



Inserción laboral de los graduados de la UNDeC: efectos sobre los salarios del *mismatch* en educación y calificaciones*

*Job placement of UNDeC graduates:
the effects on income of the mismatches in education and qualifications*

MARILYN ESTEFANI D'ALESSANDRO

Escuela de Economía.

Universidad Nacional de Chilecito, Argentina

marilynestefanid@gmail.com

RESUMEN

Se analizan los efectos que los mismatches en educación y calificaciones tienen sobre la remuneración de los graduados de la Universidad Nacional de Chilecito. Se ajustan regresiones a través de los modelos Probit Ordenado y Regresión por Intervalos. Ambos estimadores ofrecen resultados similares: mayores niveles de matching en calificaciones aumentan la probabilidad de pertenecer a intervalos de ingreso superiores; mientras que el mismatch educativo reduce tal probabilidad, aunque la estimación no es estadísticamente significativa. Ser hombre y tener padres con estudios universitarios también está positivamente correlacionado con una mayor probabilidad de percibir mayores ingresos.

Palabras clave: mismatch; educación; calificaciones; salarios; UNDeC.

Códigos JEL: I26 ; J31.

ABSTRACT

In this paper we look at the effects that the mismatches in education and qualifications have on the income of graduates of the Universidad Nacional de Chilecito (UNDeC). We estimate alternative specifications using Ordered Probit and Interval Regression models. Both estimators offer similar re-

(*) Se agradecen los comentarios de Gabriela Starobinsky, Jorge Leyva y Pedro Moncarz. Todos los errores son responsabilidad del autor.



sults: higher levels of matching in qualifications increase the probability of belonging to higher income intervals; while educational mismatch reduces such probability, although the latter are not statistically significant. Being male and having parents with university education are also positively correlated with a higher likelihood of having higher income.

Keywords: mismatch, education, skills, wages, UNdeC.

Códigos JEL: I26 ; J31.

I. INTRODUCCIÓN

Existe una amplia literatura que intenta explicar el fenómeno por el cual los individuos son asignados en puestos de trabajos para los cuales poseen niveles de educación y calificación distintos a los requeridos, y como se asocia este *mismatch* al nivel de ingresos. En particular, este trabajo se enfoca en dos desajustes entre el sistema de educación superior y el mercado de trabajo: Sobre-educación y Sobre-calificación. Se pretende analizar cómo los distintos grados de *matching* en términos de educación y calificación afectan a los salarios de los graduados de la Universidad Nacional de Chilecito (UNdeC).

Reconociendo la inexistencia de estudios que aborden esta temática para el caso de los egresados de la UNdeC y considerando, además, que la misma es la principal proveedora de mano de obra calificada de la región, la importancia de este trabajo radica en dar a conocer la posible presencia de sobre-educación y sobre-calificación en dicho grupo, y los posibles efectos de ambos fenómenos sobre los salarios. Este estudio realiza un aporte importante que contribuye a conocer la calidad de la inserción laboral de los titulados, lo que resulta pertinente tanto para los graduados como para la propia institución en función del diseño de acciones futuras que contribuyan al conocimiento de la inserción en el mercado de trabajo.

En función de los hallazgos teóricos y empíricos que presenta la literatura, se pretende verificar la hipótesis que mayores grados de *match*, tanto educativo como en términos de calificación, están asociados a mayores salarios. Además, se plantean hipótesis secundarias respecto al efecto esperado de las variables de control sobre los ingresos.

El análisis se lleva a cabo mediante la estimación de una Ecuación de Mincer extendida, la cual busca explicar la tasa salarial como función de características de los individuos, y controlar por la influencia de los posibles *mismatches* en términos de educación y calificaciones. En primer lugar, se ajusta una regresión a través del modelo Probit Ordenado (PO), el cual se adapta a la naturaleza ordinal de la variable dependiente. En segundo lugar, con el propósito de corroborar la robustez de los resultados se trabaja con el modelo de Regresión por Intervalos (RI).

Entre los resultados obtenidos se observa que las variables Edad, Educación de los padres, Formalidad laboral y Horas trabajadas, tienen un efecto positivo sobre los ingresos de los graduados. En relación al comportamiento de las variables de interés se obtiene que mayores niveles de *matching* para las variables Correspondencia (entre calificaciones adquiridas y requeridas) e Incumbencia (entre la ocupación y la formación de grado) disminuyen la probabilidad de ubicarse en los intervalos de ingresos más bajos y aumentan la probabilidad de pertenecer a aquellos más altos. Respecto a los desajustes educativos, los coeficientes sugieren que el *mismatch* educativo reduce la probabilidad de pertenecer a intervalos superiores de ingresos, mientras que aumentan la probabilidad de ubicarse en intervalos más bajos, aunque estos resultados son no significativos. Finalmente, el ejercicio de robustez, en general, apoya los resultados obtenidos cuando se utiliza el estimador PO.

Más allá de ciertas limitaciones técnicas del análisis realizado, como la construcción de medidas de desajustes de carácter subjetivo, en función de la opinión del graduado, y no de carácter objetivo, es importante considerar que este trabajo representa un aporte para la UNDeC y el medio en el que está inserta, no sólo en función de la generación de información hasta ahora inexistente, sino que también a nivel nacional se observa que no existe una cultura extendida dirigida a realizar un seguimiento de los graduados universitarios.¹

1. Una experiencia reciente es el sistema SIU-Kolla establecido por la Secretaría de Políticas Universitarias en conjunto con el Sistema Universitario Nacional Público. El Sistema SIU-Kolla es una herramienta que permite realizar encuestas on-line a graduados, con el objetivo de obtener información sobre su inserción profesional, su relación con la universidad, el interés por otros estudios, etc. Hasta el momento, su implementación es bastante heterogénea entre las Universidades Nacionales.

El trabajo se organiza de la siguiente manera: la sección II explica el marco teórico con los antecedentes internacionales de la temática. La sección III describe los datos utilizados. La sección IV resume los diferentes modelos y técnicas de estimación, que luego se aplican en el análisis empírico cuyos resultados se presentan y discuten en la sección V. Por último, la sección VI contiene las conclusiones del estudio.

II. MARCO TEÓRICO

Dentro del marco de la Economía de la Educación y en relación al mercado laboral, existe un amplio cuerpo de literatura que examina la incidencia y efectos del *mismatch* entre las características de un individuo y aquellas requeridas por el puesto de trabajo; en particular dos aspectos han atraído a una importante parte de la literatura, la sobre-educación y la sobre-calificación, y su influencia sobre los salarios.

McGuinness (2006) define la sobre-educación como el fenómeno que se observa cuando un individuo posee un nivel educativo superior al requerido por su empleo. En cambio, la sobre-calificación, según la definen Sánchez y McGuinness (2011), implica un desajuste entre las calificaciones y/o habilidades relacionadas a la educación formal e informal o a la habilidad innata, con los requerimientos de calificaciones del puesto de trabajo. Ambos fenómenos, señala McGuinness (2006), reflejan un desajuste en el mercado de trabajo y son costosos para la economía, ya que a nivel macroeconómico el bienestar nacional es menor de lo que sería en el caso que las habilidades de los individuos fuesen utilizadas correctamente, además de los potenciales efectos negativos sobre el individuo, tanto en términos de sus ingresos como de su realización personal.

Desde el punto de vista de la Teoría del Capital Humano, los salarios siempre igualan al producto marginal del trabajador, que a su vez está determinado por el nivel de capital humano acumulado, ya sea como educación formal o como entrenamiento en el trabajo. De acuerdo a esta teoría, los ingresos no son afectados por los requerimientos de un trabajo en particular. En cambio, el Modelo de Competencia Laboral sugiere que las características del trabajo son las que determinan los ingresos (McGuinness, 2006). En base a estas dos teorías, Bauer (2002) analiza los efectos del desajuste educacional sobre los salarios para el caso de Alemania. Mediante la aplicación

de técnicas de datos de panel estima dos modelos. En el primero, siguiendo a Verdugo y Verdugo (1989), la tasa salarial es explicada por los años de educación alcanzados; añadiendo dos variables dummies para reflejar si el individuo es sobre-educado o si es sub-educado, y por un conjunto de variables de control. Bajo esta especificación, los individuos con desajuste educacional se comparan con individuos con el mismo nivel de educación, siendo en este último caso el requerido por el trabajo. En la segunda especificación, y siguiendo a Duncan y Hoffman (1981), se descompone al nivel educativo, medido en años, entre los años de educación adecuada, de exceso o de déficit. En este caso, la comparación tiene lugar entre trabajadores con desajustes educativos y aquellos con la misma ocupación pero con la educación adecuada. Entre los hallazgos para la primera especificación se destaca que los hombres sobre-educados ganan un 10,6% menos que aquellos con igual nivel educativo pero que no son calificados como sobre-educados, y este porcentaje aumenta al 15,1% en el caso de las mujeres. En función del segundo modelo, se obtiene que el retorno de los años de educación requerida es mayor al retorno de los años de educación alcanzados.

Otro marco teórico que sirve para el análisis son los Modelos de Asignación. Según McGuinness (2006) estos modelos subrayan que la elección del puesto o sector crea un paso intermedio entre las características de los individuos y sus ingresos. La maximización de la renta guía a los trabajadores a elegir un trabajo particular sobre otros. Por lo tanto, los altos salarios de los trabajadores con ciertas características juegan un rol asignativo en la economía, en lugar de ser simplemente recompensas por la posesión de características particulares. Los trabajadores que se encuentran en un sector o puesto particular no se distribuyen aleatoriamente, sino sobre la base de las elecciones que hacen para maximizar su ingreso o utilidad. Con el fin de explicar adecuadamente los cambios en la distribución de ingresos se debe considerar tanto las características individuales como las del puesto de trabajo. Bajo este marco, la sobre-educación es totalmente consistente con la interpretación de la asignación, sugiriendo que el producto marginal y, por lo tanto, los ingresos dependerán en cierta medida tanto del individuo como del puesto de trabajo, y, además, que los requerimientos del trabajo imponen un techo a la productividad/ingresos que impide ganar un salario igual a su producto marginal.

McGuinness y Bennett (2007) estudian el caso de los graduados de Irlanda del Norte, explorando la incidencia de la sobre-educación para indi-

viduos con niveles particulares de capacidad, representados por su posición dentro de la distribución salarial de graduados. Para evaluar en qué medida el impacto de la sobre-educación varía a lo largo de la distribución salarial se estima una ecuación de ingresos, distinguiendo entre género, mediante regresiones por cuantiles. Los resultados sugieren que los hombres graduados con habilidad baja y media son clasificados como sobre-educados y sufren una penalización salarial en relación a los que no lo son. Para ambos géneros, los resultados apoyan la interpretación de la asignación del mercado de trabajo. Los autores resaltan la importancia de controlar por la heterogeneidad de habilidades no observada, con el fin de evitar exagerar los impactos salariales de este fenómeno. Por su parte, Dolton y Silles (2008), basándose en la Teoría de la Movilidad Ocupacional, la cual sugiere que si los déficits de habilidades pueden corregirse con la experiencia o la formación en el trabajo, la sobre-educación será eliminada con el tiempo, examinan los determinantes de la sobre-educación y sus impactos en los ingresos laborales para graduados del Reino Unido, por medio de dos mediciones subjetivas de sobre-educación. Por un lado, la sobre-educación se mide en función de las calificaciones requeridas para acceder al trabajo (*get*), y, por otro, en función de las calificaciones necesarias para hacerlo (*do*). De acuerdo a los resultados, el estimador de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) indica una penalización salarial asociada a la sobre-educación de 23% cuando es medida por *get*, y de 16% cuando es medida por *do*.

La mayoría de la evidencia empírica que analiza los efectos de la sobre-educación sobre el retorno al trabajo se realiza en el marco de una selección única. Por ello resulta interesante considerar el análisis de Cutillo y Di Pietro (2006), que adoptan un enfoque de doble selección, pues consideran dos decisiones básicas del individuo, la decisión de trabajar y la elección de la ocupación. Para esto, construyen un modelo que utiliza el estimador de Heckman. El Modelo de Selectividad Bivariada consiste en dos ecuaciones simultáneas, una de elección binaria para estimar la decisión de trabajar o no trabajar, y otra de resultado binario, “estar sobre educado” o “estar educado apropiadamente”. Las ecuaciones estimadas analizan los factores que influyen en la decisión de trabajar o no, los determinantes de la sobre-educación, y de los ingresos para los trabajadores sobre-educados y educados apropiadamente. Respecto a los factores explicativos se consideran, al igual que en Dolton y Silles (2008), un conjunto de características personales, educativas y laborales. Además, se incluyen variables de familia

y compromisos personales como variables instrumentales, las cuales son excluidas de la ecuación de ingresos. Los principales resultados son consistentes con la evidencia en cuanto a que los trabajadores sobre-educados ganan menos que sus pares con educación adecuada. Segundo, la diferencia salarial entre sobre-educados y trabajadores educados apropiadamente es significativamente mayor cuando se utiliza el enfoque de doble selectividad que cuando se emplea el estimador de MCO. La principal causa por la cual la técnica de MCO subestima significativamente la penalización salarial asociada con la sobre-educación parece ser el sesgo introducido por la endogeneidad de la sobre-educación.

En cuanto a los estudios que buscan explicar el fenómeno de la sobre-calificación y sus efectos sobre los ingresos, Green y McIntosh (2007) parten de la explicación de la sobre-calificación que brinda la teoría del Capital Humano, de acuerdo a la cual aquellos individuos que aparentemente son sobre-calificados, realmente no lo son, porque no todos los aspectos de su capital humano son observados. El objetivo es explicar por qué algunos individuos son, o parecen estar sobre-calificados para el trabajo que realizan y, además, examinar lo que sucede con las penalizaciones y primas salariales, una vez que se controla el grado de sobre/sub-capacitación. Por medio de un modelo Probit se estiman los efectos marginales de las diversas variables explicativas sobre la probabilidad de estar sobre-calificado. Los resultados revelan que las características del trabajo están estrechamente relacionadas con estar sobre-calificado, y parecen dominar a las características de los individuos, con excepción de la variable edad, que sugiere que los trabajadores con edades medias tienen menor probabilidad de encontrarse sobre-calificados que los jóvenes y los adultos. Al examinar lo que sucede con las penalizaciones y primas salariales, una vez que se controla por el grado de sobre/sub-capacitación, los resultados revelan que la caída asociada a la sobre-calificación no es estadísticamente significativa, lo que sugiere que la razón de la penalización salarial no es que las habilidades están siendo subutilizadas, al menos en un grado significativo.

Partiendo del mismo enfoque teórico, Brynin y Longhi (2009) analizan la incidencia y el impacto en los salarios de la sobre-calificación para el caso de cuatro países europeos (Inglaterra, Alemania, Italia y Noruega). Esta investigación se basa en la Teoría del Capital Humano, que sugiere que no se espera que las personas inviertan en educación si no pueden usarla

correctamente, y en la Teoría de la Habilidad Heterogénea dentro del nivel de calificación, según la cual un déficit en educación formal puede ser equilibrado con habilidades superiores o experiencia laboral. Como en los casos anteriores, el impacto de la sobre-calificación sobre el retorno al trabajo se estima por medio de una ecuación de salarios a la Mincer modificada, donde el logaritmo del salario por hora es explicado por un vector de características individuales y un conjunto de variables dummies definidas para cualquier combinación de calificaciones reales y requeridas. Excepto para Alemania, se obtiene que un graduado con la calificación adecuada gana más que un graduado sobre-calificado. Por otro lado, excepto para el caso de Noruega, alguien con una calificación escolar superior adecuada gana más que alguien sobre-calificado con el mismo nivel educativo.

Los trabajos hasta ahora referidos analizan de manera separada la incidencia de la sobre-educación y la sobre-calificación sobre los retornos al trabajo, sin embargo ambos fenómenos pueden ser estudiados en conjunto, para hacer una comparación sobre sus respectivos impactos sobre los salarios. Allen y Van den Velden (2001) examinan la relación entre la correspondencia de educación y trabajo, y la utilización de habilidades individuales. Partiendo de la Teoría de Asignación del Mercado de Trabajo, la cual indica que el principal factor limitante de la productividad son las propias habilidades del individuo, especifican un modelo con ambos desajustes, educativos y de habilidades, para determinar el efecto neto de cada clase de desajuste luego de controlar los efectos de otros determinantes. Ambos desajustes tienen un efecto significativo sobre los salarios. Sin embargo, la mitad de los efectos de la subutilización de habilidades desaparecen cuando se tienen en cuenta los desajustes educativos. Sólo una pequeña proporción de los efectos sobre los salarios son considerados por los desajustes de habilidades, aunque presentan un efecto negativo sobre los salarios. Por otro lado, los desajustes educativos afectan fuertemente a los salarios.

En relación a los costos que implican los desajustes educativos y de habilidades, Sánchez y McGuinness (2011) enfocan su investigación en un intento de cuantificar la proporción de las penalizaciones de ingresos de los sobre-calificados que pueden atribuirse al desajuste de las competencias de habilidades individuales. El análisis econométrico, por medio de modelos de MCO y Probit, parte de una especificación básica incluyendo sólo controles para desajustes en el primero y el actual empleo, antes de adicionar los com-

ponentes principales y las variables de desajuste de habilidades individuales para permitir una evaluación de la sensibilidad de la penalidad general ante estos efectos. Luego se aplica un análisis de Componentes Principales, una técnica estadística para tomar datos de una dimensión mayor y, usando la dependencia entre variables, representar estos en un conjunto de datos de menor dimensión sin ninguna pérdida de información. Con respecto a las variables claves de desajuste se incluyen medidas de desajuste de educación y de habilidad, ambos medidos subjetivamente dentro de los datos, comparando las habilidades adquiridas con su nivel de utilización en el lugar de trabajo. En línea con los resultados de Allen y Van den Velden (2001), los resultados muestran que la penalidad salarial de la sobre-educación es mucho más sustancial que la de la sobre-calificación. Los trabajadores sobre-educados ganan un 29% menos que aquellos trabajadores con un *matching* correcto, mientras que los trabajadores sobre-calificados ganan 5.6% menos que los trabajadores que manifestaron utilizar en forma completa sus habilidades.

Los antecedentes empíricos mencionados permiten realizar una selección de las principales teorías que están en línea con el tema de estudio de la presente investigación. En resumen, para el caso de la incidencia de la sobre-educación, la Teoría del Capital Humano sugiere que el factor determinante del nivel de ingresos es el propio capital humano acumulado, ya sea como educación formal o entrenamiento en el trabajo; mientras que de acuerdo al Modelo de Competencia Laboral, el factor determinante son las características del trabajo. En una postura intermedia, los Modelos de Asignación señalan que la elección de un puesto de trabajo en base a la idea de maximización de la renta hace que los ingresos dependan no sólo de las características del individuo, sino también de las del trabajo. Por otra parte, la Teoría del Capital Humano postula que la posible presencia de sobre-calificación puede tener lugar porque no todos los aspectos del capital humano son observados.

Finalmente, cabe mencionar que para el caso de Argentina la evidencia es bastante escasa, correspondiendo a un análisis de índole básicamente descriptivo sobre diferentes características de la inserción laboral de graduados de ciertas universidades y carreras. A modo de ejemplo se puede mencionar a Espínola, et al. (2006) que realizan un estudio para graduados de Medicina, y Lockett, et al. (2000) que analizan la situación laboral de graduados de la Facultad de Odontología, ambas para el caso de la Uni-

versidad Nacional del Nordeste. También, cabe mencionarse el trabajo de la Oficina de Aseguramiento de la Calidad de la Universidad Nacional de Río Negro por medio del cual se llevó a cabo un relevamiento laboral de los primeros graduados de dicha Universidad, y el informe de la Dirección de Vinculación con el Graduado Universitario de la Universidad Nacional de La Plata que examina la trayectoria laboral y competencias profesionales de los graduados de dicha unidad académica.

II. DATOS

Los datos utilizados para el análisis econométrico provienen de la encuesta realizada en el marco del proyecto FiCyT 2012 “Sobre-educación, satisfacción laboral e ingresos de los graduados de la Universidad Nacional de Chilecito”.

El relevamiento se llevó a cabo a través de una encuesta que releva información sobre las características personales, académicas y laborales del individuo. Para determinar la existencia de sobre-educación y sobre-calificación en los graduados de la UNdeC, se incluyen en el cuestionario preguntas acerca de la relación entre la formación de grado adquirida en la UNdeC y el trabajo que realiza; el grado de correspondencia de las calificaciones obtenidas y las requeridas por el trabajo; los requisitos de calificación laboral necesarios para realizar el trabajo, entre otras. Tales preguntas, con respuestas categóricas, conforman medidas subjetivas de sobre-educación y sobre-calificación.

La recolección de datos se realizó en dos etapas; en la primera, se envió el formulario vía correo electrónico a las direcciones de correo de los graduados provistas por la Oficina de Bedelía de la UNdeC. Durante este primer periodo (octubre-noviembre de 2014), se obtuvieron 156 respuestas. Debido a que algunas de estas presentaron algún tipo de inconsistencia, se decidió pasar a una segunda etapa de recolección a través de entrevistas personales, con el fin de eliminar las inconsistencias y aumentar el número de respuestas. Esta segunda etapa tuvo lugar durante los meses de enero a junio de 2015, obteniéndose 77 respuestas adicionales. Si bien en un principio la intención fue encuestar al total de la población de graduados, al finalizar la etapa de relevamiento de campo se obtuvo una tasa de respuestas del 48% sobre un total de 484 individuos. Del total de personas encuestadas el 35%

corresponde al género masculino y el 65% restante al femenino.

En cuanto a la tasa de respuestas por Escuela, la Tabla 1 reporta que la Escuela de Ciencias Biológicas alcanza la mayor tasa de respuestas (80%), correspondiéndole a esta escuela el menor número de egresados (5). Por el contrario, a la Escuela de Derecho que tiene el número más alto de graduados (111), le corresponde la segunda menor tasa de respuestas (39%) después de la Escuela de Comunicación (38%). Para el resto de Escuelas se obtuvieron tasas de respuesta superiores al 40%.

Tabla 1: Totales y Tasas de respuesta por Escuela. Año 2013

Escuela	Total	Tasa de Respuesta
Ciencias Biológicas	5	80%
Economía	39	74%
TICs.	31	71%
Agronomía	33	64%
Desarrollo Local	43	51%
Educación	147	42%
Pregrado	54	41%
Derecho	111	39%
Comunicación	21	38%

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Bedelía de la UNDeC.

IV. MARCO EMPÍRICO

Con el objetivo de cuantificar los efectos de los desajustes de educación y calificación sobre los ingresos se estima una ecuación de salarios *à la* Mincer, la cual busca explicar las diferencias salariales en función de características personales del graduado (edad, género, estado civil y nivel educativo de los padres), académicas (tipo de carrera) y laborales (formalidad laboral, sector de actividad, antigüedad y horas trabajadas).

Para ello, se ajustan distintas regresiones adicionando variables que controlan por los dos fenómenos que se buscan estudiar: sobre-educación y sobre-calificación. En particular, para el caso del desajuste educativo, se trabaja con una variable que identifica tres posibles situaciones: sub-educado, correctamente educado, y sobre-educado. Esta variable se construye en función de los requerimientos del trabajo (formación profesional, técnica,

operativa, y sin formación) y la descripción de las actividades desarrolladas por los encuestados. En cuanto al desajuste en calificaciones se trabaja con tres variables, una que mide el grado de correspondencia entre las calificaciones adquiridas durante los estudios universitarios y las requeridas por el trabajo, una segunda variable controla por la relación entre la ocupación con el área de incumbencia de la formación de grado, mientras que la tercera variable busca identificar el uso que se hace en el trabajo de los conocimientos adquiridos durante los estudios universitarios. Es importante señalar que las diferentes variables han sido construidas a partir de valoraciones subjetivas de los encuestados, y no en base a criterios de carácter objetivo.²

Del total de la muestra se trabaja únicamente con los individuos asalariados, y debido a que una mayoría de los encuestados optaron por indicar el nivel de ingresos promedio mensual por intervalos, la variable dependiente a utilizar está categorizada en 9 intervalos de ingresos, ordenados de menor a mayor.³

Dada la naturaleza ordinal de la variable que se busca explicar, pero la cual tiene un ordenamiento natural, es decir mayores valores se asocian a “mejores” resultados, en un primer lugar se ajusta una regresión a través del modelo PO, que, además de ser adecuado para el caso de variables dependientes discretas, explotan la información que provee el orden o ranking que la misma posee, mientras que los valores que la misma adopta son irrelevantes. Siguiendo a Albarrán Pérez (2010), sea una variable latente:

$$y_i^* = x_i' \beta + \mu_i$$

La variable categórica se observa según y_i^* cruza secuencialmente determinados umbrales:

$$y_i = r, \quad \text{si } \alpha_{r-1} < y_i^* \leq \alpha_r, \quad r = 1, \dots, m$$

$$\text{donde } \alpha_0 = -\infty \quad \text{y} \quad \alpha_m = \infty$$

2. Para el caso del *mismatch* en calificaciones se utilizaron las preguntas D.2, D.4 y D.5 del Cuestionario a los Graduados de la UNdeC, mientras que para el *mismatch* en educación se utilizaron las preguntas D.6 y D.7.C. El cuestionario está disponible en la versión digital en la edición de la presente revista.

3. El intervalo más bajo corresponde a ingresos mensuales inferiores a \$3000 pesos argentinos, mientras que el más alto corresponde a aquellos que declararon ingresos de \$10000 o superiores. Para todos los intervalos intermedios se trabaja con un rango de \$1000.

La probabilidad de cada alternativa está dada por:

$$\begin{aligned} \Pr(y_i = r) &= \Pr(\alpha_{r-1} < y_i^* \leq \alpha_r) \\ &= \Pr(\alpha_{r-1} < x_i' \cdot \beta + \mu_i \leq \alpha_r) \\ &= \Pr(\alpha_{r-1} - x_i' \cdot \beta < \mu_i \leq \alpha_r - x_i' \cdot \beta) \\ &= F(\alpha_r - x_i' \cdot \beta) - F(\alpha_{r-1} - x_i' \cdot \beta) \end{aligned}$$

La función de distribución acumulada $F(\bullet)$ depende del supuesto sobre el término de error. Si μ_i sigue una distribución normal estándar $\mu_i \sim N(0,1)$, se tiene el modelo PO con $F(\bullet) = \Phi(\bullet)$, donde $\Phi(\bullet)$ es la función de distribución acumulada de la normal estándar.

Dada la especificación no lineal que relaciona a la variable dependiente con las variables explicativas, y la naturaleza no cardinal de la variable dependiente, los coeficientes estimados no pueden ser interpretados como los estimadores de los efectos de las variables explicativas sobre las probabilidades de observar las diferentes categorías de la variable dependiente, así como tampoco indican necesariamente la dirección de la relación entre el valor de la variable explicativa y dichas probabilidades, con las excepciones de las categorías inferior ($r=1$) y superior ($r=m$) de la variable dependiente, es decir, un β_j positivo (negativo) no conduce necesariamente a un efecto positivo (negativo) sobre la probabilidad de observar una determinada realización de la variable dependiente. Es necesario entonces calcular el efecto marginal para cada una de las categorías de la variable explicada que tiene una determinada variable explicativa x_j , el cual no sólo no es constante a lo largo del rango de x_j e y , sino que también es función de los valores de las demás variables explicativas x_h para $h \neq j$. En particular, el efecto marginal sobre la probabilidad de que se observe el valor r para la variable dependiente de un cambio en una determinada variable explicativa x_j , viene dado por:

$$\partial \Pr(y_i^* = r | x_{ij}) / \partial x_{ij} = [F'(\alpha_r - x_i' \cdot \beta) - F'(\alpha_{r-1} - x_i' \cdot \beta)] \cdot \beta_j$$

4. En cambio, si μ_i sigue una distribución logística, se tiene el modelo Logit ordenado con $F(\bullet) = \Lambda(\bullet)$, donde $\Lambda(\bullet)$ es la función de distribución acumulada de la logística estándar. La utilización del modelo Logit Ordenado arroja resultados cualitativamente similares a los aquí reportados.

5. Los coeficientes β_j reflejan los efectos de las variables explicativas sobre la variable latente y_i^* .

Es así que el efecto marginal es la pendiente de la curva que relaciona a x_{ij} con $\Pr(y_i^* = r|x_{ij})$, manteniendo todas las demás variables constantes (Albarrán Pérez, 2010). Dado que este efecto marginal depende de los niveles de todas las variables, lo más común es evaluarlo en los valores medios de las demás variables. Para el caso de las variables explicativas que aquí interesan, dado su carácter dicotómico, los efectos marginales miden, *ceteris paribus*, el cambio en la probabilidad de observar una determinada realización de la variable dependiente, cuando la variable explicada cambia de la categoría base o de referencia a otra categoría particular. Por ejemplo, para el caso de la variable que mide el grado de incumbencia entre la ocupación y la carrera de grado estudiada, la cual puede asumir tres valores o categorías (0=No tiene; 1=Parcial, 2=Total), se procede a generar dos variables dicotómicas que corresponden a las categorías 1 y 2, respectivamente, siendo la categoría 0 la de referencia o base. Entonces, el efecto marginal, para cuando $y_i^* = r$, para la variable que corresponde a la categoría 1 (categoría 2) mide el cambio en la probabilidad de observar $y_i^* = r$ cuando se pasa de la categoría base (0=No tiene) a la categoría 1 (categoría 2).

A efectos de chequear la robustez de los resultados obtenidos mediante el modelo PO, se trabaja también con el modelo de RI (StataCorp, 2013). En este caso, se ajusta un modelo en el cual la variable dependiente puede asumir dos valores: $y = [y_1, y_2]$. En particular, para cada observación y puede adoptar la forma de un intervalo con datos censurados por izquierda y/o derecha, así como también valores puntuales. En función de los datos que se disponen, se tienen 4 situaciones:

a) Aquellos que no declararon un ingreso determinado, y seleccionaron el intervalo que corresponde a un ingreso menor a \$3000. En este caso, la variable y_1 asume un valor desconocido (*missing*), mientras que la variable y_2 asume el valor 3000.

b) Aquellos que no declararon un ingreso determinado, y seleccionaron el intervalo que corresponde a un ingreso de \$10000 o más. En este caso, la variable y_1 asume el valor 10000, mientras que la variable y_2 asume un valor desconocido (*missing*).

c) Aquellos que declararon un determinado intervalo de ingresos diferente de los correspondientes a los casos a) y b) anteriores. En este caso, la

variable y_1 asume como valor el límite inferior del intervalo, mientras que la variable y_2 asume como valor el límite superior.

d) Cuando el encuestado declaró un valor determinado de ingreso, se tiene $y_1 = y_2$ igual al ingreso declarado.⁶

La RI es un estimador apropiado cuando se sabe en qué intervalo cae cada observación de la variable bajo análisis, pero no se conoce el valor exacto que asume cada observación. Así, una ventaja de la RI en relación al modelo PO es que la estimación hace uso no sólo del carácter ordinal de la variable dependiente, sino también de sus magnitudes.

Para el caso del presente trabajo se tienen datos sobre los rangos de ingresos, donde para los intervalos extremos los datos son censurados por izquierda (el intervalo más bajo) o por derecha (el intervalo más alto), para los demás intervalos las observaciones son censuradas tanto por izquierda como por derecha. Finalmente, para aquellos casos donde se declaró un determinado ingreso se tiene un valor puntual.

Para el caso de la RI se trabaja con el logaritmo natural de la variable dependiente, de forma que los coeficientes estimados que corresponden a las diferentes variables explicativas se pueden interpretar como elasticidades cuando para estas últimas también se trabaja con el logaritmo natural. En el caso de las variables de interés para esta investigación, dado el carácter dicotómico de las mismas, los coeficientes estimados miden, *ceteris paribus*, la semi-elasticidad del ingreso cuando se pasa de la categoría base o de referencia a otra categoría particular.

En resumen, se estiman los siguientes modelos:

(1) Probit ordenado

$$p_{ij} = \Pr(y_j = i) = \Pr(k_{i-1} < x_j \beta + u_i < k_i) = \Phi(k_i - x_j \cdot \beta) - \Phi(k_{i-1} - x_j \cdot \beta)$$

(2) Regresión por intervalos: $\ln(y_j) = x_j \cdot \beta + u_j$

donde para $j \in C$, y_j es un valor puntual observado del ingreso del individuo j ; para $j \in L$, y_j está censurada por izquierda, sabiéndose que y_j es igual

6. En todos los casos, al momento de las estimaciones se trabaja con el logaritmo natural de y_1, y_2 .

o menor a y_{Lj} ; y para $j \in R$, y_j está censurada por derecha, sabiéndose que y_j es igual o mayor a y_{Rj} . Finalmente, para $j \in I$, y_j se ubica en el intervalo $[y_{Lj}, y_{2j}]$.

En todos los casos, x_j es un vector de variables explicativas, trabajándose con el mismo conjunto de variables explicativas (ver Tabla 2) para los dos estimadores.

V. RESULTADOS

En esta sección se presentan y discuten los resultados que surgen de la aplicación de los dos estimadores antes descriptos. En función de la evidencia presentada en la Sección II, en la cual se llevó a cabo una breve reseña del marco teórico en el que se enmarca el presente estudio, se plantea la siguiente hipótesis primaria:

- Mayores grados de *matching* entre la educación adquirida durante la formación universitaria y la requerida por el puesto de trabajo, y entre las calificaciones adquiridas por el individuo y las requeridas por el trabajo, se asocian a mayores niveles de ingresos laborales.

Además se plantea un conjunto de hipótesis secundarias acerca de los posibles efectos de las variables de control sobre los ingresos laborales de los graduados:

- Una mayor edad se asocia a mayores salarios.
- La distinción por género implica una prima salarial a favor del hombre.
- Un mayor nivel educativo de los padres se refleja positivamente sobre los salarios.
- La formalidad laboral afecta positivamente a los salarios, en comparación al empleo informal.
- Tipo de carrera: se espera que carreras de mayor jerarquía (duración) debieran asociarse a mayores salarios.
- Respecto al sector de actividad, no hay a priori una expectativa de comportamiento, ya que existe una gran heterogeneidad dentro de cada sector (Público y Privado) en lo que se refiere a los tipos de trabajos.

Tabla 2: Codificación de Variables Explicativas

Variable	Codificación
Edad	En años
Género	Mujer = 0 Hombre = 1
Estado civil	Divorciado /separado /soltero = 0 Casado/unido = 1
Nivel educativo de padres	Universitarios incompletos o menos = 0 Universitarios completos = 1
Formalidad laboral	Informal = 0 Formal = 1
Sector de Actividad	Privado = 0 Público Municipal / Provincial = 1 Público Nacional = 2 Universidad = 3
Antigüedad	Intervalos (en años) Menos de 2 = 0 Entre 2 y 5 = 1 Entre 5 y 10 = 2 Más de 10 = 3
Horas promedio trabajadas	Intervalos (en horas semanales) Hasta 20 horas = 0 Desde 21 a 40 = 1 Más de 40 = 2
Match calificaciones: Incumbencia (relación de la ocupación con el área de incumbencia de la formación de grado)	No tiene = 0 Parcial = 1 Total = 2
Match calificaciones: Correspondencia (correspondencia entre las calificaciones adquiridas durante su formación de grado y las calificaciones requeridas por el trabajo)	Muy bajo = 0 Bajo = 1 Medio-Bajo = 2 Medio = 3 Medio-Alto = 4 Alto = 5 Muy alto = 6
Match calificaciones: Uso de conocimientos (uso o aplicación en el trabajo de los conocimientos adquiridos durante la formación de grado)	Nunca = 0 Casi nunca = 1 Esporádicamente = 2 Casi siempre = 3 Siempre = 4
Match Educación	Educado correctamente = 0 Sub-educado = 1 Sobre-educado = 2

Nota: todas las categorías numeradas con cero corresponden a la categoría que se utiliza como base o referencia.

Fuente: Elaboración propia.

- Una mayor cantidad de horas trabajadas debería relacionarse positivamente con los ingresos.
- Se espera que una mayor antigüedad en el trabajo se corresponda con mayores salarios.

Antes de proceder a la discusión de los resultados, se presentan de manera breve algunas estadísticas descriptivas de la situación laboral de los 158 graduados considerados en el análisis econométrico, específicamente para aquellas variables que constituyen el objetivo principal del estudio.

Si se considera la distribución de los graduados de acuerdo a los intervalos de ingresos se tiene que, si bien el mayor porcentaje de titulados se ubica en el intervalo superior correspondiente a la escala de \$10000 o más, existe una alta participación en intervalos de ingresos medios bajos y medios altos. El resto de las observaciones se concentran entre los niveles bajos, medios y altos (ver Tabla 3).

Respecto a las medidas subjetivas de desajustes tanto educativo como en calificación, la Tabla 4 reporta su distribución. Del total de la muestra un 20,8% de los graduados declaró estar *sub-educados*, casi un 25% manifestó estar *sobre-educado*, mientras que más del 50% consideró tener la educación adecuada para su puesto de trabajo.

En cuanto a la relación de la ocupación con el área de incumbencia de su formación de grado, el mayor porcentaje (66.7%) corresponde a graduados que manifestaron la existencia de una *relación total*, el 25.4% declaró una *relación parcial* entre su formación académica y su ocupación, mientras que sólo un 7.9% señaló que no había relación alguna.

En relación al grado de correspondencia entre las calificaciones adquiridas durante su formación de grado, y aquellas requeridas por el trabajo, se observa que casi el 69% declaró un grado de correspondencia *Medio-alto/Alto/Muy-alto*, poco más del 18% indicó un nivel *Medio*, mientras que un 12.6% manifestó un grado de correspondencia *Muy-bajo/Bajo/Medio-bajo*.

Por último, al indagar por la frecuencia de uso de conocimientos adquiridos en la formación académica en el desempeño diario de su trabajo, más del 75% de los consultados seleccionó la alternativa *Casi siempre/*

Tabla 3: Distribución de ingresos promedio mensual

Ingresos promedio mensual	%
Menos de \$3000	7.6
Desde \$3000 y menos de \$4000	4.9
Desde \$4000 y menos de \$5000	15.3
Desde \$5000 y menos de \$6000	12.6
Desde \$6000 y menos de \$7000	8.2
Desde \$7000 y menos de \$8000	8.7
Desde \$8000 y menos de \$9000	12.6
Desde \$9000 y menos de \$10000	8.7
\$10000 o más	21.4

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 4: Match en educación y calificación entre los graduados de la UNdeC

Variables	%
Match en Educación	
Sub-educado	20.8
Correctamente-educado	54.6
Sobre-educado	24.6
Match de Calificaciones	
Incumbencia	
No tiene	7.9
Parcial	25.4
Total	66.7
Correspondencia	
Muy bajo/Bajo/Medio-Bajo	12.6
Medio	18.6
Medio-Alto/Alto/Muy alto	68.8
Usos de conocimientos	
Nunca/Casi nunca	6.6
Esporádicamente	17.5
Casi siempre/Siempre	75.9

Fuente: Elaboración propia.

Siempre, el 17.5% declaró una aplicación *Esporádica*, mientras que el resto optó por la opción *Nunca/Casi nunca*.

De acuerdo a los porcentajes presentados se puede concluir que, aparentemente, no se observa un importante problema de desajuste tanto en educación como en calificaciones de individuos frente a sus puestos de trabajo. Principalmente para el caso de la calificación, ya que se obtienen altos niveles de *matching* para las tres variables analizadas.

En la Tabla 5 se muestran las estimaciones que surgen del modelo PO. Al considerar las variables incluidas como controles, se observa que los coeficientes que acompañan a la variable Edad son estadísticamente significativos al 1% y poseen signo positivo sugiriendo que a mayor edad aumenta la probabilidad de estar en los intervalos más altos de ingresos. Igual comportamiento se repite para las variables Educación de los padres y Formalidad laboral, los coeficientes de la primera sugieren que tener padres que poseen estudios universitarios completos aumenta la probabilidad que el individuo se ubique entre los intervalos de ingresos más altos, en comparación con aquellos con padres con un menor nivel educativo; mientras que poseer un trabajo registrado tiene un fuerte efecto sobre los salarios, aumentando la probabilidad de pertenecer a los intervalos más altos.

En relación al tipo de carrera, variable categorizada de acuerdo a la duración, presenta resultados, en general, muy débiles. Lo mismo ocurre con la variable antigüedad para la cual se obtienen coeficientes no significativos.

Respecto a la variable que controla por el sector de actividad, se obtiene que con un nivel de significación del 5% pertenecer al sector público nacional está asociado a una mayor probabilidad de estar en los intervalos más altos de ingresos en relación al sector privado. Las demás categorías de dicha variable aparentemente no tienen efectos sobre la probabilidad de pertenecer a determinados intervalos relativo a estar empleado en el sector privado.

Por último, se observa que la cantidad de horas promedio trabajadas tiene un efecto significativo al 1% cuando se considera el intervalo de 21 a 40 horas semanales, observándose un efecto aún mayor cuando se trabaja más de 40 horas por semana. Ambas categorías se comparan con un pro-

Tabla 5: Coeficientes de Regresiones del Modelo Probit Ordenado

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Edad	0.0397 ** (0.016)	0.0392 ** (0.016)	0.0448 *** (0.016)	0.0435 *** (0.016)	0.0418 ** (0.017)	0.0441 *** (0.017)
Género: Hombre	0.1075 (0.2060)	-0.0351 (0.207)	0.0753 (0.204)	0.0761 (0.205)	0.0729 (0.215)	0.0924 (0.218)
Estado Civil: Casado/Unido	0.211 (0.181)	0.0857 (0.186)	0.2177 (0.183)	0.1860 (0.180)	0.2083 (0.193)	0.2111 (0.193)
Educ. padres: Universitarios completos	0.6616 *** (0.249)	0.7613 *** (0.258)	0.6633 *** (0.25)	0.6589 *** (0.249)	0.8023 *** (0.26)	0.8023 *** (0.260)
Formalidad laboral: Formal	1.1518 *** (0.272)	1.2327 *** (0.28)	1.1523 *** (0.272)	1.0808 *** (0.280)	1.2439 *** (0.282)	1.1778 *** (0.295)
Tipo carrera: Tecn./Lics. Cortas	-0.1175 (0.324)	-0.1320 (0.336)	-0.1672 (0.326)	-0.307 (0.360)	-0.0671 (0.342)	-0.2225 (0.379)
Tipo carrera: Ab./Lic.s Largas/Ings.	0.3641 (0.317)	0.5302 (0.329)	0.2541 (0.315)	0.1233 (0.390)	0.5623 * (0.336)	0.3413 (0.420)
Sector: Púb. Municipal/Provincial	0.0799 (0.371)	0.0959 (0.366)	0.0355 (0.367)	0.0627 (0.364)	0.1699 (0.377)	0.1808 (0.378)
Sector: Púb. Nacional	0.9601 ** (0.419)	0.9649 ** (0.422)	0.9644 ** (0.418)	0.9830 ** (0.419)	1.0325 ** (0.428)	1.0514 ** (0.432)
Sector: Universidad Nacional	0.0120 (0.462)	-0.1691 (0.472)	0.0757 (0.464)	0.0904 (0.465)	-0.2097 (0.476)	-0.1608 (0.481)

Nro. Observaciones: 158. Nivel de Significancia: *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1. Error estándar entre paréntesis.

Nota: Categorías de referencia: Mujer, Divorciado/Soltero, Universitarios Incompletos o menos, Informal, Profesorados, Privado, Menos de 2 años, Hasta 20 horas, Muy bajo, No tiene, Nunca, Correctamente educado. Fuente: Elaboración propia

Tabla 5: Coeficientes de Regresiones del Modelo Probit Ordenado (continuación)

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Antigüedad: De 2 hasta 5 años	-0.1814 (0.252)	-0.1322 (0.249)	-0.2248 (0.255)	-0.1697 (0.251)	-0.2275 (0.26)	-0.2401 (0.262)
Antigüedad: más de 5 hasta 10 años	0.0478 (0.259)	0.1611 (0.263)	-0.0145 (0.261)	0.0098 (0.266)	0.0985 (0.267)	0.0626 (0.273)
Antigüedad: más de 10 años	-0.1690 (0.379)	-0.0667 (0.386)	-0.3009 (0.38)	-0.1763 (0.383)	-0.0929 (0.396)	-0.074 (0.400)
Horas promedio: De 21 a 40	0.5680 *** (0.219)	0.6456 *** (0.22)	0.5824 *** (0.218)	0.6427 *** (0.217)	0.5252 ** (0.232)	0.5543 ** (0.234)
Horas promedio: Más de 40	1.0825 *** (0.393)	1.2362 *** (0.399)	1.1431 *** (0.391)	1.1950 *** (0.394)	1.2347 *** (0.407)	1.3092 *** (0.413)
Correspondencia: Bajo		0.9816 (0.655)			0.7959 (0.704)	0.8336 (0.705)
Correspondencia: Medio bajo		1.0695* (0.611)			0.9243 (0.643)	0.9747 (0.645)
Correspondencia: Medio		0.9851* (0.511)			0.7779 (0.537)	0.7648 (0.537)
Correspondencia: Medio alto		1.2339 ** (0.509)			1.1842 ** (0.533)	1.1568 ** (0.535)
Correspondencia: Alto		1.5208 *** (0.523)			1.5313 *** (0.541)	1.5336 *** (0.541)
Correspondencia: Muy alto		1.4868 ** (0.580)			1.5399 *** (0.588)	1.5143 ** (0.589)

Nro. Observaciones: 158. Nivel de Significancia: *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1. Error estándar entre paréntesis.

Nota: Categorías de referencia: Mujer, Divorciado/Separado/Soltero, Universitarios Incompletos o menos, Informal, Profesores, Privado, Menos de 2 años, Hasta 20 horas, Muy bajo, No tiene, Nunca, Correctamente educado. Fuente: Elaboración propia

Tabla 5: Coeficientes de Regresiones del Modelo Probit Ordenado (continuación)

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Incumbencia: Parcial	0.4633 (0.369)				0.6264 (0.419)	0.6134 (0.422)
Incumbencia: Total	0.5158 (0.342)				0.9186 ** (0.441)	0.8885 ** (0.447)
Uso conocimientos: Casi nunca			0.1752 (0.701)		-0.1396 (0.748)	-0.1578 (0.748)
Uso conocimientos: Esporádicamente			0.5336 (0.563)		-0.0054 (0.702)	-0.0765 (0.705)
Uso conocimientos: Casi siempre			0.4400 (0.544)		-0.4929 (0.728)	-0.6006 (0.735)
Uso conocimientos: Siempre			0.1749 (0.539)		-0.8848 (0.724)	-0.9775 (0.73)
Educación : Sub Educado				-0.2629 (0.301)		-0.2701 (0.313)
Educación: Sobre Educado				-0.2386 (0.222)		-0.217 (0.25)
Pseudo R-cuadrado	0.1176	0.1299	0.1192	0.1165	0.1452	0.1469

Nro. Observaciones: 158. Nivel de Significancia: *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1. Error estándar entre paréntesis.

Nota: Categorías de referencia: Mujer, Divorciado/Separado/Soltero, Universitarios Incompletos o menos, Informal, Profesores, Privado, Menos de 2 años, Hasta 20 horas, Muy bajo, No tiene, Nunca, Correctamente educado. Fuente: Elaboración propia

medio de horas inferior a 20 semanales. En ambos casos los coeficientes son, como es de esperar, positivos, por lo cual trabajar un mayor número de horas aumentaría las probabilidades de ubicarse en los intervalos más altos de ingresos.

Pasando a las variables que constituyen el objetivo central del estudio, se observa que, para el caso de Correspondencia, el patrón de comportamiento de los coeficientes indica que niveles más elevados de correspondencia coinciden con coeficientes mayores, como se esperaba, aunque los coeficientes, generalmente, son significativos al 5% y 1% a partir de un nivel Medio-alto de correspondencia entre las calificaciones adquiridas durante la formación de grado y las calificaciones requeridas por el trabajo.

Respecto a la Incumbencia, que refleja la relación de la ocupación con el área de la formación de grado, se observan coeficientes positivos y crecientes a medida que aumenta el grado de incumbencia. Sin embargo, en el caso de un nivel parcial la estimación resulta ser no significativa, lo cual no es el caso para un nivel total, que tiene un efecto positivo y significativo sobre la probabilidad de pertenecer a los intervalos más altos de ingresos. Por último, en cuanto al uso de conocimientos adquiridos, los coeficientes son negativos, contrario a lo que se esperaría, aunque los mismos resultan ser no significativos estadísticamente.

En cuanto a la variable que mide el *matching* educativo, en ambos casos los coeficientes no son estadísticamente significativos.

Como se mencionó en la sección anterior, a causa de la no linealidad de la relación entre la variable explicada y las variables explicativas, además de la naturaleza ordinal de la variable dependiente, los signos de los coeficientes proveen información sobre los cambios en las probabilidades de ubicarse en el intervalo más bajo o más alto de ingreso. A los efectos de poder analizar de manera completa los efectos de las distintas variables sobre las probabilidades de ubicarse en un determinado intervalo de ingreso es necesario el cálculo de los efectos marginales. Dado que para cada variable se tiene tantos efectos marginales como intervalos de ingresos, y en función del objetivo del presente trabajo, sólo se discuten aquellos que corresponden a las variables que miden el *matching* en términos de educación y en términos de calificaciones. Se comentan los resultados que corresponden a

la especificación número (6), la cual incluye todo el conjunto de variables explicativas.

Como se reporta en la Tabla 6, para la variable Incumbencia se observa que ambas categorías (parcial y total) en relación a una incumbencia nula exhiben coeficientes negativos para los intervalos 1 al 4, lo que indica una disminución de la probabilidad de pertenecer a esos niveles más bajos de ingresos. A partir del intervalo 5, los coeficientes adoptan un signo positivo y se hacen mayores a medida que aumenta el intervalo. Un punto a considerar es el salto en magnitud que experimenta el coeficiente correspondiente al intervalo 9 en relación a los demás intervalos. Con excepción del intervalo 5, se tiene que la influencia sobre los salarios al pasar de una incumbencia nula a una total es mayor a la del pasaje a una incumbencia parcial desde la categoría de referencia.

En lo que a significancia estadística se refiere, los coeficientes de incumbencia parcial únicamente son significativos al 10% en el intervalo 9, mientras que para un grado de incumbencia total lo es a niveles del 5% y 10% en los intervalos del 2 al 4 y para los dos superiores (8 y 9). Cuantitativamente, el coeficiente negativo correspondiente al intervalo 2 de incumbencia total implica que cuando un individuo pasa de una incumbencia nula a una total, la probabilidad que dicho individuo perciba un ingreso entre \$3000 y \$4000 disminuye en poco menos del 4% (-0.0372). Mientras que para el caso del intervalo 9 se tiene que la probabilidad de que un individuo cobre más de \$10000 aumenta en casi un 15% cuando este pasa de un nivel de incumbencia nula a uno total.

Para el caso de los efectos del grado de correspondencia sobre los ingresos, se tiene que una mayor correspondencia entre las calificaciones adquiridas y las requeridas disminuye la probabilidad de ubicarse en los intervalos bajos de ingresos (hasta \$5000), sin embargo los efectos son estadísticamente significativos para niveles de correspondencia Medio-Alto a Muy-Alto. Para los intervalos medios de ingreso, entre \$5000 y \$8000 no se obtienen efectos significativos.

Por último, para los intervalos de ingresos más altos, más de \$8000, una mayor correspondencia entre calificaciones adquiridas y requeridas significa una mayor probabilidad de ubicarse en los intervalos superiores de ingresos,

Tabla 6: Efectos Marginales del Modelo Probit Ordenado

Variable/Intervalo	Intervalo 1	Intervalo 2	Intervalo 3	Intervalo 4	Intervalo 5	Intervalo 6	Intervalo 7	Intervalo 8	Intervalo 9
Incumbencia (1): Parcial	-0.0970 (0.221)	-0.0263 (0.187)	-0.0448 (0.104)	-0.0049 (0.632)	0.0072 (0.447)	0.0139 (0.286)	0.0291 (0.203)	0.0309 (0.170)	0.0919* (0.094)
Incumbencia: Total	-0.1261 (0.127)	-0.0372* (0.093)	-0.0707** (0.016)	-0.0158* (0.096)	0.0054 (0.560)	0.0157 (0.244)	0.0378 (0.114)	0.0435* (0.071)	0.1475** (0.012)
Correspondencia (2): Bajo	-0.1610 (0.238)	-0.0331 (0.258)	-0.0412 (0.399)	0.0103 (0.675)	0.0176 (0.286)	0.0251 (0.232)	0.0440 (0.223)	0.0411 (0.247)	0.0972 (0.306)
Correspondencia: Medio-bajo	-0.1798 (0.170)	-0.0391 (0.145)	-0.0535 (0.195)	0.0069 (0.781)	0.0181 (0.277)	0.0274 (0.177)	0.0501 (0.129)	0.0483 (0.128)	0.1215 (0.151)
Correspondencia: Medio	-0.1511 (0.228)	-0.0301 (0.140)	-0.0355* (0.082)	0.0114 (0.584)	0.0170 (0.305)	0.0237 (0.230)	0.0408 (0.173)	0.0375 (0.143)	0.0862* (0.077)
Correspondencia: Medio-alto	-0.2005 (0.107)	-0.0466** (0.044)	-0.0704*** (0.003)	0.0004 (0.984)	0.0175 (0.294)	0.0291 (0.143)	0.0567* (0.060)	0.0573** (0.032)	0.1565*** (0.003)
Correspondencia: Alto	-0.2327* (0.062)	-0.0601** (0.022)	-0.1063*** (0.000)	-0.0188 (0.428)	0.0118 (0.483)	0.0280 (0.161)	0.0645** (0.036)	0.0727** (0.011)	0.2410*** (0.000)
Correspondencia: Muy alto	-0.2314* (0.065)	-0.0595** (0.028)	-0.1045*** (0.003)	-0.0177 (0.523)	0.0122 (0.492)	0.0282 (0.164)	0.0643** (0.036)	0.0720** (0.014)	0.2363*** (0.005)

Nota: Categorías de Referencia: (1) No tiene; (2) Muy bajo; (3) Nunca; (4) Educado correctamente.

Número de Observaciones: 158. Nivel de Significancia: *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1. Valor p entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 6: Efectos Marginales del Modelo Probit Ordenado (continuación)

Variable/Intervalo	Intervalo 1	Intervalo 2	Intervalo 3	Intervalo 4	Intervalo 5	Intervalo 6	Intervalo 7	Intervalo 8	Intervalo 9
Uso conocimientos (3):	0.0090	0.0044	0.0133	0.0094	0.0041	0.0030	0.0009	-0.0032	-0.0410
Casi nunca	(0.830)	(0.830)	(0.831)	(0.834)	(0.837)	(0.843)	(0.901)	(0.829)	(0.834)
Uso conocimientos:	0.0042	0.0021	0.0064	0.0046	0.0021	0.0016	0.0007	-0.0014	-0.0201
Esporádicamente	(0.910)	(0.911)	(0.912)	(0.914)	(0.916)	(0.918)	(0.931)	(0.904)	(0.914)
Uso conocimientos:	0.0452	0.0194	0.0530	0.0319	0.0118	0.0061	-0.0047	-0.0187	-0.1440
Casi siempre	(0.296)	(0.346)	(0.375)	(0.461)	(0.555)	(0.689)	(0.615)	(0.196)	(0.451)
Uso conocimientos:	0.0915*	0.0344	0.0850	0.0434	0.0126	0.0024	-0.0180	-0.0367**	-0.2146
Siempre	(0.051)	(0.124)	(0.150)	(0.312)	(0.529)	(0.876)	(0.122)	(0.023)	(0.255)
Educación (4): Sub-educado	0.0286	0.0105	0.0249	0.0108	0.0020	-0.0014	-0.0082	-0.0124	-0.0550
	(0.395)	(0.411)	(0.392)	(0.393)	(0.456)	(0.526)	(0.397)	(0.396)	(0.389)
Educación: Sobre-educado	0.0230	0.0085	0.0200	0.0087	0.0016	-0.0011	-0.0066	-0.0099	-0.0442
	(0.396)	(0.405)	(0.384)	(0.388)	(0.446)	(0.537)	(0.398)	(0.391)	(0.384)

Nota: Categorías de Referencia: (1) No tiene; (2) Muy bajo; (3) Nunca; (4) Educado correctamente.

Número de Observaciones: 158. Nivel de Significancia: *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1. Valor p entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia.

sin embargo nuevamente los efectos son significativos para niveles de correspondencia Medio-Alto hasta Muy-Alto para ingresos entre \$8000 y \$10000, y entre Medio y Muy-Alto para ingresos superiores a \$10000. Un patrón que se repite en aquellos casos en donde los efectos marginales son estadísticamente significativos es que la magnitud absoluta de los mismos aumenta con el mayor nivel de correspondencia, en especial para el caso de los intervalos de ingresos más bajo (menos de \$3000) y más alto (más de \$10000).

En relación a la frecuencia de uso de conocimientos se observa un patrón de comportamiento de coeficientes inverso al de las variables anteriores, pues estos son positivos para intervalos bajos y negativos para los niveles de ingresos más altos. Esto significa que, en contra de lo que se esperaría, a medida que un individuo pasa de una situación en la que la aplicación de conocimientos es nula a otra en la cual los aplica (en distintos grados), aumentaría la probabilidad de pertenecer a intervalos bajos y disminuiría la probabilidad de pertenecer a los más altos. Sin embargo, los efectos estimados no son estadísticamente significativos.

Por último, para los efectos marginales de los desajustes educativos, los resultados reportan que encontrarse sub-educado o sobre-educado, respecto a la situación de estar correctamente educado, no tienen un impacto significativo desde un punto de vista estadístico.

Para chequear la robustez de los resultados anteriores, se estimó un modelo de RI, en el cual la variable dependiente es el logaritmo natural del ingreso mensual promedio. A diferencia del modelo PO, en este caso los coeficientes estimados representan las semi-elasticidades del ingreso para cada una de las variables explicativas. Como se puede observar en la Tabla 7, los efectos asociados a las variables Edad, Educación de los padres y Formalidad laboral son, por lo general, estadísticamente significativas al 10%. Los signos de los coeficientes estimados se encuentran en línea con las hipótesis planteadas. En cuanto al sector de actividad, y a diferencia de lo que acontece para el modelo PO, la misma no es significativa en todas sus categorías. Para las variables que controlan por el número de horas trabajadas, los coeficientes de las mismas son positivos y crecientes en el número de horas. En la mayoría de las especificaciones, para aquellos que trabajan más de 40 horas a la semana, los coeficientes estimados son estadísticamente significativos.

Tabla 7: Coeficientes de Regresiones - Modelo Regresión por Intervalos

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Edad	0.0155* (0.009)	0.0157* (0.009)	0.0193 ** (0.009)	0.0180* (0.009)	0.0171 * (0.009)	0.0179** (0.009)
Género: Hombre	0.0719 (0.115)	-0.0064 (0.114)	0.0496 (0.114)	0.0368 (0.116)	0.0655 (0.114)	0.0592 (0.116)
Estado Civil: Casado/Unido	0.0730 (0.102)	0.0125 (0.103)	0.0774 (0.103)	0.0611 (0.103)	0.0846 (0.102)	0.0873 (0.102)
Educ. padres: Universitarios completos	0.2954** (0.139)	0.3438** (0.140)	0.2900** (0.139)	0.2918** (0.140)	0.3406** (0.136)	0.3436** (0.136)
Formalidad laboral: Formal	0.5768*** (0.146)	0.6095*** (0.148)	0.5835*** (0.146)	0.5774*** (0.153)	0.5877*** (0.144)	0.5950*** (0.151)
Tipo carrera: Tecn./Lics. Cortas	0.0195 (0.183)	-0.003 (0.187)	-0.0119 (0.185)	-0.0652 (0.207)	0.0468 (0.184)	0.0065 (0.204)
Tipo carrera: Ab./Lic.s Largas/Ings.	0.1998 (0.180)	0.2636 (0.184)	0.1448 (0.179)	0.0892 (0.224)	0.2800 (0.181)	0.2133 (0.227)
Sector: Púb. Municipal/Provincial	-0.1154 (0.207)	-0.1116 (0.201)	-0.1239 (0.205)	-0.1287 (0.206)	-0.0702 (0.198)	-0.0629 (0.199)
Sector: Púb. Nacional	0.2116 (0.234)	0.2082 (0.231)	0.2300 (0.233)	0.2411 (0.236)	0.2275 (0.225)	0.2419 (0.227)
Sector: Universidad Nacional	-0.2926 (0.258)	-0.3821 (0.260)	-0.2446 (0.259)	-0.2442 (0.263)	-0.4095 (0.252)	-0.3911 (0.254)

Nro. Observaciones: 158. Nivel de Significancia: *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1. Error estándar entre paréntesis.

Nota: Categorías de referencia: Mujer, Divorciado/Separado/Soltero, Universitarios Incompletos o menos, Informal, Profesores, Privado, Menos de 2 años, Hasta 20 horas, Muy bajo, No tiene, Nunca, Correctamente educado. Fuente: Elaboración propia.

Tabla 7: Coeficientes de Regresiones - Modelo Regresión por Intervalos (continuación)

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Antigüedad: De 2 hasta 5 años	-0.058 (0.141)	-0.0239 (0.137)	-0.0702 (0.142)	-0.0504 (0.141)	-0.0727 (0.137)	-0.0819 (0.139)
Antigüedad: más de 5 hasta 10 años	0.1783 (0.145)	0.2297 (0.145)	0.1412 (0.146)	0.1576 (0.151)	0.1865 (0.142)	0.1705 (0.145)
Antigüedad: más de 10 años	-0.0331 (0.214)	0.0093 (0.215)	-0.1181 (0.215)	-0.0643 (0.219)	-0.0105 (0.212)	-0.0225 (0.214)
Horas promedio: De 21 a 40	0.1885 (0.123)	0.2300* (0.121)	0.1995 (0.122)	0.2302* (0.122)	0.1316 (0.123)	0.1331 (0.124)
Horas promedio: Más de 40	0.3143 (0.216)	0.3862* (0.214)	0.3711* (0.215)	0.3760* (0.218)	0.3577* (0.21)	0.3702* (0.212)
Correspondencia: Bajo		0.4121 (0.364)			0.2588 (0.376)	0.2735 (0.377)
Correspondencia: Medio bajo		0.5156 (0.339)			0.4167 (0.342)	0.4246 (0.343)
Correspondencia: Medio		0.4342 (0.282)			0.2889 (0.286)	0.2877 (0.286)
Correspondencia: Medio alto		0.5840** (0.279)			0.5132* (0.281)	0.5225* (0.283)
Correspondencia: Alto		0.7314** (0.286)			0.7011** (0.285)	0.7061** (0.285)
Correspondencia: Muy alto		0.6454** (0.318)			0.6537** (0.311)	0.6570** (0.312)

Nro. Observaciones: 158. Nivel de Significancia: *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1. Error estándar entre paréntesis.

Nota: Categorías de referencia: Mujer, Divorciado/Separado/Soltero, Universitarios Incompletos o menos, Informal, Profesores, Privado, Menos de 2 años, Hasta 20 horas, Muy bajo, No tiene, Nunca, Correctamente educado. Fuente: Elaboración propia.

Tabla 7: Coeficientes de Regresiones - Modelo Regresión por Intervalos (continuación)

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Incumbencia: Parcial	0.3070 (0.207)				0.4083* (0.221)	0.4179* (0.222)
Incumbencia: Total	0.3250* (0.189)				0.5566** (0.228)	0.5689** (0.231)
Uso conocimientos Casi nunca			0.0797 (0.401)		-0.1146 (0.403)	-0.1196 (0.403)
Uso conocimientos: Esporádicamente			0.2530 (0.320)		-0.1094 (0.374)	-0.1165 (0.375)
Uso conocimientos: Casi siempre			0.2618 (0.309)		-0.3070 (0.384)	-0.3219 (0.387)
Uso conocimientos: Siempre			0.0588 (0.307)		-0.5799 (0.384)	-0.5835 (0.386)
Educación : Sub Educado				-0.1096 (0.172)		-0.0832 (0.168)
Educación: Sobre Educado				-0.0397 (0.125)		0.0132 (0.132)

Nro. Observaciones: 158. Nivel de Significancia: *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1. Error estándar entre paréntesis.

Nota: Categorías de referencia: Mujer, Divorciado/Separado/Soltero, Universitarios Incompletos o menos, Informal, Profesores, Privado, Menos de 2 años, Hasta 20 horas, Muy bajo, No tiene, Nunca, Correctamente educado. Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a las variables que controlan por el grado de ajuste entre calificaciones y educación, se obtiene que en el caso de la variable Correspondencia los coeficientes estimados son positivos, pero a medida que aumenta el nivel de correspondencia las estimaciones no siguen un patrón definido, aunque se observa un mayor efecto para niveles de correspondencia Medio-Alto/Alto/Muy Alto en relación a los casos Bajo/Medio-Bajo/Medio. En cuanto a la significación de los coeficientes estimados, los mismos lo son sólo para los tres niveles más altos de correspondencia. Por ejemplo, se tiene que cuando un individuo pasa de un nivel de correspondencia Muy-Bajo a uno Muy-Alto el ingreso promedio aumentaría aproximadamente en un 65.7%.

Para la variable Incumbencia se observa igual comportamiento que con el modelo PO, a medida que aumenta la relación aumenta el coeficiente. Los resultados resultan significativos en ambas categorías para el caso de la RI.

Respecto a la variable Uso de conocimientos, nuevamente se observa un comportamiento opuesto al esperado, un mayor uso de conocimientos se correspondería con menores ingresos, aunque como con las estimaciones anteriores, los efectos no son significativos.

Por último, el comportamiento de los coeficientes de desajustes educativo indica que estar sub-educado o sobre-educado carece de significación estadística en lo que respecta al nivel de ingresos.

En resumen, se tiene que entre las variables explicativas de control, solamente Edad, Educación de los padres y Formalidad laboral arrojan estimaciones significativas en los dos modelos ajustados, indicando para cada caso un efecto positivo sobre la variable dependiente. En relación a la variable Sector, sólo se obtienen coeficientes significativos para las estimaciones del PO, siendo únicamente significativa la categoría Público. Por último, considerando las Horas promedio semanales ambas estimaciones sugieren que el número de horas trabajadas afectan positivamente al nivel de ingresos.

Al observar los efectos marginales, los coeficientes para los distintos grados de Correspondencia como de Incumbencia sugieren que a medida que aumenta el *matching* de calificaciones, disminuye la probabilidad de pertenecer a intervalos inferiores de ingresos, generalmente hasta \$5000, y

aumenta la probabilidad de ubicarse entre los niveles más elevados de ingresos. Resultado opuesto se obtiene para el caso de Uso de conocimientos, aunque los resultados no son significativos. Respecto al *matching* educativo, los resultados no son estadísticamente significativos. Los resultados del modelo de RI confirman, en general, los resultados anteriores.

VI. RESUMEN Y CONCLUSIONES

El objetivo del trabajo es analizar los efectos de los desajustes en términos de calificación y educación sobre los ingresos laborales de los graduados de la UNDeC. En base a la literatura existente, se ha derivado una hipótesis primaria que plantea que mayores grados de *matching* entre la educación adquirida y requerida, como así también entre las calificaciones adquiridas y requeridas por el puesto de trabajo se asocian a mayores niveles de salarios. Además se proponen hipótesis secundarias sobre el efecto de variables personales, académicas y laborales sobre los ingresos. El análisis se realizó mediante la estimación de un modelo PO, y como ejercicio de robustez se estimó también un modelo de RI.

Los resultados obtenidos sugieren que a mayor grado de correspondencia entre las calificaciones adquiridas durante la formación de grado en la UNDeC y las requeridas por el trabajo incrementa la probabilidad de pertenecer a intervalos más altos de ingresos, particularmente para los tres niveles superiores de correspondencia. En cuanto a la relación de la ocupación con el área de incumbencia de la formación de grado se observa que una mayor relación implica un aumento en la probabilidad de ubicarse entre los intervalos superiores y la disminuye respecto a niveles bajos, pero estos resultados son significativos para los niveles inferiores y para los dos niveles superiores de ingresos. Estadísticamente, la aplicación de conocimientos obtenidos durante la carrera de grado no tiene efectos sobre los ingresos. En cuanto al *mismatch* educativo, no se puede afirmar estadísticamente que estos desajustes expliquen el comportamiento de los ingresos. Si bien una posibilidad para este último resultado podría ser la correlación entre los *matching* en función de calificaciones y de educación, aunque cuando las variables se incorporan de manera separada los resultados se mantienen.

El ejercicio de robustez apoya, en general, los resultados obtenidos previamente.

Es importante resaltar que la presente investigación no ha buscado realizar un test del marco teórico presentado y que los resultados no buscan explicar los fenómenos de *mismatch*, sino su relación con los ingresos del trabajo asalariado. Aun así, en función de la evidencia discutida en la Sección II, los resultados obtenidos están en línea con la misma, con un mejor matching asociado a mayores ingresos.

A modo de reflexión, se considera que a partir del aporte que realiza esta investigación respecto a la generación y análisis de información sobre la inserción laboral de los graduados y los efectos de los posibles desajustes en términos de educación y calificación, resulta de gran importancia profundizar sobre esta temática mediante la creación de un mecanismo de seguimiento de graduados de la UNDeC que proporcione información pertinente y actualizada sobre el proceso de empleabilidad de los mismos. A partir del cual se tienda a detectar la existencia de posibles problemáticas y/o desajustes, y corregirlos mediante políticas orientadas a promover el empleo a través de pasantías, talleres laborales, proyectos de inversión; de modo que la Universidad establezca un vínculo estable y continuo entre el graduado y el mercado de trabajo de la región.

VII. REFERENCIAS

- Albarrán Pérez, P. (2010). "Modelos de elección discreta. Material de estudio de Curso de Ingreso". Universidad de Alicante. Documento disponible en: <http://www.rua.ua.es/dspace/bitstream/10045/15809/3/Tema3p.pdf>
- Allen, J. y van den Velden, R. (2001). "Educational mismatches versus skill mismatches: effects on wages, job satisfaction, and on-the-job search". *Oxford Economic Papers*, 3, 434-452.
- Bauer, T. (2002). "Educational mismatch and wages: a panel analysis". *Economics of Education Review*, 21, 221-229.
- Brynin, M. y Longhi, S. (2009). "Overqualification: Major or minor mismatch?". *Economics of Education Review*, 28, 114-121.
- Cuttillo, A. y Di Pietro, G. (2006). "The effects of overeducation on wages in Italy: A bivariate selectivity approach". *International Journal of Manpower*, 27, 143-168.

- Dirección de Vinculación con el Graduado Universitario (2007). "Trayectoria laboral y competencias profesionales de los jóvenes graduados de la UNLP." Universidad Nacional de La Plata. Mimeo.
- Dolton, P. y Silles, M. (2008). "The effects of Over-education on Earnings in the Graduate Labour Market". *Economics of Education Review*, 27, 125-139.
- Duncan G. y Hoffman, S. (1981). "The Incidence and Wage Effects of Overeducation". *Economics of Education Review*, 1, 75-86.
- Espínola, B., Acosta, L. y Melis, I. (2006). "Inserción laboral de los graduados de medicina en el nordeste argentino". Facultad de Medicina. Universidad Nacional del Nordeste. Mimeo.
- Green, F. y McIntosh, S. (2002). "Is there a genuine underutilization of skills amongst the overqualified?". SKOPE Research Paper 30, Oxford and Warwick Universities.
- Lockett, Gil y Alvarez (2000). "Inserción laboral de los graduados de la Facultad de Odontología, en el Nordeste argentino". *Educación superior, mercado de trabajo y práctica profesional*, 45, Universidad Nacional del Nordeste. Mimeo.
- McGuinness, S. y Bennett, J.(2007). "Overeducation in the graduate labor market: A quantile regression approach". *Economics of Education Review*, 26, 521-531.
- McGuinness, S. (2006). "Overeducation in the Labour Market". *Journal of Economics Surveys*, 20 (3).
- Oficina de Aseguramiento de la Calidad (2014). "Informe sobre la situación laboral de los primeros graduados de la UNRN". Universidad Nacional de Rio Negro. Mimeo.
- Sánchez, N. y McGuinness, S. (2011). "Decomposing the Impacts of Overeducation and Overskilling on Earnings and Job Satisfaction: An analysis using REFLEX data". Education Economics. Working Paper 393. Disponible en <http://www.esri.ie/pubs/WP393.pdf>
- StataCorp (2013). *Stata User's Guide: Release 13*. College Station, TX: StataCorp.
- Verdugo, R. y Verdugo, N. (1989). "The impact of surplus schooling on earnings: some additional findings". *Journal of Human Resources*, 24, 629-643.

