un aumento

marginal de la escolaridad, evaluado en la media de cada categoría, la probabilidad de participar como Autoempleado y Empleado agrícola cae, mientras que en las categorías Autoempleado y Empleado no agrícola, la probabilidad de participación aumenta, tanto para hombres como para mujeres. Tomando a los hombres como ejemplo, con un aumento de un año de escolaridad, la probabilidad de participar como Empleado agrícola cae en un 5%, mientras que para la categoría Empleado no agrícola se incrementa en un 7%. Estos resultados podrían reflejar el efecto de la educación sobre las barreras de entrada en el mercado laboral, las cuales serían mayores en el sector no agrícola.

El impacto del acceso a *tierras agrícolas* sobre la participación en las categorías de empleo es positivo en Autoempleo agrícola y Empleador agrícola, mientras que las categorías no agrícolas y Empleado agrícola, el acceso a tierras tiene un

efecto negativo para ambos sexos. Tomando como ejemplo la categoría Empleado agrícola, los resultados indican que contar con acceso a tierras agrícolas disminuye en un 16% la probabilidad de participar en dicha categoría, tanto para hombres como mujeres. Estos resultados son razonables, debido a que quienes no cuentan con tierras, se dedicarán a trabajar fuera de la agricultura o como empleados agrícolas de alguien que sí tenga tierras. Por otro lado, tiene sentido pensar que quienes cuentan con acceso a tierras, se dedicarán a trabajar en ellas, ya sea como autoempleo o como empleadores. Elbers y Lanjow (2001), Escobal (2001), Ferreira y Lanjow (2001), Yúnez-Naud y Taylor (2001) y Winters *et al.* (2006), entre otros, concluyen que quienes cuentan con acceso a un mayor número de hectáreas agrícolas, tienen menos incentivos para depender de los empleos e ingresos rurales no agrícolas, disminuyendo los estímulos para trabajar fuera de la agricultura.

Cuadro 3. Parámetros estimados de principales variables del Probit Multivariado³.

Categoría de empleo	Sexo	Escolaridad	Acceso tierras	Menores de 12 años	Acceso infra-estructura	Kms pavimentado /kms no pavimentado	PIB agrícola/ PIB total
Auto-empleo agrícola	Hombre	-0,006*	0,735*	0,034*	-0,305*	-0,013*	-0,011*
	Mujer	-0,002*	0,468*	-0,100*	-0,273*	-0,006*	-0,005*
Empleado agrícola	Hombre	-0,052*	-0,156*	0,025*	0,078*	0,011*	0,008*
	Mujer	-0,026*	-0,155*	-0,244*	0,156*	0,016*	0,004*
Empleador agrícola	Hombre	0,097*	0,378*	0,013***	0,008	0,004*	0,015*
	Mujer	0,036*	0,086*	-0,268*	-0,023	-0,004*	-0,003
Auto-empleo no agrícola	Hombre	0,048*	-0,277*	-0,008**	0,142*	-0,006*	-0,004*
	Mujer	0,050*	-0,107*	-0,043*	0,126*	-0,005*	-0,001**
Empleado no agrícola	Hombre	0,073*	-0,453*	0,021*	0,135*	-0,003*	-0,001**
	Mujer	0,117*	-0,244*	-0,265*	0,102*	0,000	-0,004*
Empleador no agrícola	Hombre	0,115*	-0,263*	0,054**	0,102*	-0,002*	0,000
	Mujer	0,090*	-0,130*	0,001	0,215*	0,002*	0,006**

Fuente: elaboración propia, 2007.

³ Los asteriscos representan el nivel de significancia: * 10%, ** 5% y *** 1%.

El número de niños *menores* de 12 años presentes en el hogar tiene un efecto diferente según el sexo. En las categorías de empleo de los hombres, el número de menores de 12 años en el hogar tiene un efecto positivo en la probabilidad de participar en todas las categorías de empleo, excepto en el Empleador agrícola, en que no es significativo, y en Autoempleo no agrícola donde se observa un impacto negativo. En el caso de las mujeres, el número de menores en el hogar tiene un impacto negativo en la probabilidad de participación en todas las categorías de empleo, excepto en Empleador no agrícola, donde no es significativo. Estos resultados podrían reflejar el alto salario de reserva de las mujeres con hijos dependientes, quienes tendrían menores incentivos de salir al mercado laboral en busca de trabajo. Al contrario, los hombres tendrían mayores estímulos para salir al mercado laboral para generar los ingresos necesarios para mantener el hogar. Sin embargo, se esperaba que en el caso de las mujeres, el efecto de los niños menores fuera positivo en las categorías de Autoempleo en ambos sectores, ya que serían un factor relevante para trabajar en el hogar. No obstante, se debe considerar la posibilidad de que una proporción de las mujeres autoempleadas declaren no estar trabajando al momento de responder la encuesta, lo que podría estar diluyendo el efecto buscado.

El acceso a *infraestructura* tiene un efecto negativo sobre la probabilidad de participación en la categoría de Autoempleo agrícola, para ambos sexos, mientras que para las demás, presenta un efecto positivo, excepto en la categoría Empleador agrícola para ambos sexos, en que no es significativo. Según los resultados, contar con infraestructura disminuye la probabilidad de participar como Autoempleado agrícola en aproximadamente 30% para hombres y mujeres. Lo anterior estaría reflejando que con acceso a infraestructura ocurre una migración desde la categoría Autoempleo agrícola hacia las otras categorías. El acceso a infraestructura funciona como *proxy* de las condiciones socioeconómicas locales en que se desenvuelve el individuo, y los resultados indican que en zonas más postergadas, aumenta la probabilidad de ser Autoempleado agrícola, donde muchas veces se generan asimetrías de información y de oportunidades, lo que implicaría que la actividad de los autoempleados sea una agricultura de subsistencia (Dirven, 2004). En zonas con mejores condiciones socioeconómicas, por el contrario, las personas

pueden acceder a oportunidades de empleo fuera del trabajo por cuenta propia, lo que explicaría el signo positivo de la infraestructura en la probabilidad de participación en las otras categorías de empleo.

La relación *kilómetros de caminos pavimentados en la región/kilómetros totales de caminos en la región* funciona como *proxy* de la distancia económica de los individuos hacia otras zonas urbanas y rurales, ya que determina el nivel de conectividad social y económica de quienes viven en zonas rurales con los distintos mercados (Dirven, 2004). Los resultados muestran que esta variable es significativa para todas las categorías de empleo, excepto para Empleado no agrícola y Empleador no agrícola, en las mujeres. Se puede apreciar en el Cuadro 3 que, conforme aumenta la importancia relativa de los caminos pavimentados, disminuye la probabilidad de participación de las categorías de Autoempleo, en ambos sexos y sectores. En las categorías Empleador agrícola de las mujeres, Empleado no agrícola de los hombres y Empleador no agrícola de los hombres también se observa un efecto negativo. Por otro lado, las categorías Empleado agrícola, en ambos sexos, y en Empleador agrícola de los hombres se observa un efecto positivo. Estos resultados reflejan la importancia de la distancia económica, entendida por Dirven (2004) como la lejanía física ponderada por los costos de transacción (existencia y calidad de caminos, disponibilidad de transporte público, etc.). Esta misma autora (2004) plantea que el acceso a mejores redes viales permitiría a los individuos disminuir sus costos de viaje, mejorar la conectividad y acceder a oportunidades de empleo que se ofrezcan en lugares un poco más alejados, lo que explicaría el efecto negativo en las categorías de Autoempleo en ambos sectores y sexos, y el efecto positivo en la categoría de Empleado agrícola, para ambos sexos. El impacto negativo que se observa en la categoría Autoempleado, en ambos sexos y sectores, podría reflejar que con mejoras en la conectividad, surgen oportunidades laborales en otras zonas rurales y/o urbanas. Estos resultados podrían indicar que muchos de quienes participan como Autoempleados desarrollan actividades de subsistencia, y que con las mejoras en el acceso a caminos, prefieran trabajar en otras zonas rurales y/o urbanas, donde pueden percibir mayores ingresos.

La importancia relativa del *PIB agrícola respecto al PIB total* en la región es una *proxy* del dinamismo en zonas rurales y de la importancia del sector agrícola en la economía territorial. Los resultados indican que en regiones con una mayor importancia relativa del sector agrícola medido a través del PIB, disminuyen las probabilidades de participar en ambas categorías de Autoempleo, para los dos sexos. Asimismo, cae la probabilidad de participar en Empleado no agrícola, para ambos sexos. Al contrario, la probabilidad de participar como Empleado agrícola en ambos sexos y como Empleador agrícola en el caso de los hombres, aumenta. Estos resultados concuerdan con la intuición, ya que en regiones con un mayor desarrollo agrícola, aumenta la probabilidad de estar empleado en dicho sector. Sin embargo, llama la atención que los coeficientes asociados a la categoría Autoempleado agrícola para ambos sexos sean negativos. Lo anterior implicaría que en regiones donde el sector agrícola es de menor importancia relativa (Región Metropolitana), la probabilidad de participar como Autoempleado agrícola aumenta, pero dedicado a una actividad de subsistencia.

Resultados y análisis del modelo de ingresos

Los principales resultados de esta etapa de la metodología se muestran en el Cuadro 4. En él se puede apreciar que la RIM es significativa para todas las categorías de empleo, con lo que queda de manifiesto la existencia de sesgos de selección que deben ser considerados. En otras palabras, queda en evidencia que el conjunto de individuos que participan en cada categoría de empleo no corresponde a una muestra aleatoria de la población. La presencia de sesgos de selección causa que una estimación mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios subestimaría o sobreestimaría el efecto de las variables independientes, dependiendo de la dirección del sesgo. Los resultados indican que en las categorías Autoempleo agrícola, Empleador agrícola y Empleador no agrícola en los hombres, y en la

categoría Empleado no agrícola en las mujeres, la RIM es negativa. Lo anterior implicaría que quienes participan en estas categorías presentan *a priori* desventajas de algún tipo respecto de la población (bajo poder de negociación, aumento del costo del trabajo, volatilidad del precio del dólar, etc.), causando que estas categorías presenten menores niveles de ingresos respecto a las demás. Por otro lado, en las demás categorías, se observa una RIM positiva, lo que indicaría que quienes participan en éstas presentan condiciones iniciales superiores respecto de los que no participan en ellas (acceso a crédito, disponibilidad de maquinaria, dotación de animales y de tierras, buenas redes sociales, etc.). Sin embargo, llama la atención que la RIM sea negativa para los Empleadores hombres, en ambos sectores, ya que se podría pensar que son precisamente ellos quienes cuentan con condiciones favorables para tener los mayores niveles de ingresos, por lo que se requiere profundizar en la dirección de los sesgos de selección.

Respecto a *la razón de los caminos pavimentados versus el total de caminos por región*, se puede apreciar que es positivo para todas las categorías de empleo, en ambos sexos, salvo para Empleador agrícola en los hombres y en las Empleadas no agrícolas, en las mujeres, en que el efecto es negativo. Los resultados muestran, por ejemplo, que aumentar un 1% la proporción de caminos pavimentados, respecto del total de caminos en la región, se incrementa el ingreso autónomo en aproximadamente un 2%, para las Autoempleadas no agrícolas mujeres, mientras que para los hombres de esta misma categoría, el ingreso aumenta en un 3%. El efecto positivo de los caminos pavimentados sobre el ingreso revela la importancia de contar con una buena red vial, ya que determina la fluidez de las transacciones de bienes, servicios y trabajo (Dirven, 2004), y permite, de este modo, el acceso a oportunidades laborales en zonas más apartadas, diversificar el riesgo e incrementar los ingresos.

Los resultados asociados a la variable *razón entre el PIB agrícola y el PIB total de la región* indican que, en ambos sexos, las categorías Empleador agrícola y Empleador no agrícola, así como la categoría Autoempleo no agrícola en los hombres, se incrementan los ingresos al aumentar la importancia relativa del PIB agrícola de la región. En las categorías Empleado no agrícola y Autoempleo agrícola en ambos sexos, y para las Empleadas agrícolas mujeres, los ingresos se incrementan cuando el PIB total de la región aumenta en términos relativos. Los resultados anteriores manifiestan los vínculos que existen en la economía rural. Los impactos positivos se deberían a los efectos directos del crecimiento del sector agrícola en los Empleadores agrícolas, como a los impactos indirectos de dicho crecimiento con el sector no agrícola, dado los encadenamientos productivos de la economía rural. A su vez, los coeficientes negativos demostrarían que, con el incremento relativo del PIB total regional, los ingresos de los Empleados no agrícolas en ambos sexos, crecen, debido a los efectos directos del crecimiento de la economía. Asimismo, los ingresos de los Autoempleados

agrícolas de ambos sexos crecen, debido, probablemente, a los efectos indirectos del crecimiento de la economía, vinculada con el sector agrícola. Sin embargo, los resultados muestran que los ingresos disminuyen en la categoría Empleado agrícola, para mujeres cuando se incrementa la importancia del PIB agrícola en la región, mientras que para los hombres de esta misma categoría no es significativa. Lo anterior resulta más bien extraño, ya que se esperaba que el coeficiente asociado a esta variable fuera positivo. Una interpretación a este resultado, es que el aumento del PIB agrícola se deba a mejoras en la productividad o en la cantidad de capital, con lo que quienes son sus dueños se queden con la ganancia del PIB agrícola. Lo anterior sugeriría que el PIB agrícola no es una buena aproximación de los ingresos de los empleados agrícola, ya que existirían asimetrías entre empleadores y empleados. Esto se podría deber a que esta *proxy* no es la más adecuada para representar el contexto económico territorial, ya que podría acarrear otros fenómenos paralelos que nublen el efecto buscado.

Cuadro 4. Parámetros estimados de principales variables del modelo de ingresos⁴.

Categoría de empleo	Sexo	Razón Inversa de Mills	PIB agrícola/ PIB total	Km pavimentado/km no pavimentado
Autoempleo agrícola	Hombre	-0,063*	-0,019*	0,001**
	Mujer	0,987*	-0,031*	0,004**
Empleado agrícola	Hombre	0,688*	0,000	0,002*
	Mujer	1,082*	-0,009*	0,002**
Empleador agrícola	Hombre	-3,280*	0,022*	-0,018*
	Mujer	69,880*	0,021*	0,048*
Autoempleo no agrícola	Hombre	1,141*	0,007*	0,027*
	Mujer	3,438*	0,002	0,015*
Empleado no agrícola	Hombre	0,363*	-0,001**	0,004*
	Mujer	-0,411*	-0,005*	-0,002**
Empleador no agrícola	Hombre	-1,274*	0,020*	0,005
	Mujer	0,968**	0,009**	0,064*

Fuente: elaboración propia, 2007.

⁴ Los asteriscos representan el nivel de significancia: * 10%, ** 5% y *** 1%.

Con respecto a los años de *educación*, se aprecia que existe un efecto positivo de esta variable sobre los ingresos, coincidiendo con diversos autores, quienes demuestran que los ingresos totales rurales aumentan con los años de estudio (Dirven, 2004; Isgut, 2004; Berdegué *et al.*, 2001; Corral & Reardon, 2001; Elbers & Lanjow; 2001; Escobal, 2001; Ferreira & Lanjow 2001). En el Cuadro 5 se presenta el incremento relativo de los ingresos autónomos frente a un aumento marginal de los años de educación, evaluado en la media de cada categoría. Los resultados indican que en los hombres, ambas categorías de Empleador son las que presentan el mayor efecto, con un 18 y 13% para el sector no agrícola y el agrícola, respectivamente, mientras que las categorías Autoempleo agrícola y Empleado agrícola, son en las que se observa el menor efecto, con un 7 y un 6%, respectivamente. En las mujeres se aprecia que el mayor impacto de los años de educación sobre los ingresos está en las categorías Empleado no agrícola, seguido por Empleador no agrícola, con un 13 y un 11%, respectivamente, mientras que los menores impactos se presentan en las categorías Empleador agrícola, Autoempleo agrícola y Autoempleo no agrícola, con impactos entre un 3 y un 4%.

Visto de otro modo, el Cuadro 5 presenta que, para ambos sexos, las categorías de Autoempleo, Empleado y Empleador en el sector agrícola presenta un impacto marginal menor que en sus equivalentes del sector no agrícola. La excepción está en la categoría de Autoempleo en las mujeres. El mayor efecto que se observa en el sector no agrícola de las categorías Autoempleo y Empleado en los hombres, podría reflejar que con la educación aumenta la capacidad de gestión y habilidades, características que obtienen mayores retornos en el sector no agrícola, ya que en el sector agrícola podría valer más la experiencia que los años de estudio. Lo anterior implicaría que las categorías de Empleado no agrícola y Autoempleo no agrícola resultan ser más atractivas que sus equivalentes en el sector agrícola, ya que su retorno a la educación es mayor, probablemente determinado por una mayor dificultad de entrada a estos trabajos. En el caso de las mujeres la categoría Autoempleo agrícola percibe un mayor retorno que su equivalente en el sector no agrícola, mientras que la categoría Empleado no agrícola resulta ser más atractiva que su equivalente en el sector agrícola. Si se considera el resultado a nivel agregado, el impacto marginal

de la educación sobre los ingresos es mayor en el sector no agrícola que en el sector agrícola. Lo anterior permitiría explicar en parte, la disminución del número de trabajadores ligados al sector agrícola, y el aumento de los empleados en el sector no agrícola constatado en el Cuadro 1. Sin embargo, se debe considerar que la educación también afecta las decisiones de participación en las categorías de empleo, por lo que el impacto total de la educación sobre los ingresos debiera incluir dicho efecto. De todos modos, al observar el Cuadro 3, el impacto marginal de la escolaridad sobre la probabilidad de participación en las categorías del sector no agrícola y en Empleador agrícola es positivo, mientras que en los Autoempleados agrícolas y Empleados agrícola, el impacto es negativo, lo que refuerza el resultado encontrado en el modelo de ingresos.

Cuadro 5. Aumento porcentual del ingreso frente a un incremento marginal de la educación por categoría de empleo y sexo.

Categoría de empleo	Hombre	Mujer
Autoempleo agrícola	7,43	7,82
Empleado agrícola	5,85	3,68
Empleador agrícola	13,31	2,76
Autoempleado no agrícola	8,39	3,58
Empleado no agrícola	7,87	12,75
Empleador no agrícola	18,57	11,37

Fuente: elaboración propia, 2007.

CONCLUSIONES

En este trabajo se analiza el mercado laboral en zonas rurales de Chile del año 2003. Para esto, se aplica un modelo econométrico que explica las decisiones de participación en siete categorías de empleo, y que estima los niveles de ingreso de cada una de ellas. Se encuentra evidencia de que la dotación de activos de quienes habitan en zonas rurales juega un rol importante en el mercado laboral, ya que determina la capacidad de los individuos para desempeñarse en el mercado laboral. Se observa que el acceso a infraestructura y a buenos caminos en las zonas rurales desempeña un papel principal, ya que determina la distancia económica hasta los mercados. Se aprecia que los años de escolaridad determinan en gran manera la capacidad de acceder a los empleos de mejores ingresos, debido a que éstos presentan altas barreras de entrada. Además se ve que, a nivel agregado, el retorno marginal de la

educación en las categorías de empleo no agrícolas es mayor que en el sector agrícola, lo que podría explicar la disminución de la fuerza de trabajo ligada a este sector.

Los resultados de este análisis permiten decir que la hipótesis planteada en la introducción se cumple, y que efectivamente la dotación de activos, el contexto macroeconómico y la distancia económica influyen tanto en las decisiones de participación, como en los niveles de ingresos. Con esto se puede concluir que una combinación favorable de estas variables, permite un mayor dinamismo en el mercado laboral y el surgimiento de mejores oportunidades de desarrollo rural, ya que se superan barreras de entrada y se incrementa la conectividad social y económica. Lo anterior orienta las políticas de desarrollo rural hacia una estrategia integral orientada a la inversión en caminos pavimentados y educación, ambos elementos fundamentales para vitalizar la economía rural y disminuir la pobreza en estas zonas. Se debe dejar claro que no es suficiente con sólo mejorar las redes viales, ya que con ello aumentan las comunicaciones en ambos sentidos, por lo que el nuevo flujo de bienes, servicios y trabajo podría traer amenazas a zonas rurales. Lo que se requiere son políticas de desarrollo integrales, en que se adopten estrategias particulares de acuerdo a la realidad de cada localidad, dirigidas hacia la educación, capacitación y conectividad, y que consideren tanto al sector no agrícola como el agrícola.

Sin embargo, se debe profundizar en este tema utilizando variables que indiquen el real acceso a caminos pavimentados y el real contexto macroeconómico en el que se desenvuelven las personas, ya que, si bien los signos encontrados fueron en general los esperados, las *proxys* utilizadas podrían capturar de manera simultánea otros fenómenos. Por otro lado, la futura investigación sobre el mercado laboral debe incorporar a las zonas urbanas para estudiar las interconexiones con las zonas rurales.

RESUMEN

En el presente trabajo se analiza el mercado laboral de zonas rurales de Chile. Para esto, se aplica un modelo econométrico que explica las decisiones de participación en siete categorías de empleo, y que estima los niveles de ingreso de cada una de ellas considerando los sesgos de

selección. Se demuestra que la dotación de activos, la conectividad económica y el contexto macroeconómico inciden tanto en las decisiones de participación como en el nivel de ingresos. Se encuentra que el acceso a buenos caminos afecta las probabilidades de participar en las diferentes categorías de empleo, disminuyendo las correspondiente a Autoempleados. Asimismo se estima que el retorno marginal de la educación sobre los ingresos es mayor en el sector no agrícola que en el agrícola, lo que podría explicar la disminución de la fuerza de trabajo ligada a este sector. Se concluye que la dotación de activos, la conectividad económica y el contexto macroeconómico inciden de manera favorable en la disminución de las distancias relativas y en la capacidad para superar barreras de entrada a empleos de mayor remuneración. Los resultados obtenidos en este trabajo orientan las políticas rurales hacia estrategias integrales de desarrollo rural dirigidas a la inversión en educación y en infraestructura vial, las cuales deben considerar el dinamismo de los mercados laborales tanto en el sector no agrícola como en el agrícola.

Palabras claves: empleo rural no agrícola, mercado laboral, probit multivariado.

LITERATURA CITADA

- Berdegúe, J., Ramírez, E., Reardon, T. y Escobar. 2001. Rural Nonfarm Employment and Incomes in Chile. *World Development* 29(3): 411-425.
- Cappellari, L. y Jenkins, S. 2003. Multivariate Probit Regression Using Simulated Maximum Likelihood. *The Stata Journal* 3(3): 278-294.
- Corral, L. y Reardon, T. 2001. Rural Nonfarm Incomes in Nicaragua. *World Development* 29(3): 427-442.
- Dirven, M. 2004. El Empleo Rural no Agrícola y la Diversidad Rural en América Latina. *Revista de la CEPAL* 83: 49-69.
- Donoso, G. 1994. *Agricultural Supply Analysis: Corner Solutions and the Role of The Output Specific Experience and Downside Risk*. Department of Agricultural and Resource Economics, University of Maryland. Tesis Doctoral, no publicada.
- Elbers, C. y Lanjouw, P. 2001. Intersectoral Transfer, Growth, and Inequality in Rural

- Ecuador. *World Development* 29(3): 481-496.
- Escobal. 2001. The Determinants of Nonfarm Income Diversification in Rural Peru. *World Development* 29(3): 497-508.
- Ferreira, F. y Lanjouw, P. 2001. Rural nonfarm activities and poverty in the Brazilian northeast. *World Development* 29(3): 509-528.
- Greene, W. 2003. *Econometric Analysis*. Quinta edición. Prentice Hall. Nueva York, Estados Unidos de América. 1026 pp.
- Heckman, J. 1979. Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica* 47:153-161.
- Isgut, A. 2004. Non-farm Income and Employment in Rural Honduras: Assessing the Role of Locational Factors. *Journal of Development Studies* 40(3): 59-86.
- Klein, E. El Empleo Rural no Agrícola en América Latina. 1992. Documento de trabajo N° 364. Programa Regional de Empleo para América Latina y el Caribe. Santiago, Chile.
- Reardon, T., Berdegue, J. y Escobar, G. 2001. Rural Nonfarm Employment and Incomes in Latin America: Overview and Policy Implications. *World Development* 29(3): 395-409.
- Winters, P., Carletto, G., Davis, B., Stamoulis, K., y Zezza, A. 2006. *Rural Income-Generating Activities in Developing Countries: a Multi-Country Analysis*. FAO, Roma.
- White, H. A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test For Heteroscedasticity. *Econometrica* 48 (1980), pp. 817-838.
- Yúnez-Naude, A. y Taylor, E. 2001. The Determinants of Nonfarm Activities and Incomes of Rural Households in Mexico, with Emphasis on Education. *World Development* 29(3): 561-572.
- Zellner, A. 1962. An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regression Equations and Tests for Aggregation Bias. *Journal of the American Statistical Association* 57: 348-368.