

# **“¿Cómo se accede al empleo? Sobre la presencia de mecanismos relacionales y formales en Uruguay”.**

María Victoria Tabarez.

Cita:

María Victoria Tabarez (2021). *“¿Cómo se accede al empleo? Sobre la presencia de mecanismos relacionales y formales en Uruguay”*. XIV Jornadas de Sociología. Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de Buenos Aires, Buenos Aires.

Dirección estable: <https://www.aacademica.org/000-074/193>

# **¿Cómo se accede al empleo? Sobre la presencia de mecanismos relacionales y formales en la obtención del empleo en jóvenes**

**Ma. Victoria Tabarez<sup>1</sup> - Facultad de Ciencias Sociales - UdelaR**

*El presente documento sintetiza el análisis de los mecanismos de acceso al empleo de jóvenes en Uruguay considerando especificaciones de clase social, género, lugar de residencia, tipo de institución educativa, nivel educativo individual y del hogar. Para ello, se analizarán modelos estimados mediante regresión logística presentando así la estimación de los mismos, sus ajustes y simulaciones para casos típicos.*

Capital social - empleo- jóvenes- modelos logísticos

## **Problema de investigación**

Las investigaciones acerca del capital social se enmarcan dentro de los estudios de desigualdad social, en donde el capital social es entendido como un activo que se encuentra distribuido de forma desigual en la estructura social, y que las retribuciones que arroja del mismo opera como reproductor de las desigualdades sociales. Desde esta perspectiva, “el capital social es considerado como un activo que pertenece a la sociedad a un grupo en donde las personas pueden utilizarlo para obtener beneficios económicos y sociales”<sup>2</sup>(Najaezadeh, 2014:166). El debate teórico existente da cuenta de que el capital social incide en el bienestar de los individuos y opera sobre la cohesión social. Los individuos utilizan el capital social como un recurso que les permite obtener mejores posiciones en la estructura social, con retornos esperables en el mercado. Existe evidencia consistente en donde las redes sociales como recurso están positivamente correlacionadas con el mercado laboral (Lin 1999 en Hällsten et al, 2015:56). Las redes sociales pueden ofrecer recursos específicos que son necesarios para encontrar un empleo por primera vez, uno nuevo o volver al mercado laboral tras haber estado fuera del mismo por determinado tiempo. La importancia de las redes sociales en el ámbito laboral radica en que “los empleos usualmente son obtenidos mediante canales formales como avisos de trabajo en diferentes medios, pero la obtención de empleo mediante redes sociales, esto es, la vía de canal informal como amigos, conocidos, colegas es la de mayor importancia (...) Estudios revisionados por Lin en 1999 señalan que cuando los

---

<sup>1</sup> mariavictoria4@gmail.com

<sup>2</sup> Traducción propia

canales informales son usados, los empleos obtenidos son de mayor prestigio ocupacional si el contacto de la persona tiene un status alto” (Varekamp et al, 2015:740). Ante ello, Lin (1982,1999) ha confirmado la hipótesis en donde establecía que una posición más alta de los individuos se encuentra relacionada con mayores recursos sociales, en donde el éxito de las acciones instrumentales está relacionado a las relaciones sociales (Varekamp et al, 2015:740). De este modo se torna relevante conocer los mecanismos de acceso al empleo incorporando a la clase social como variable de estudio al igual que lugar de residencia, nivel educativo y género.

Los jóvenes en Uruguay presentan particularidades a la hora de analizar su relación con el empleo y la educación. La inserción al mercado laboral para los jóvenes está marcada por mayores tasas de desempleo y peores condiciones de contratación, sumado a los altos requerimientos de calificación. Los jóvenes presentan altos niveles de desempleo indicando problemas de oferta y demanda, rigidez del mercado laboral y problemas de calificación (MIDED-OPP, 2014). El capital social opera como recurso en cuanto mecanismo de acceso al empleo, para contrarrestar los elementos negativos que presentan los jóvenes a la hora de su inserción. Según la Encuesta Nacional de Juventud ENAJ- los mecanismos relacionales primaban sobre los de mercado presentando alta proporción en el momento de acceso al empleo (Filardo, 2010).

Los estudios de capital social han hecho mención a la relación que mantiene con la educación pues a mayor nivel educativo, menor movilización de capital social. En un escenario en donde en la Educación Media Superior (EMS) los jóvenes de entre 15 y 20 años presentan altas probabilidades de sufrir algún tipo de evento de riesgo, principalmente la desafiliación del sistema educativo formal (Fernández, 2009), se torna relevante considerar esta posible relación.

### **Antecedentes e hipótesis**

Lin en su trabajo titulado *Social Capital. A Theory of Social Structure and Action*, define al capital social como aquellos “recursos que dispone un actor a través de relaciones sociales con otros y que éstos contribuyen al logro de objetivos instrumentales o expresivos” (2001:21), es decir como un conjunto de recursos que se encuentran dentro de una red social. En cuanto a las diferencias por sexo, Lin (2000) en *Inequality in Social Capital*, devela que los hombres

están afiliados a grandes redes y tienen la posibilidad de disfrutar de los beneficios –en conjunto con otros hombres-, dado que ocupan posiciones más altas que las mujeres en las estructuras jerárquicas. Por su lado, las mujeres quedan relegadas a su afiliación a redes pequeñas y menos diversas, mayoritariamente compuestas por mujeres. Como consecuencia, en las relaciones entre hombres y mujeres, el capital social reproduce las estructuras jerárquicas.

Por otro lado, uno de los principales antecedentes nacionales considerados fue *La movilidad social en el Uruguay contemporáneo* (Boado, 2008). Al analizar los mecanismos de acceso a empleo según sexo, no se obtuvieron diferencias significativas. Sin embargo, se observó que las mujeres accedían por una diferencia levemente mayor a los hombres mediante mecanismos relacionales, mientras que los hombres por medio de mecanismos de mercado y/o mixtos. A su vez, se observó que los jóvenes accedían al empleo mediante mecanismos de tipo relacional frente a los dos tipos de mecanismos distintos. En relación a los mecanismos de acceso y educación, la presencia de mecanismos relacionales fue mayor para los niveles educativos bajo y medio. Al incorporar la clase social como dimensión de análisis mediante el esquema de Torrado, se obtuvo que las clases manuales son quienes acceden mediante mecanismos de tipo relacional al empleo mayoritariamente, frente a las clases no manuales. Por otro lado, al incorporar departamento de residencia como tercer variable, sucedió que para Montevideo la mencionada asociación se encontraba más debilitada que para el caso de Maldonado.

Otros de los antecedentes principales considerados fueron *El acceso al primer empleo en Uruguay y la incidencia del capital social* (Rey, 2013, 2014), en donde los tipos de mecanismos relacionales tenían una fuerte presencia y la misma se acentuaba en el primer empleo. Al analizar los tipos de lazos según sexo, en contraposición a los hallazgos de Lin (2001) para China, Rey encontró que para el caso uruguayo las mujeres tenían mayor proporción de lazos débiles que lazos fuertes. Cuando se trabajó por cohortes se halló que las generaciones más jóvenes tenían lazos fuertes dentro de los mecanismos relacionales como principal forma de acceso al empleo. Por último, al considerar a la clase social como variable de estudio a partir del esquema de Erikson, Goldthorpe y Portocarero –EGP- a tres categorías, la composición de los tipos de lazos fue similar para las clases ubicadas en la cúspide de la estructura y las de la base en donde primaron los lazos débiles, siendo para las clases intermedia en donde primaron los lazos fuertes.

A partir del marco conceptual descrito, se espera entonces que los mecanismos de tipo relacional para la obtención de empleo tendrán mayor incidencia que los mecanismos formales. A su vez, por tamaño de localidad de residencia, partiendo de los antecedentes de Boado (2008) y Rey (2013, 2014), se espera que la capital del país y área metropolitana presente los menores valores de mecanismos de acceso relacional frente al resto de las ciudades del país. A su vez, se espera que sean las localidades menores a 5000 habitantes las cuales presenten mayores mecanismos relacionales frente a los de mercado para el acceso al empleo 2012.

Al analizar por sexo, continuando con la línea de antecedentes nacionales, se considera que las mujeres presentarán mayor uso de capital social que los varones en tanto acceso a empleo.

Considerando la clase social según el esquema EGP a 5 categorías, se espera que tanto para la clase trabajadora, como para la clase de servicio, prime el capital social como mecanismo de acceso a empleo, en tanto los mecanismos formales estén más presentes entre las clases medias.

A su vez, se pretende considerar la interacción entre clase social y género, en donde se espera que las mujeres de las clases manuales y no calificadas presenten mayor uso de mecanismos relacionales frente a las clases intermedias y de servicio. Así, será en las clases de servicio en donde el efecto de ser mujer presente menor incidencia.

Al analizar por nivel educativo se espera que a mayor nivel educativo, menor presencia de mecanismos relacionales para el acceso a empleo.

Por otro lado, dado la unidad de análisis trabajada, se considerará como control el tipo de institución educativa al que hayan asistido los jóvenes entendiendo que podrán encontrarse diferencias sobre los mecanismos de acceso en tanto sean de carácter público o privado. También, se espera controlar los efectos que tendrá el clima educativo del hogar sobre la variable dependiente

## Descripción de datos

Los datos<sup>3</sup> utilizados obedecen a la base “PISA-L 2012” correspondiente al proyecto “segunda encuesta de seguimiento a los jóvenes uruguayos evaluados por PISA 2003”, en donde se constituyó una muestra de estudiantes a los que se les realizó un seguimiento hasta el año 2012. La muestra fue aleatoria, y estratificada por nivel de competencia matemática de PISA agrupados en tres estratos en donde 600 jóvenes pertenecían al estrato 1; 939 al estrato 2; y 915 jóvenes al estrato 3, conformando un tamaño muestral total de 2454 de jóvenes de entre 24 y 25 años de edad con alcance nacional. Para todas las estimaciones realizadas se utilizó el ponderados “[w\_f2012]”, conformado por el producto de la expresión (a<sup>4</sup>) de pesos corregidos por región ( $w_{jr}$ ) y el peso elaborado por OECD ( $w_{fstuwt}$ ) (Fernández et al, 2013).

Así, [w\_f2012]”;

$$w_{f2012} = \frac{N_{jr}^{2003}}{n_{jr}^o} * w_{fstuwt}_i$$

## Análisis bivariado

La relación entre mecanismo de acceso a empleo y clase social mediante el esquema EGP fue significativa ( $p=0.04$ ), en donde las clases I+II presentan una proporción de mecanismos relacionales de 0.43 frente a 0.56 de mercado. Por su parte, la clase III tuvo una proporción de 0.56 para los mecanismos de mercado y 0.43 para los relacionales, y la clase IV 0.60 para los de mercado frente a 0.39 relacionales. Las clases correspondientes a empleos manuales calificados –V+VI-, tuvieron una proporción de 0.60 para los mecanismos de mercado y 0.47 para los relacionales. Finalmente, para la clase VII, los trabajadores no calificados, los mecanismos de mercado tuvieron una presencia de 0.47 frente a 0.52 de mecanismos relacionales.

En cuanto a la relación que guarda la variable dependiente con el sexo, fue significativa también, y presentó para los varones una proporción de 0.47 y 0.52 para los mecanismos de mercado y relacionales respectivamente. Así, para el caso de las mujeres la relación fue de 0.59 y 0.40 para los mecanismos de mercado y relacionales.

Al analizar por tamaño de localidad de residencia, Montevideo y área metropolitana presentó

<sup>3</sup> Esta investigación utilizó bajo licencia los microdatos del Proyecto Segunda encuesta de seguimiento a los jóvenes evaluados por PISA en 2003 (UDELAR-FCS / ANEP / MIDES). Todos los resultados del estudio son de responsabilidad del autor y en nada comprometen a los responsables del proyecto.

<sup>4</sup> a)

$$w_{i jr} = \sum_{k=1}^{K^r} \frac{N_{jk}^{2003}}{n_{jk}^o}$$

una proporción de 0.56 para mecanismos de mercado y 0.43 correspondientes a mecanismos relacionales. Para el caso del resto de las ciudades del país, la relación fue de 0.51 a 0.48 de mecanismos de mercado frente a los de tipo relacional. Por último, para las ciudades menores a 5000 habitantes y localidades rurales, las proporciones fueron de 0.52 y 0.47 para mercado y relacionales respectivamente. Si bien esta relación no fue significativa presentando un valor  $p=0.33$ , se considerará la variable tamaño de localidad de residencia para la estimación del modelo por decisión teórica sustentada en los antecedentes considerados.

Al considerar el nivel educativo alcanzado de los jóvenes la relación fue significativa y presentó distribuciones para mecanismos de mercado y relacionales respectivamente de 0.37 y 0.62 para quienes habían alcanzado ciclo básico, 0.44 y 0.55 para bachillerato, 0.68 frente a 0.31 para quienes alcanzaron nivel terciario no universitario y, 0.53 y 0.46 para el nivel de terciario universitario (tabla 4, anexo I). Respecto al clima educativo del hogar medido a través del *International Standard Classification of Education*, y posteriormente recodificado a tres categorías, la proporción de los jóvenes que procedían de un hogar con nivel isced bajo fue de 0.50 para los de mercado y 0.49 para relacionales. Para el caso del nivel medio, la relación fue de 0.53 y 0.46, y para nivel educativo del hogar alto, la relación fue de 0.58 y 0.41 para los mecanismos formales frente a los relacionales respectivamente. Si bien esta relación no alcanzó un nivel de significación al 95% pues obtuvo un valor  $p=0.058$ , sí alcanza la significación al 90%. Por el tipo de unidad de análisis trabajada, se considerará esta variable al momento de estimar los modelos.

Finalmente, la relación entre tipo de institución educativa a la cual asistieron los jóvenes y los mecanismos de acceso a empleo fue significativa, presentando relaciones de 0.54 y 0.45 de mecanismos de mercado y relacionales respectivamente para quienes asistieron a instituciones de secundaria pública. Para quienes lo hicieron en escuelas técnicas la relación fue de 0.43 frente a 0.56. y para quienes asistieron a centros privados la proporción fue de 0.58 frente a 0.41 para los mecanismos de mercado frente a los relacionales.

### **Análisis multivariado – formalización del modelo**

Los modelos binarios de regresiones no lineales permiten explorar cómo cada variable afecta la probabilidad de que el evento a analizar ocurra (Scott Long & Freese, 2001). A continuación se presenta el modelo de modo anidado a estimar, el cual tiene como variable dependiente el mecanismo de acceso a empleo ( $L\_acceso\_rec$ ) tomando la variable valores de 1 cuando el

mecanismo es relacional y 0 en caso contrario. Como variables independientes se considera la clase social mediante el esquema de estratificación EGP (L\_egp5), el sexo (L\_mujer), tamaño de localidad de residencia (L\_tamloc), nivel educativo alcanzado y del hogar (L\_recod\_nivel\_edu; L\_educ\_hogar), y tipo de institución al que asistieron los jóvenes (L\_recod\_instit). Además se estimarán las interacciones de ser mujer y obtener empleo por mecanismos relaciones según clase social.

$$\text{Log} \left( \frac{P(L_{\text{acceso\_rec}})}{1 - p(L_{\text{acceso\_rec}})} \right) = \beta_0 + \beta_{L\_egp5} + \beta_{L\_mujer} + \beta_{L\_tamloc} + \beta_{L\_recod\_nivel\_edu} + \beta_{L\_recod\_instit} + \beta_{L\_educ\_hogar} + \beta_{L\_mujer} \cdot \beta_{L\_egp5}$$

### Estimación de modelos

En este apartado se presenta la estimación a los siete modelos, presentados anteriormente bajo el formato de modelo anidado. Tras hacer la corrección de los datos faltantes en la base de datos –missing-, el n para las simulaciones fue de 2106.

#### Modelo I

Para la estimación del modelo I se consideró a la clase social como variable independiente tal como lo expresa la siguiente ecuación,

$$\text{Log} \left( \frac{P(L_{\text{acceso\_rec}})}{1 - p(L_{\text{acceso\_rec}})} \right) = \beta_0 + \beta_{L\_egp5}$$

en donde la significación sólo ocurre para la clase VII la cual se corresponde a los trabajos no calificados, presentando un odd ratio de 1.43 la cual expresa las chances de haber obtenido un empleo no calificado mediante mecanismos de tipo relación frente a la categoría de referencia, la clase I+II. Para el resto de las categorías del esquema EGP, la relación con la variable dependiente no fue significativa (tabla 1).

#### Modelo II

El segundo modelo tal como lo expresa la siguiente fórmula, consideró como variables independientes además de la clase social a la cual le correspondía el empleo al año 2012, el sexo. Ante ello, el ser mujer resulta significativo, presentando un odd ratio de 0.62 lo cual expresa las chances de obtener el empleo por mecanismos relacionales respecto a los varones, siendo el odd ratio menor a uno, el efecto es de tipo negativo para las mujeres. Al incorporar

la variable de sexo, no se observan cambios sobre los efectos de la clase social (tabla 1).

$$\text{Log} \left( \frac{P(L_{\text{acceso\_rec}})}{1 - p(L_{\text{acceso\_rec}})} \right) = \beta_0 + \beta_{L_{\text{eggs}}} + \beta_{L_{\text{mujer}}}$$

### Modelo III

El tercer modelo incorpora además de las dos variables anteriores, el tamaño de localidad de residencia de los jóvenes encuestados como variable independiente, tal como lo indica la fórmula a continuación.

$$\text{Log} \left( \frac{P(L_{\text{acceso\_rec}})}{1 - p(L_{\text{acceso\_rec}})} \right) = \beta_0 + \beta_{L_{\text{eggs}}} + \beta_{L_{\text{mujer}}} + \beta_{L_{\text{tamloc}}}$$

Tras la estimación del modelo no se observan diferencias estadísticamente significativas con la incorporación de esta variable, ni cambios en las anteriores. Así, el tamaño de localidad de residencia no estaría teniendo efectos sobre las chances de obtener el empleo mediante mecanismos de tipo relacional (tabla 1).

### Modelo IV

Para la estimación del cuarto modelo, se incorporó el nivel educativo alcanzado de los jóvenes al momento de ser encuestados.

$$\text{Log} \left( \frac{P(L_{\text{acceso\_rec}})}{1 - p(L_{\text{acceso\_rec}})} \right) = \beta_0 + \beta_{L_{\text{eggs}}} + \beta_{L_{\text{mujer}}} + \beta_{L_{\text{tamloc}}} + \beta_{L_{\text{recod\_nivel\_edu}}}$$

El nivel educativo alcanzado fue significativo al 95% para los niveles terciarios no universitario y terciario universitario. Sin embargo, para el nivel educativo que se corresponde a bachillerato la significación ocurre para el 90%. Ante ello, se observa que a mayor nivel educativo las chances de haber obtenido el empleo mediante mecanismos de tipo relacional disminuyen, lo que estaría indicando un efecto de educación para la obtención de empleo que prima sobre obtenerlos mediante capital social. Para el nivel terciario no universitario el valor de odd ratio fue de 0.27 y para terciario universitario fue de 0.29.

A su vez, al incorporar el nivel educativo alcanzado, si bien la significación para ser mujer se mantiene, sí se pierde para la clase VII la cual anteriormente sí había sido estadísticamente

significativa (tabla 1). Entonces, los efectos hasta el momento estarían siendo mediante sexo y nivel educativo.

### Modelo V

Para el quinto modelo, se incorpora además el tipo de institución educativa de nivel secundario a la que asistieron los jóvenes durante su trayectoria escolar indicado por la siguiente expresión,

$$\text{Log} \left( \frac{P(L_{\text{acceso\_rec}})}{1 - p(L_{\text{acceso\_rec}})} \right) = \beta_0 + \beta_{L_{\text{eggs}}} + \beta_{L_{\text{mujer}}} + \beta_{L_{\text{tamloc}}} + \beta_{L_{\text{recod\_nivel\_edu}}} + \beta_{L_{\text{recod\_instit}}}$$

Tras la estimación, el nivel educativo de bachillerato el cual para la estimación anterior había logrado una significación al 90%, al incorporar el tipo de institución, pierde la significación el mencionado nivel educativo. Para el resto de los niveles se mantiene la significación al igual que para la variable de sexo. Tanto para la clase social a la que se corresponde el empleo 2012 y el tamaño de localidad de residencia, continúan sin ser significativas por lo que no habría efectos de las mismas sobre las chances de obtener el empleo según los tipos de mecanismos de acceso.

Asimismo, es la categoría de institución privada la que presenta una significación al 95%, con un valor de odd ratio de 1.41 lo cual estaría expresando que quienes han asistido a una institución de carácter privada tienen 1.41 más chances de obtener el empleo mediante mecanismos de tipo relacional frente a quienes han asistido a secundaria pública. Si bien podría considerarse que el tipo de institución estaría operando como proxy de clase social de origen, también se cuenta con un truncamiento de quienes han asistido a instituciones del ámbito público tanto las pertenecientes al Consejo de Educación Secundaria como a escuelas técnicas, pues estos jóvenes habían alcanzado al menos tercer grado de secundaria. Sin embargo, sí se podría establecer que hay un efecto institución sobre los mecanismos de acceso a empleo y así explicarse lo que ocurre con los valores obtenidos para las escuelas secundarias privadas (tabla 1).

### Modelo VI

Tal como lo expresa la siguiente ecuación, para la sexta estimación se incorporó el nivel educativo del hogar procurando ser un proxy de origen social. El clima educativo del hogar no

presentó niveles estadísticamente significativos. Tras realizar pruebas estimando un modelo auxiliar con nivel educativo alcanzado y del hogar como variables independientes (tabla 7, anexo I), y observar qué nivel educativo alcanzado es quien mantiene significación, se podría hipotetizar que el nivel educativo alcanzado en los jóvenes estaría absorbiendo el efecto del nivel educativo del hogar (tabla 1.)

$$\text{Log} \left( \frac{P(L_{\text{acceso\_rec}})}{1 - p(L_{\text{acceso\_rec}})} \right) = \beta_0 + \beta_{L_{\text{eggs}}} + \beta_{L_{\text{mujer}}} + \beta_{L_{\text{tamloc}}} + \beta_{L_{\text{recod\_nivel\_edu}}} + \beta_{L_{\text{recod\_inst}}} + \beta_{L_{\text{educ\_hogar}}}$$

## Modelo VII

Para la estimación del último modelo se incorporó la interacción entre ser mujer y clase social, teniendo como hipótesis que las mujeres de clases manuales y no calificadas presenten mayor uso de mecanismos relacionales frente a las clases intermedias y de servicio, siendo ésta última la que el efecto de ser mujer tuviere menor incidencia. Tras la estimación, no se obtuvieron diferencias significativas para el efecto interacción entre ser mujer y clase social por lo que las chances de obtener empleo mediante mecanismos de tipo relacional según clase no se estarían viendo especificadas por género (tabla 1).

$$\text{Log} \left( \frac{P(L_{\text{acceso\_rec}})}{1 - p(L_{\text{acceso\_rec}})} \right) = \beta_0 + \beta_{L_{\text{eggs}}} + \beta_{L_{\text{mujer}}} + \beta_{L_{\text{tamloc}}} + \beta_{L_{\text{recod\_nivel\_edu}}} + \beta_{L_{\text{recod\_inst}}} + \beta_{L_{\text{educ\_hogar}}} + \beta_{L_{\text{mujer}} \cdot \beta_{L_{\text{eggs}}}}$$

**Tabla 1**

```
. estimate table mod1 mod2 mod3 mod4 mod5 mod6 mod7, b (%9.2f) eform star (0.10 0.05 0.01) stat (ll N r2_p)
```

Variable	mod1	mod2	mod3	mod4	mod5	mod6	mod7
L_egg5							
III	1.01	1.03	1.02	0.78	0.80	0.77	0.90
IV	0.85	0.90	0.88	0.74	0.76	0.72	1.00
V & VI	1.19	1.22	1.20	0.81	0.84	0.81	0.65
VII	1.43**	1.45**	1.42**	0.86	0.89	0.85	0.98
L_mujer		0.63***	0.63***	0.70***	0.71***	0.71***	
L_tamloc							
ciudades ..			1.12	1.05	1.11	1.12	1.11
loc men S..			1.04	0.93	1.00	0.99	0.98
L_recod_ni-u							
Bachiller-o				0.75*	0.77	0.76	0.78
Terciario..				0.28***	0.28***	0.28***	0.28***
Terciari..				0.29***	0.28***	0.28***	0.28***
L_recod_in-t							
secundari..					1.25	1.25	1.28
sec. gral..					1.41**	1.44**	1.44**
L_educ_hogar							
medio						1.06	1.07
alto						0.90	0.91
L_mujer							
mujer							0.84
L_egg5#							
L_mujer							
III#mujer							0.71
L_egg5#							
L_mujer							
IV#mujer							0.54
L_egg5#							
L_mujer							
V & VI #							
mujer							1.47
L_egg5#							
L_mujer							
VII#mujer							0.72
_cons	0.77***	0.95	0.91	2.31***	2.02***	2.11***	1.93***
ll	-19479.94	-19290.21	-19280.81	-18480.10	-18433.05	-18421.92	-18357.39
N	2106	2106	2106	2106	2106	2106	2106
r2_p	0.01	0.01	0.02	0.06	0.06	0.06	0.06

legend: \* p<.1; \*\* p<.05; \*\*\* p<.01

Fuente: elaboración propia en base a PISA-L 2012

## Ajustes pos estimación

Tras los ajustes pos estimación, se observa que conforme aumentan en especificación los modelos la función de verosimilitud -likelihood- se aproxima al cero indicando mejoras en los modelos estimados. Lo mismo ocurre en concordancia con el pseudo  $r^2$  en donde sus valores aumentan a medida que se especifica. La mejoría a partir de  $r^2_p$  ocurre a partir del cuarto modelo tomando valor de 0.06 (tabla 2).

Tabla 2

	modelo I	Modelo II	Modelo III	Modelo IV	Modelo V	Modelo VI	Modelo VII
ll	-19479,94	-19290,21	-19280,81	-18480,1	-18433,05	-18421,92	-18357,39
N	2106	2106	2106	2106	2106	2106	2106
$r^2_p$	0,01	0,01	0,02	0,06	0,06	0,06	0,06

Fuente: elaboración propia en base a PISA-L 2012

A partir de ello, se opta por el modelo V el cual adquiere un buen valor sobre la función de verosimilitud -likelihood=-18433.05-, y un  $r^2_p=0.06$ . A partir del sexto modelo, las variables incorporadas en la estimación no adquirieron significaciones estadísticas. Asimismo se presenta el modelo elegido quitando la variable tamaño de localidad la cual no adquirió significación y no estaría teniendo efectos sobre las chances de obtener empleo mediante mecanismos relacionales (tabla 3).

$$\text{Log} \left( \frac{P(L_{\text{acceso\_rec}})}{1 - p(L_{\text{acceso\_rec}})} \right) = \beta_0 + \beta_1 \text{L\_egp5} + \beta_2 \text{L\_mujer} + \beta_3 \text{L\_recod\_nivel\_edu} + \beta_4 \text{L\_recod\_instit}$$

Tabla 3

Iteration 0: log pseudolikelihood = -19580.502						
Iteration 1: log pseudolikelihood = -18444.035						
Iteration 2: log pseudolikelihood = -18441.055						
Iteration 3: log pseudolikelihood = -18441.055						
Logistic regression						
	Number of obs =	2106				
	Wald chi2(10) =	108.89				
	Prob > chi2 =	0.0000				
	Pseudo R2 =	0.0582				
Log pseudolikelihood = -18441.055						
L_acceso_rec	Odds Ratio	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
L_egp5						
III	.8058332	.1361455	-1.28	0.201	.5786749	1.122162
IV	.7637455	.167034	-1.23	0.218	.4974938	1.172491
V & VI	.8433231	.1685918	-0.85	0.394	.5699374	1.247846
VII	.8884418	.154407	-0.68	0.496	.6319667	1.249004
L_mujer	.7152148	.0853953	-2.81	0.005	.5659847	.9037917
L_recod_nivel_edu						
Bachillerato	.7663958	.1312422	-1.55	0.120	.5478836	1.072057
Terciario no universitario	.2799402	.0584655	-6.10	0.000	.1859053	.4215399
Terciario universitario	.2809565	.0557769	-6.39	0.000	.1903944	.4145948
L_recod_instit						
secundaria técnica	1.26131	.216692	1.35	0.177	.900712	1.766271
sec. gral. privada	1.361406	.2003722	2.10	0.036	1.020252	1.816635
_cons	2.110523	.4258164	3.70	0.000	1.421193	3.134205

Fuente: elaboración propia en base a PISA-L 2012

## Simulaciones para casos típicos

Se presentan aquí dos grupos de simulaciones para casos típicos. La primera (tabla 4) simulación se decidió tomando como referencia la teoría utilizada para la investigación, en donde según los antecedentes considerados existen diferencias entre clase social y género en tanto mecanismos de acceso a empleo.

Así, las probabilidades de acceder por mecanismos de tipo relacional al empleo que se corresponde a la clase de profesionales y directivos –I+II-, para las mujeres fue de 0.45 mientras que para los varones fue de 0.53. Para la clase de trabajadores no manuales –III- , la probabilidad de haber accedido al empleo por mecanismos relacionales para las mujeres fue de 0.39 frente a 0.48 para los varones. Para el pequeño empresariado -IV- la relación de las probabilidades fueron 0.38 y 0.46 para mujeres y varones respectivamente. A su vez, las probabilidades de acceder mediante mecanismos relacionales a empleos que se corresponden a la clase manual calificada –V+VI- fue de 0.41 para las mujeres y 0.49 para los varones. Finalmente, para los trabajadores no calificados –VII- la relación de probabilidades fue de 0.42 para mujeres y 0.50 para los varones (tabla 4).

Las diferencias entre varones y mujeres para cada categoría del esquema de estratificación fueron muy similares para todas las categorías teniendo como media de la mencionada diferencia un valor de 0.083.

Tabla 4

```
. mtable, at (L_egg5= (2,3,4,6,7) L_mujer=(1,0)) atmeans statistics(ci) estname(pr_mecanismo)
```

Expression: Pr(L\_acceso\_rec), predict()

	L_egg5	L_mujer	pr_mecanismo	ll	ul
1	2	1	0.450	0.382	0.518
2	2	0	0.534	0.472	0.595
3	3	1	0.398	0.333	0.462
4	3	0	0.480	0.415	0.545
5	4	1	0.385	0.292	0.478
6	4	0	0.466	0.368	0.564
7	6	1	0.408	0.332	0.485
8	6	0	0.491	0.409	0.573
9	7	1	0.421	0.360	0.483
10	7	0	0.504	0.440	0.569

Specified values of covariates

	2.	3.	4.	2.	3.
	L_recod_nivel_u	L_recod_nivel_u	L_recod_nivel_u	L_recod_instit	L_recod_instit
Current	.357	.15	.314	.134	.137

Fuente: elaboración propia en base a PISA-L 2012

Por otro lado, el segundo grupo de simulaciones se construyó partiendo de los resultados de la simulación de modelos en donde el tipo de institución educativa a la que hubieren asistido los jóvenes presentaba diferencias significativas para los tipos de mecanismos de acceso al empleo del año 2012 (tabla 5).

Las probabilidades de acceder por mecanismos de tipo relacional de quienes asistieron a centros de secundaria pública y rurales para mujeres fue de 0.40 mientras que para varones la probabilidad fue de 0.48. Para quienes asistieron a escuelas técnicas, la probabilidad de acceder al empleo mediante capital social fue de 0.45 para mujeres y 0.54 para varones. Finalmente, para los que asistieron a centros educativos privados, la relación de probabilidades fue de 0.47 y 0.55 para mujeres y varones respectivamente (tabla 5).

Las diferencias entre varones y mujeres para cada tipo de institución educativa fueron muy similares entre sí, tomando como media el valor de 0.082.

Tabla 5

```
. mtable, at (L_recod_instit=(1,2,3) L_mujer=(1,0)) atmeans statistics(ci) estname(pr_mecanismo_2)
```

Expression: Pr(L\_acceso\_rec), predict()

	L_mujer	L_recod_instit	pr_mecanismo_2	ll	ul
1	1	1	0.400	0.356	0.444
2	1	2	0.457	0.368	0.545
3	1	3	0.476	0.410	0.542
4	0	1	0.482	0.435	0.529
5	0	2	0.540	0.466	0.615
6	0	3	0.559	0.492	0.626

Specified values of covariates

	3. L_egg5	4. L_egg5	6. L_egg5	7. L_egg5	2. L_reco~u	3. L_reco~u	4. L_reco~u
Current	.256	.0706	.147	.28	.357	.15	.314

Fuente: elaboración propia en base a PISA-L 2012

## Conclusiones

A partir de las estimaciones realizadas mediante regresión logística de la base de datos presentada anteriormente la proporción de mecanismos de mercado frente a los relacionales

fue mayor para todas las categorías de las variables presentadas a pesar de que las diferencias en las proporciones fueran leves. La excepción a ello ocurrió para el caso de los varones en donde primaron los mecanismos relacionales frente a los de mercado para la obtención del empleo del año 2012.

Al considerar el tamaño de localidad de residencia de los jóvenes no se observaron efectos sobre las chances de obtener el empleo al año 2012 en donde no se observaron diferencias significativas para ninguna de las categorías consideradas (Montevideo y área metropolitana, ciudades del resto del país y localidades rurales y menores a 5000 habitantes).

Tras analizar por sexo según lo observado a partir del segundo modelo, se obtuvieron diferencias significativas, rechazando la hipótesis presentada la cual establecía que serían las mujeres quienes accedieran mayormente mediante mecanismos relacionales al empleo, pues el efecto de ser mujer fue negativo tomando un valor de odd ratio de 0.62 en relación a los varones como categoría de referencia.

Al estimar a partir del esquema EGP a cinco categorías, no se obtuvieron diferencias significativas en las chances de haber obtenido el empleo al año 2012 según clase social, salvo para los empleos correspondientes trabajos no calificados, significación que se pierde al continuar especificando el modelo por nivel educativo alcanzado.

Asimismo, tampoco se encontraron diferencias significativas en las chances de ser mujer según las clases del esquema de estratificación, rechazando la hipótesis que establecía que las mujeres de las clases manuales y no calificadas presentarían mayor uso de mecanismos relacionales frente a las clases intermedias y de servicio, y sería en esta última en donde el efecto de ser mujer presentaría menor incidencia.

Respecto al efecto del nivel educativo alcanzado sobre los mecanismos de acceso a empleo, se obtuvo que a mayor nivel educativo menor presencia de mecanismos de tipo relacional lo que concuerda con la hipótesis planteada aprobando la misma.

Finalmente, tras la incorporación del tipo de institución educativa a la que hubieren asistido los jóvenes y su efecto sobre los mecanismos de acceso a empleo, se obtuvo que el haber asistido a una institución privada tiene efectos positivos sobre las chances de obtener empleo mediante mecanismos relacionales, suceso que no ocurre para el resto del tipo de instituciones educativas, por lo que podría concluirse que podría haber un efecto institución sobre los mecanismos de acceso a empleo.

Sin embargo, cuando se estimó incorporando el nivel educativo del hogar no se obtuvieron diferencias significativas aunque podría deberse a que el efecto del mismo es absorbido por el nivel educativo de los propios jóvenes.

Tras realizar los ajustes correspondientes, se obtiene que el modelo que mayor explicaría los efectos sobre las chances de obtener el empleo 2012 mediante mecanismos de tipo relacional incluye la clase social a la que se corresponde el empleo obtenido la cual si bien pierde significación a medida que se especifica se conservará por decisiones teóricas y de control, el sexo, el nivel educativo alcanzado y el tipo de institución educativa al que hubieren asistido los jóvenes.

### **Referencias bibliográficas**

Boado, M (2008) La movilidad social en el Uruguay contemporáneo. IUPERJ-UdelaR

Fernández, T (2009) Abriendo la caja negra, Trayectorias en la educación media superior en el Uruguay. Uruguay desde la Sociología N° VII. Montevideo.

Fernández, T; Boado, M ; Bucheli, M et al. (2013) *Reporte técnico PISA-L 2003-2012*. Universidad de la República. Facultad de Ciencias Sociales.

Filardo, V (coord.); Cabrera, M; Aguiar, S (2010). Segundo Informe de la Encuesta Nacional de Juventud. MIDES, INJU, INFAMILIA. Montevideo.

Hällstern, M; Edling, C; Rydgren, J (2015) The effects of specific occupations in position generator measures of social capital. *Social Networks*. Vol 40. Pp 55-63. Suecia

Lin, N (2000) Inequality in Social Capital. *Duke University. Contemporary Sociology*. Vol.29. N°6. PP 785-795.

Lin, N (2001) *Social Capital. A Theory of Social Structure and Action*. Cambridge University Press.

MIDES-OPP a (2014) *Reporte social: Empleo*. Montevideo

Najarzadeh, R; Soleimani, M; Reed, M (2014) Measuring social capital using the position generator model (A case study of Elite Individuals in Tehran Province- Iran). *International*

Journal of Humanities and Social Science. Vol 4, No 11. Pp 165-177

Rey (2013), El acceso al primer empleo en Uruguay y la incidencia del capital social.

Rey, R. (2014): Desigualdad socioeconómica, educación y capital social. En: Marcelo Boado, (compilador) El Uruguay desde la sociología XII. Universidad de la República, Facultad de Ciencias Sociales

Scott Long & Freese (2001) Regresion models for categorical dependent variables with stata. Stata press. College Station, Texas.

Varekamp, I; Knijn, T; Van der Gaag, M; Bos, P (2015) Social Capital and Job research behaviour of long-term welfare recipients. International Journal of Sociology and Social Policy, Vol. 35 pp 738-755.