Universidad de San Andrés

Departamento de Economía

Maestría en Economía

Evolución del premio laboral en Argentina. Variaciones para un período corto con información confiable: I trimestre 2017 a II trimestre 2018.

Autor: Germán Adolfo Tessmer

DNI: 29402815

Mentor de Tesis: Walter Sosa Escudero

Victoria, Buenos Aires, 18 de Junio de 2019

Universidad de San Andrés

Departamento de Economía

Maestría en Economía

Evolución del premio laboral en Argentina. Variaciones para un período corto con información confiable: I trimestre 2017 a II trimestre 2018.

Germán Adolfo TESSMER

DNI: 29.402.815

Mentor: Walter SOSA ESCUDERO

Buenos Aires

18 de junio de

2019

Tesis de Maestría en Economía de

Germán Adolfo TESSMER

"Evolución del premio laboral en Argentina. Variaciones para un período corto con información confiable: I trimestre 2017 a II trimestre 2018"

Resumen

En este trabajo se estima el premio laboral de Argentina para el período comprendido entre el primer trimestre 2017 al segundo trimestre 2018, haciendo especial énfasis en la evolución de la prima salarial reportada para quienes poseen estudios universitarios completos en relación a los restantes niveles educativos. Debido a que el análisis se realiza para un período corto, una parte significativa del estudio se orienta a establecer qué trimestre es el que mejor características ofrece para la realización de comparaciones interanuales. Para tal fin, se realizaron estimaciones basadas en ecuaciones de Mincer bajo MCO y, sobre la base de lo anterior, se propusieron modelos de selección basados en la estructura familiar de los hogares tales que permitan lidiar con el problema de sesgo de selección muestral. Los resultados muestran que el segundo trimestre es el que mejor permite seguir la evolución de la prima. En lo que respecta a las estimaciones, se corrobora un fuerte aumento de la brecha salarial entre el nivel educativo superior con respecto al universitario incompleto o el nivel terciario, pero sin mayor magnitud en lo que se refiere a las diferencias con el nivel secundario. En resumen, el trabajo caracteriza un escenario mayor polarización en el mercado laboral para el período 2017-2018.

Palabras clave: Economía de la Educación, Capital Humano, Mercado Laboral, Empleo

"Evolution of the wage premia in Argentina. Variations for a short period with reliable information: I quarter 2017 to II quarter 2018"

Abstract

This paper estimates the wage premia in Argentina between the 1st Q 2017 and the 2nd Q 2018, particularly focusing on the returns to education's evolution reported by individuals that hold bachelor degrees, against other educational levels. As the analysis has been developed for a short period, a significant part of the study aims at defining the quarter that presents the best features to develop annual comparisons. To that end, estimations based on Mincer's equations under MCO were made. In addition, and on the basis of what has already been mentioned, selection models based on the family structure of households that enable dealing with the problem of sample selection bias were proposed. Results show that the 2ndQ is the best suited to do a follow up of the premia's evolution. As regards estimations, there is a strong increase of the wage gap between bachelor level against uncompleted bachelor level or tertiary level. However, the gap does not increase significantly when compared to upper secondary level. In conclusion, the paper characterizes a scenario where there is a stronger polarization of the labor market for the 2017-2018 period.

Keywords: Economics of Education, Human Capital, Labor Market, Employment

Códigos JEL: [I21] [J24] [J31] [J60]

Evolución del premio laboral en Argentina

Variaciones para un período corto con información confiable: I trimestre 2017 a II trimestre 2018.

INTRODUCCIÓN

Hasta hace muy poco, el mecanismo que se utilizaba para describir la dinámica de los mercados laborales consistía en suponer que las innovaciones tenían un carácter complementario con el factor trabajo. La irrupción de un cambio tecnológico aumentaba la capacidad de aquellos trabajadores que podían explotar la nueva tecnología, aumentando su productividad. En consecuencia, se elevaba el nivel de salarios para ese sector, como así también la desigualdad general. Pero estas mismas condiciones, creaban el incentivo para revertir el efecto.

Esta dinámica se dio a conocer como la "carrera entre la educación y la tecnología". La evolución secular de la tecnología incrementaría la demanda por mano de obra calificada, aumentando su remuneración relativa -y la desigualdad de salarios en general-, mientras que los mejores niveles educativos proporcionarían la fuerza de contrapeso, reduciendo el valor del premio salarial por nivel de educación. Es decir, el diferencial de salarios por nivel de educación.

En los países desarrollados esta dinámica ha empezado a acumular un conjunto de anomalías referidas a las predicciones asociadas a las primas salariales de los niveles más educados, como así también a fenómenos de polarización del empleo, por la sustitución de los trabajadores en el estrato medio del ingreso por factores tecnológicos. Sin embargo, según Gasparini et al. (2011) la variación en la prima salarial para los países de América Latina poco responde a factores ligados a la oferta laboral, siendo más bien explicada por factores relacionados a la demanda: shocks externos, desequilibrios macroeconómicos, devaluaciones en el valor de la moneda, variaciones en los términos de intercambio, reformas estructurales y cambios repentinos en el ejercicio de política económica.

En este trabajo se estima el premio laboral de Argentina para el período comprendido entre el primer trimestre 2017 al segundo trimestre 2018, haciendo especial énfasis en la evolución de la prima salarial reportada para quienes poseen estudios universitarios completos. La estrategia consiste en estimar una ecuación de Mincer con distintos controles bajo mínimo cuadrados ordinarios para, sobre la base de lo anterior, seleccionar un modelo sobre el cual aplicar un arreglo de Heckman bajo máxima verosimilitud. El mismo incluye un modelo de selección basado en la estructura familiar de los hogares, sobre todo en lo referente al papel de la mujer

en los mismos. Las estimaciones se realizan en corte transversal para cada trimestre. Dado que no puede suponerse un comportamiento homogéneo en el mercado laboral a lo largo del tiempo, en este trabajo se aporta evidencia para determinar qué período resulta más adecuado para realizar comparaciones interanuales, acorde a la información disponible.

1 CAPITAL HUMANO

En términos de Acemoglu y Autor (2011), el concepto de capital humano refiere al stock de conocimientos y características que posee el trabajador, ya sea de forma innata o adquirida, y que contribuyen a su productividad. Esta definición es del todo amplia e incluye una serie de pros y contras. Con respecto a las ventajas, la definición incorpora no sólo los años de educación adquiridos sino también una variedad de características que contribuyen a la formación de capital humano: calidad educativa, capacitación, actitudes hacia el trabajo, motivación; entre otras. Por este motivo, las diferencias en los ingresos de los individuos no son únicamente adjudicables a diferencias en los años de educación, sino también a la miríada de factores ya mencionados.

Por otra parte, al ser esta una definición tan abarcativa, corre con la desventaja de terminar explicando prácticamente cualquier diferencia en las remuneraciones. De hecho, los mismos autores señalan que pueden existir otra gama de razones que expliquen esas diferencias. Por ejemplo, un individuo puede obtener una remuneración menor en dinero por el hecho de percibirla en términos de otras características del puesto de trabajo, tales como menores requerimientos de esfuerzo o condiciones laborales más agradables.

Otro ejemplo se refiere a la presencia de imperfecciones en el mercado laboral. Dos individuos dotados del mismo nivel de capital humano pueden obtener ingresos distintos con origen en alguna diferencia en los niveles de productividad de sus respectivos trabajos. O bien, puede que estas se expliquen como consecuencia de algún tipo de acto de discriminación por cuestiones de género, etnia, raza, zona residencial; entre otras.

En todo caso, ya sea utilizando una expresión abarcativa o en una reducida, se espera que una parte importante del stock de conocimientos de una persona se encuentre relacionado al nivel de educación adquirido. De lo anterior, se supone que personas más educadas (o capacitadas), son también personas más productivas [1], con lo que en promedio deberían acceder a

[1] En este aspecto vale aclarar que correlación no implica causalidad. Tanto el mayor nivel de educación como el mayor nivel de productividad, puede estar siendo explicado por un tercer factor que incide en ambas variables.

Universidad de San Andrés

remuneraciones más altas con respecto a personas con menores niveles de educación. Todo lo cual, permite pensar a la incidencia de la educación desde una perspectiva económica.

1.1 LA EDUCACIÓN COMO INVERSIÓN

Becker (1975) define la inversión en capital humano como la actividad que repercute sobre la renta monetaria y psíquica futura de los individuos, a través del incremento de recursos incorporados a los mismos, y que se materializa por distintos canales: escolarización, formación en el empleo, adquisición de información sobre el sistema económico; entre otros. En este sentido, los conocimientos adquiridos por los individuos aumentan su capacidad física y mental, lo que conlleva a un incremento en su productividad y perspectivas de ingresos.

Según Margot (2001) y Adrogué (2006), se ha desarrollado una rama de la literatura que ve a la decisión de educarse como un proyecto de inversión, donde el activo en el que se invierte se denomina capital humano. Bajo esta perspectiva, queda habilitado el instrumental que se utiliza para analizar el capital físico[2] en el estudio de la educación obtenida un individuo. Como en cualquier inversión, el criterio básico de decisión consiste en comparar costos con beneficios. Si se analiza el ciclo completo del proceso, la educación provee efectos presentes (costo de recursos dedicados a la educación, incluyendo el costo de oportunidad en concepto de ingresos no percibidos por estudiar) como futuros (modificación del perfil de ingresos). Dado que tales variables se presentan en diferentes momentos de tiempo, se torna necesario homogeneizarlas temporalmente, para lo cual se requiere descontar los flujos de beneficios y costos mediante la utilización de una determinada tasa de retorno.

En cuanto a los efectos de la educación en la determinación de los salarios, Johnes (1995) destaca la existencia de tres hipótesis. La primera de corte neoclásico, sostiene que la educación incrementa la productividad marginal del individuo. Bajo ciertos supuestos, las empresas demandan trabajadores hasta el punto en que se igualan el salario real con el producto marginal. Por ende, un mayor nivel de educación llevaría a una mayor retribución al factor trabajo.

La segunda hipótesis, denominada “modelo de identificación”, considera que la educación es una herramienta que permite a las empresas identificar a los trabajadores más productivos. La

[2] Que se utilice determinado instrumental para analizar un hecho complejo, no implica una valoración unilateral del mismo. Términos como educación o trabajo son de carácter polisémico, que varían según lugar y época. En todo caso, lo que se está afirmando es que hay un aspecto concreto de la educación obtenida por un individuo que es factible de ser analizado como una inversión, sin exclusión de otro tipo de análisis o valoraciones. En el contexto latinoamericano, esta aclaración es pertinente a la luz de los resultados obtenidos en la “primera generación de reformas estructurales” ocurrida durante la década de los 80’, inspirada en el modelo de acción racional del comportamiento, que cobró un fuerte impulso por los desarrollos de Becker, incluida la teoría de capital humano (Acuña 2007).

Universidad de San Andrés

productividad, por su parte, es sólo una función de las capacidades individuales innatas. Este enfoque planteado por Spence (1973) también se conoce como "hipótesis de señalización" e implica un proceso simultaneo, señalización por parte de los trabajadores y selección por parte de las empresas. En este sentido, la educación es económicamente más valiosa por las características de comportamiento que genera que por sus efectos sobre la productividad (Barceinas Paredes et al. 2003).

Por último, se encuentra el "modelo de selección" que afirma que la educación, al señalizar la productividad de los trabajadores, permite a las empresas asignar más eficientemente la fuerza de trabajo. Esto se logra otorgando tareas que requieren una mayor destreza a los trabajadores más instruidos, y, en contraposición, las tareas con un menor nivel de complejidad deberían ser asignadas a los individuos menos educados.

Si se analiza la decisión de educarse como una de inversión, el vínculo entre el sistema educativo y el mercado de trabajo se materializa a través de la tasa de retorno, que expresa el diferencial de ingreso percibido que proporciona un año adicional de educación. Esta tasa actúa como guía en las decisiones de demanda educativa que, bajo supuestos de racionalidad, privilegia la elección de aquellos tipos de educación con mayores retornos (Galassi y Andrada 2011). Por su parte, Montenegro y Patrinos (2014) distinguen entre retornos privados y sociales. Los primeros se basan en los beneficios y costos que afectan solamente al individuo analizado, mientras que los segundos se relacionan con los beneficios y costos sociales, vinculados principalmente con externalidades y costos públicos de proveer educación por parte del estado (Adrogué 2006).

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

2 ANTECEDENTES SOBRE ESTRATEGIAS EMPÍRICAS DE ESTIMACIÓN

En términos generales, existen dos estrategias para la estimación de las primas salariales. La primera consiste en estimar la tasa de retorno a la educación, y la segunda en estimar una ecuación de Mincer que -en su formulación básica- explica los salarios por el nivel de educación y el nivel de experiencia. En un punto, ambos enfoques coinciden. Bajo ciertas condiciones, los coeficientes de la ecuación tienden a igualarse a las tasas de retorno. Dada la información disponible para la realización de este trabajo, en esta sección se tomarán antecedentes que estimen la ecuación de Mincer.

2.1 EVIDENCIA GENERAL

Montenegro y Patrinos (2014) presentan estimaciones comparables de los retornos a la educación y a la experiencia potencial, a partir del uso de datos de 139 economías en desarrollo y desarrolladas; obtenidos en base a 819 encuestas de hogares armonizadas. El período analizado abarca desde 1970 hasta 2013. Por ende, brindan información comparable, no solo en el tiempo, sino en distintas regiones del mundo.

La comparabilidad de las estimaciones se logra manteniendo constante los siguientes aspectos: i) La definición de la variable dependiente. ii) Las variables de control utilizadas. iii) Las definiciones de la muestra. iv) El método de estimación. En este escenario, los autores utilizan la ecuación de Mincer para estimar los retornos a la educación, incluyendo las siguientes variables explicativas: años de educación o nivel de educación alcanzado, experiencia potencial, y experiencia potencial al cuadrado. Asimismo, el cálculo de la ecuación de Mincer cubre aspectos de género. Ésta se aplica a varones y mujeres por separado, como a la muestra total.

Los principales resultados obtenidos son: i) La tasa de retorno promedio por año adicional de educación es de 10% para el total de la muestra, 9.6% para el caso de los hombres, y 11.7% para el caso de las mujeres. ii) Las tasas de retorno a la educación tienden a disminuir a medida que el nivel de escolaridad medio aumenta en una economía. iii) Existe una correlación positiva entre retornos a la educación y retornos a la experiencia. iv) Los retornos a la educación han mostrado una fuerte caída en las últimas décadas, lo cual va en consonancia con el considerable aumento de los niveles de escolaridad en todo el mundo. Por lo general, un aumento unitario en la cantidad promedio de años de escolaridad conlleva a una reducción de un punto porcentual en los retornos a la educación. v) En la actualidad, el nivel de educación terciario muestra el mayor retorno promedio.

2.2 ANTECEDENTES SOBRE RETORNOS A LA EDUCACIÓN EN AMÉRICA LATINA Y ARGENTINA

2.2.1 América Latina

La preocupación por explicar los cambios observados en la distribución del ingreso en América Latina derivó en diversos estudios en los que se analizaron factores relacionados a la oferta y demanda en el mercado laboral, que podrían explicar parcialmente los cambios en la percepción de ingresos entre personas, según nivel educativo. Al respecto, el trabajo de Gasparini et al. (2011) sigue la evolución de las primas salariales en función de cambios en oferta y demanda relativas de mano de obra.

El trabajo enfatiza la existencia de un salto cualitativo en la proporción de fuerza de trabajo entre lo observado durante la década del 90' y con posterioridad durante los años 2000. En el primer período, sólo cuatro de cada diez participantes del mercado tenían secundario completo. Sin embargo, esa magnitud terminó incrementándose a seis de cada diez en los 2000. Este hecho refleja la evolución parcial del premio salarial, que se encuentra cayendo durante todo el período. Por otra parte, en lo que respecta a personas con estudios de nivel superior, la prima es creciente en los años 90', para luego revertirse en la década siguiente.

El comportamiento detallado, responde a la "paradoja del progreso en el proceso de inversión en capital humano". Un aumento secular en la oferta relativa de trabajadores calificados respecto a los no calificados provoca cambios que inducen a una reducción de la brecha de remuneración entre esos grupos y, consecuentemente, a una caída en la desigualdad del ingreso.

No obstante, si en paralelo se incrementa la demanda relativa por trabajo calificado, esto podría compensar el efecto igualador derivado de la oferta, lo que evidenciaría la existencia de lo que se conoce como "carrera entre la educación y la tecnología"[3]. En este sentido, la evolución secular de la tecnología incrementaría la demanda por mano de obra calificada, aumentando su remuneración relativa -y la desigualdad de salarios en general-, mientras que los mejores niveles educativos proporcionarían la fuerza de contrapeso, reduciendo el valor del premio salarial.

El trabajo concluye destacando que en América Latina la variación en la prima salarial poco responde a factores ligados a la oferta laboral, siendo más bien explicada por factores relacionados a la demanda: shocks externos, desequilibrios macroeconómicos, devaluaciones en el valor de la moneda, variaciones en los términos de intercambio, reformas estructurales y cambios repentinos en el ejercicio de política económica.

2.2.2 Argentina

Galassi y Andrada (2011) estudian la relación empírica entre el ingreso y la educación recibida, de los trabajadores de las seis regiones de Argentina (Gran Buenos Aires, Pampeana, Noroeste, Noreste, Patagonia y Cuyo) para el año 2010, utilizando información de la EPH.

La metodología empleada consiste en estimar la ecuación de Mincer con dos refinamientos: la corrección por sesgo de selección de Heckman, y la inclusión de una serie de variables socioeconómicas y demográficas mutuamente correlacionadas en el modelo. En una primera aproximación, se estima para cada una de las regiones la versión más simple de la ecuación de

[3] Citada en la introducción de este trabajo.

Mincer, relacionando el logaritmo natural de los ingresos con los años de educación formal, la experiencia y la experiencia al cuadrado.

Entre los principales resultados, se destaca que los coeficientes correspondientes a los años de educación son significativos en todos los casos, y que crecen conforme decrece el nivel de desarrollo de las regiones. De esta forma, las regiones históricamente más rezagadas, como el Noroeste y el Noreste, disponen de tasas de retorno más elevadas, lo cual puede atribuirse a la escasez de mano de obra calificada por el limitado acceso al sistema educativo.

En el primer refinamiento, se incorpora la corrección por sesgo de selección de Heckman. Bajo este modelo, la estimación de la ecuación de Mincer incluye una variable binaria que asume el valor uno para el trabajo no asalariado y cero en el asalariado. Nuevamente, todas las variables tienen coeficientes estadísticamente significativos y con el signo esperado (a excepción de la experiencia para algunas regiones), como así tampoco se altera el orden por regiones. Asimismo, las tasas de retorno presentan leves modificaciones respecto al modelo sin corrección.

Finalmente, con el segundo refinamiento se incorporan una serie de variables socioeconómicas y demográficas, las que se incorporan considerando la existencia de correlaciones entre ellas, mediante un análisis de componentes principales. La introducción de tales controles no disminuye sustancialmente las tasas de retorno previamente estimadas. Además, mantienen el mismo orden de magnitud entre las regiones. Como conclusión, las variables socioeconómicas tienen efectos significativos sobre la determinación del salario y sobre la participación laboral, pero no modifican el retorno a la educación.

Por otro lado, Ciaschi and Christmann (2016) analizan los determinantes de la desigualdad salarial y los retornos a la educación en Argentina, evaluando en qué medida la oferta y demanda relativas de trabajo afectan la evolución de las primas salariales, construidas a partir de los resultados de una regresión de Mincer. Como fuente de información, hacen uso de la EPH correspondiente al segundo trimestre de cada año, para el período 2003-2015. El análisis abarca la población ocupada entre 18 y 60 años cuyas respuestas en la encuesta relativas a educación e ingresos resultan coherentes. Asimismo, en la construcción de las brechas salariales, los autores sólo toman la población de sexo masculino, con el objeto de controlar por el incremento secular en la participación laboral femenina que podrían sesgar los resultados.

En la estimación de la ecuación de Mincer, utilizan el logaritmo natural de los ingresos[4] como variable dependiente. Por otra parte, como variables explicativas, emplean variables *dummies* para niveles educativos, una variable de experiencia potencial (edad menos años de educación

[4] Deflactados utilizando índices de precios obtenidos de los *International Finance Statistics* (FMI).

menos seis), y *dummies* regionales (Gran Buenos Aires, Pampeana, Cuyo, Noroeste Argentino, Patagonia y NEA). A partir de las estimaciones obtenidas, los autores construyen las brechas salariales entre trabajadores calificados y no calificados.

Más adelante, y en una segunda instancia del trabajo, computan las ofertas y demandas relativas de empleo. Las primeras son construidas midiendo la fuerza laboral en horas trabajadas, mientras que las segundas se obtienen de forma residual. En relación a los resultados obtenidos, registran una caída en la brecha salarial entre trabajadores calificados y no calificados en la primera década del 2000, explicada no sólo por factores ligados a la oferta relativa y su crecimiento sino –principalmente- debido a factores relacionados a la demanda relativa. Asimismo, verifican que la brecha salarial entre trabajadores con educación secundaria y trabajadores con menor nivel educativo aumentó levemente en dicha década. Los resultados se hallan en consonancia con los obtenidos por Gasparini et al. (2011), y Lustig, Lopez-Calva, y Ortiz-Juarez (2013). Nuevamente, se argumenta que la dinámica estudiada tiene explicaciones multi-causales: evolución de los términos de intercambio, factores institucionales, de ciclo económico, cambios demográficos y tecnológicos.

Finalmente, Navarro et al. (2018) estiman el premio salarial tanto para la totalidad de la EPH como para el aglomerado Gran Rosario (AGR) utilizando bases semestrales, controlando la ponderación asignada a aquellos hogares que se repiten en el tiempo. Al igual que en Galassi y Andrada (2011), estiman modelos con arreglos de Heckman para los que se construye una ecuación de selección atendiendo a aspectos de configuración de la estructura familiar de los individuos incluidos en la muestra, como determinante de la decisión (o no) de participar del mercado laboral. Asimismo, y debido a problemas de faltantes de información con origen en la intervención del INDEC, presentan tres estimaciones de corte transversal para los primeros semestres de 1998, 2006 y 2017.

Los resultados obtenidos muestran que en el AGR la distribución de esta prima salarial del nivel universitario es menos asimétrica que en el agregado nacional, aunque también sigue su tendencia al registrar una reducción en el tiempo. Tomados en conjunto, los datos del mercado laboral muestran que las diferencias salariales, siempre favorables a los profesionales, se van achicando con el correr de los años, al tiempo que la proporción de profesionales en el mercado es creciente. Así, en el año 2017 la prima salarial para los graduados universitarios del AGR es de 20% respecto de quiénes egresan del secundario, siendo esta de aproximadamente 40% para el promedio de mercados urbanos nacionales.

QUAERERE VERUM
Universidad de
San Andrés

El presente, es una continuación de este último trabajo. Una de las dificultades que se presentaron en su elaboración fue el registro de algunas anomalías en el comportamiento de la prima salarial para el grupo con nivel universitario incompleto. En este estudio, no parece ocurrir ese problema al utilizar estimaciones trimestrales y deflactando ingresos por la inflación percibida en cada región geográfica de la muestra.

3 ESTIMACIONES PARA LA BASE EPH

3.1 DATOS

Para la elaboración de este trabajo, se utilizan los datos provistos por la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), elaborada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC). Dicho relevamiento, se efectúa en forma continua en los principales 31 aglomerados urbanos del país de forma trimestral por regiones y aglomerados.

La EPH es una encuesta urbana que alcanza actualmente una representatividad de 71% de la población urbana total y 62% de la población total del país. En todos los casos, la EPH brinda información socio-demográfica de los individuos y, de sus condiciones y retribuciones en el mercado laboral que ellos mismos informan.

En el presente estudio se trabaja con bases trimestrales que abarcan una totalidad de seis períodos, comprendidos desde el primer trimestre 2017 hasta el segundo trimestre 2018. Esta selección responde a una variedad de razones. La primera se refiere al nivel de confianza de la información estadística disponible para la Argentina; ya sea en lo referido a los datos que presenta la EPH, como en relación al índice de precios que se utiliza para deflactar las series de ingresos: en los 18 meses bajo estudio, acumulan un incremento de aproximadamente 45%. El otro motivo, es que actualmente se reporta la evolución del índice de precios por regiones, lo que mejora la precisión del estudio, al imputarse esas diferencias a cada una de estas.

En lo que respecta a las observaciones, se ha decidido elegir personas ocupadas entre 15 y 65 años, por ser el rango etario que la ley dispone como válido para desarrollarse en el ámbito laboral. Para la caracterización del nivel de ingresos, se utiliza como *proxy* la variable que representa el "monto de ingreso de la ocupación principal (percibido en el mes de referencia)"[5]. Por su parte, para caracterizar el nivel educativo de los ocupados se selecciona la variable que

[5] Que es la que corresponde a la variable P21, de la agrupación de "ingresos de la ocupación principal" del registro de la base de personas.

denota el nivel educativo de los individuos[6], combinada con las variables "¿cuál es el nivel más alto que cursa o cursó?"[7] y si "¿finalizó ese nivel?"[8]. Bajo este criterio se puede obtener información más precisa para las instancias intermedias de educación no consideradas dentro de la categorización pura del nivel educativo, como ser los casos correspondientes al nivel terciario. Finalmente, se utilizarán cuatro categorías para caracterizar los niveles educativos: secundaria completa o terciario incompleto, terciario completo, universitario incompleto, y universitario completo (que incluye posgrado).

Una de las limitaciones de trabajar con datos provenientes de la EPH, es que el relevamiento capta únicamente poblaciones urbanas, las que generalmente se encuentran más densamente pobladas con respecto a la zona más amplia que circunda cada aglomerado. Siendo esto así, es probable que la participación de profesionales en el mercado laboral se encuentre sobreestimada con respecto al total de la población económicamente activa del país, bajo el supuesto de que el grueso de los profesionales se encuentra radicado en las grandes urbes, donde los grados de diversificación y especialización del trabajo son mayores. Otra de las limitaciones a tener en cuenta, y que opera en sentido contrario al mencionado anteriormente, es la existencia de un problema recurrente en las encuestas de hogar en la que los individuos con ingresos elevados suelen sub-declarar el ingreso percibido, con la implicancia de que los montos estimados a través de estos datos tiendan a ser más bajos de lo que realmente son.

3.2 CARACTERIZACIÓN DEL MERCADO LABORAL

La Tabla 1 muestra el total de ocupados entre 15 a 65 años por nivel de educación alcanzado, para el II trimestre 2018, que es el último dato disponible al momento de la realización del estudio. Cada uno de esos totales se ha discriminado por género, con la finalidad de observar diferencias en torno a la decisión de participar activamente en el mercado laboral. En cuanto a los porcentajes que se exhiben en tabla, los correspondientes al agregado de cada nivel educativo se calculan en base al total de la población ocupada. Asimismo, las participaciones por género se calculan en referencia al total de ocupados por nivel educativo. Por ejemplo, quienes poseen un título universitario representan 8.60% de la población ocupada, mientras que 55.53% de ese subconjunto son mujeres.

[6] La variable NIVEL_ED presenta las siguientes categorías: Sin instrucción, primaria incompleta (incluye educación especial), primaria completa, secundaria incompleta, secundaria completa, superior universitaria incompleta, superior universitaria completa, y ns./nc.

[7] La variable CH12 presenta las siguientes categorías: Jardín/Pre-escolar, Primario, EGB, Secundario, Polimodal, Terciario, Universitario, Posgrado universitario, y Educación Especial (discapacitado).

[8] Que es la que corresponde a la variable CH13.

Junto a la composición por población ocupada, la Tabla 1 muestra el promedio por nivel educativo del ingreso real por ocupación principal, como así también el promedio por nivel educativo del ingreso real por hora por ocupación principal. Ambas series se reportan con respecto a cada subconjunto de nivel educativo, como por género. Por ejemplo, el ingreso real promedio para el subconjunto de individuos ocupados con el máximo nivel educativo es de $19,600.79. Al interior de dicho subconjunto, las mujeres ganan un promedio de $17,038.03, en tanto que los hombres alcanzan un promedio de $22,738.49.

Como se puede observar, los valores se encuentran ordenados de forma decreciente con respecto al nivel de ingresos. En ese sentido los resultados son los esperados. Quienes han obtenido el máximo nivel de estudios son también quienes disponen de los ingresos promedio más altos, y representan 8.60% de la totalidad de la población ocupada. Siguen en ese orden: i) aquellos que completaron estudios terciarios con una participación de 7.78% y un ingreso promedio de $12,328.33, ii) individuos con universitario incompleto (12.01%) con ingresos promedios de $10,786.74, iii) finalmente, quienes completaron estudios secundarios con una participación de 29.58% e ingresos promedio de $7,775.79.

Cuando se analiza la situación salarial al interior de cada género, la estructura de las observaciones del nivel general se mantiene. La diferencia radica en que, en algunos casos, mujeres con niveles de relativamente superiores al de hombres reciben una retribución promedio menor. Tal es el caso de la comparación que se establece entre ingreso promedio de mujeres con estudios terciarios completos, en relación al de hombres con estudios universitarios incompletos. Existe un plus a favor de éstos últimos de aproximadamente $2,8 mil. Misma observación puede realizarse entre mujeres con estudios universitarios incompletos, en relación a hombres con secundaria completa. En este caso, los hombres reciben un plus promedio de aproximadamente $3,4 mil a su favor.

QUAERERE VERUM
Universidad de
San Andrés

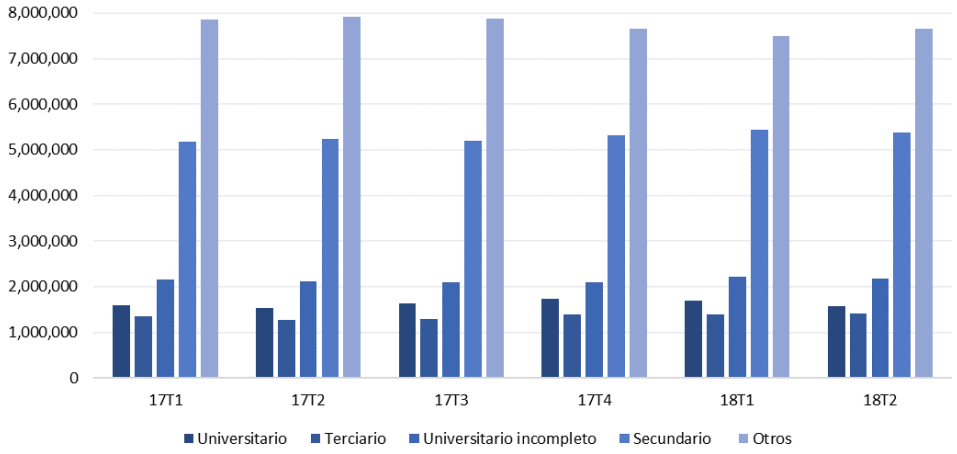
Tabla 1 | *Total de ocupados discriminados por género y por nivel de educación alcanzado. Participación de niveles educativos en el total de ocupados y participación por género en el total de ocupados por nivel educativo. Ingresos reales promedio total y por hora. Base EPH total. II trimestre 2018. Precios base dic. 2016.*

Nivel de educación alcanzado	Total de ocupados	Participación (%)	Ingreso	
			Medio	Por hora promedio
Universitario completo	1,565,438	8.60%	19,600.79	148.14
Hombre	696,177	44.47%	22,738.49	154.03
Mujer	869,261	55.53%	17,038.03	143.34
Terciario completo	1,416,657	7.78%	12,328.33	102.63
Hombre	470,189	33.19%	14,638.10	101.75
Mujer	946,468	66.81%	11,025.75	103.12
Universitario incompleto	2,187,309	12.01%	10,786.74	81.18
Hombre	995,900	45.53%	13,117.12	88.74
Mujer	1,191,409	54.47%	8,455.40	73.55
Secundario	5,385,382	29.58%	10,034.01	69.79
Hombre	2,552,187	47.39%	11,895.62	74.96
Mujer	2,833,195	52.61%	7,706.06	63.32
Resto niveles educativos	7,651,953	42.03%	7,775.79	55.47
Hombre	3,996,672	52.23%	9,059.61	57.59
Mujer	3,655,281	47.77%	5,381.15	51.57
Total	18,206,739	100.00%	10,418.05	76.85
Hombre	8,711,125	47.85%	11,626.42	76.46
Mujer	9,495,614	52.15%	8,860.30	77.35

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

Las mismas observaciones aplican para los restantes trimestres bajo estudio (ver Anexo A). A los fines de sintetizar la información presentada, el Gráfico 1 muestra la evolución trimestral del total de ocupados entre 15 a 65 años por nivel de educación. En términos generales, no parecen observarse diferencias significativas de composición durante los seis trimestres bajo estudio. Solo el nivel terciario exhibe una variación interanual superior a los dos dígitos, 11.69%, entre los segundos trimestres de cada año. Sin embargo, debe tenerse en cuenta que es el subconjunto más pequeño de la muestra (7.78% del total de ocupados), de manera que es esperable que pequeños cambios que ocurran en un mismo sentido en la cantidad de individuos pertenecientes a este grupo, repercutan con mayor fuerza en las tasas de variación interanuales.

Gráfico 1 | *Evolución trimestral del total de ocupados por nivel de educación. Base EPH total. I trimestre 2017 a II trimestre 2018.*

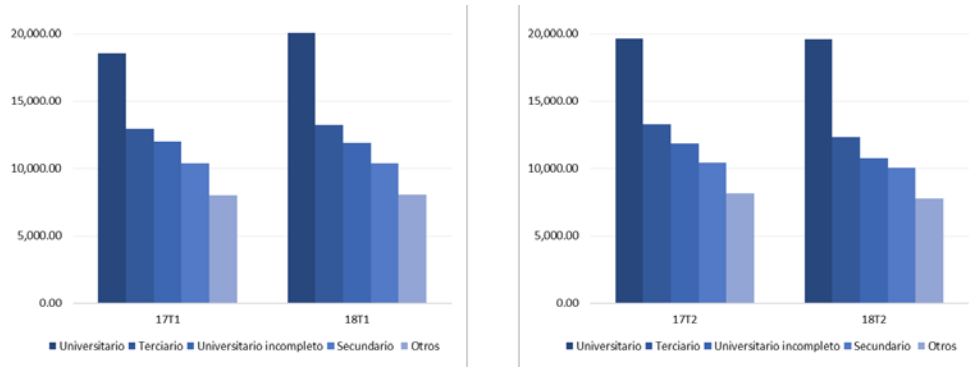


Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

El Gráfico 2 compara la evolución del ingreso real promedio por nivel de educación entre los primeros y segundos trimestres de 2017 y 2018. En los primeros trimestres de cada año se observan diferencias entre el nivel de ingresos para el subconjunto de individuos con nivel educativo superior, que registra un aumento interanual de 8.28%. Por su parte, el resto de la población prácticamente mantiene los mismos niveles de ingresos reales que los del primer trimestre 2017 (incluso, con tasas levemente decrecientes). La combinación de ambas observaciones, muestran un aumento en la brecha de remuneraciones a favor de quienes concluyeron estudios universitarios.

Cuando la comparación se realiza entre los segundos trimestres de cada año, todos los niveles educativos ven caer sus remuneraciones, aunque de forma diferenciada. Mientras que el subconjunto de universitarios exhibe una caída de -0.10%, los individuos con otros niveles educativos, sufren una caída más pronunciada: -8.93% para universitario incompleto, -7.38% para nivel terciario, y -3.97% para aquellos que terminaron estudios secundarios. Al igual que en el trimestre anterior, la combinación de ambas observaciones, muestran un aumento en la brecha de remuneraciones a favor de quienes concluyeron estudios universitarios.

Gráfico 2 | *Ingresos reales promedio por nivel educativo. Comparación interanual por trimestres. Base EPH total. I y II trimestre de 2017 y 2018. Precios base dic. 2016.*



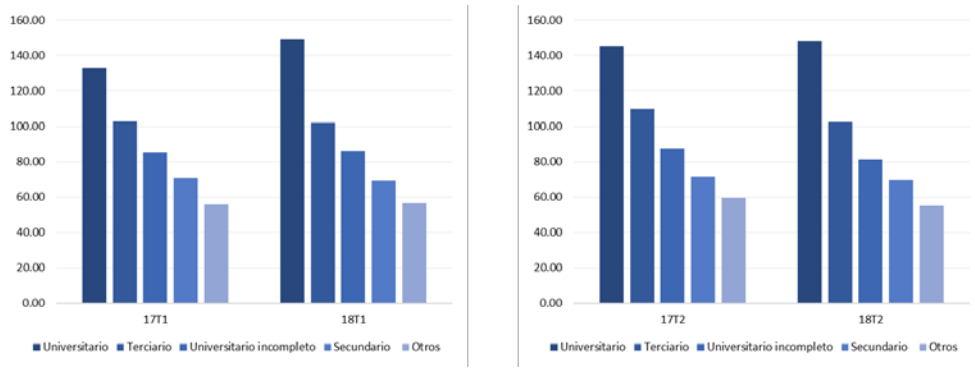
Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

El Gráfico 3 compara la evolución del ingreso real promedio por hora por nivel de educación entre el primer y el segundo trimestre de 2017 y 2018. Las observaciones realizadas para los ingresos totales se profundizan cuando la comparación se realiza entre las remuneraciones por hora. La variación interanual para el nivel educativo superior, entre el primer trimestre 2018 y el primer trimestre 2017 es de 12.13%. Lo anterior, indica que el rendimiento que este subconjunto no solo ve aumentar sus remuneraciones relativas, sino que también declaran trabajar menos horas en promedio que individuos en otros niveles educativos, que ven declinar su remuneración por hora, en coeficientes no superiores al 2%.

Cuando la comparación se realiza entre los segundos trimestres de cada año, nuevamente vuelve a observarse el aumento de la brecha de ingresos por nivel educativo. Mientras que quienes disponen de un título universitario ven aumentar levemente sus remuneraciones reales por hora (+1.75%), los individuos con otros niveles educativos, ven caer sus remuneraciones de una forma más pronunciada: -7.13% para universitarios incompletos, -6.64% para nivel terciario, y -2.35% para quienes completaron el nivel secundario.

Universidad de San Andrés

Gráfico 3 | *Ingresos reales promedio por hora por nivel educativo. Comparación interanual por trimestres. Base EPH total. I y II trimestre de 2017 y 2018. Precios base dic. 2016.*



Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

Finalmente, la Tabla 2 muestra la evolución trimestral del promedio de horas semanales trabajadas por ocupación principal desagregada por nivel educativo, diferenciado entre modalidad de trabajo formal[9] y no formal. Como se puede observar en relación al trabajo formal, los primeros trimestres de cada año son los que registran menor carga de trabajo para la totalidad de los niveles educativos. No ocurre lo mismo cuando se toma de referencia al trabajo informal, donde los trimestres con menor carga horario de trabajo oscilan entre el primer y el segundo trimestre. Si se realiza esta misma comparación en corte transversal para trabajo formal, los individuos con nivel educativo de terciario completo son los que menos carga horaria registran en la totalidad de los trimestres. Por otra parte, si se toma de referencia el trabajo informal, son aquellos con nivel universitario incompleto quienes menor carga laboral registran –también- en todos los trimestres. Independientemente de la modalidad, la máxima carga horaria por trimestre y por tipo de modalidad laboral, se distribuye en los grupos con menores niveles educativos[10].

Tabla 2 | *Promedio de horas semanales trabajadas en ocupación principal por niveles de estudios. Trabajo formal y no formal. Base EPH total. I trimestre 2017 a II trimestre 2018.*

Trabajo Formal	17T1	17T2	17T3	17T4	18T1	18T2
Universitario completo	32.91	35.46	35.57	36.57	31.07	36.05
Terciario completo	27.55	32.28	31.57	32.67	28.61	32.78
Universitario incompleto	35.52	37.33	37.26	36.77	34.47	35.90
Secundario	38.76	40.66	40.94	40.97	38.36	40.36
Resto niveles educativos	38.66	40.78	40.91	41.32	39.54	40.95

Trabajo no formal	17T1	17T2	17T3	17T4	18T1	18T2
Universitario completo	31.89	32.84	33.85	35.15	30.01	34.92
Terciario completo	32.34	32.03	35.64	33.94	32.16	32.63
Universitario incompleto	29.63	29.28	30.25	29.29	29.78	29.48
Secundario	33.93	35.69	35.53	36.44	35.42	34.20
Resto niveles educativos	35.55	35.19	35.07	35.45	35.06	35.26

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

[9] En la siguiente sección, se dan mayores precisiones sobre la población que se incluye bajo esta denominación.
[10] La única excepción la constituye el tercer trimestre 2017, donde quienes tienen formación terciaria fueron los que más horas trabajaron en el sector no formal.

La información mostrada en esta sección, parece indicar que entre 2017 y 2018 se registra un aumento en la brecha de las remuneraciones salariales, sobre todo en las concernientes entre el subconjunto de individuos con estudios universitarios completos y el resto de la población ocupada. El análisis descriptivo realizado hasta el momento permite captar algunas tendencias, pero encuentra rápidamente su límite cuando tiene que explicar las múltiples relaciones que se establecen con otros factores socio-económicos de las familias, y que tienen incidencia sobre la decisión de participar (o no) del mercado laboral. En las secciones siguientes, se lidiará con esos problemas, a través de la estimación del premio laboral basado en el cálculo de la ecuación de Mincer.

3.3 METODOLOGÍA

El modelo econométrico que se utilizará para la estimación empírica de los retornos a la educación de este trabajo se basa en la denominada ecuación de Mincer. En términos generales, la misma presenta la siguiente forma funcional:

$$\ln\left(w_i\right) = rX_i + \beta E_i + \delta x_i + \gamma x_i^2 + \mu_i \tag{3.1}$$

Donde w_i son los ingresos del individuo i por período elegido[11], E_i es una medida del máximo nivel de educación alcanzado, x_i es una medida de experiencia, y X_i es un conjunto de variables socio-demográficas y del tipo de vinculación del individuo con el mercado laboral que afectan a los ingresos, distintas de la experiencia y la educación.

Por otra parte, μ_i es el término de perturbación aleatoria que representa a todas aquellas variables no observables que afectan los ingresos de los individuos y que no están explícitamente incorporadas en la expresión. Asimismo, dado que los ingresos habitualmente primero crecen y luego declinan a partir de una cierta edad del individuo, la ecuación incorpora el término x_i^2 a fin de capturar la concavidad del perfil de ingresos a lo largo de su vida de un individuo en relación a su experiencia.

La variable de respuesta del modelo es el logaritmo del ingreso real por hora, definido como el logaritmo del ingreso laboral principal de la persona, dividido por la cantidad de horas trabajadas en la semana, y luego por cuatro para expresarlo en frecuencia semanal. Asimismo, los ingresos se encuentran deflactados por región[12].

[11] Por hora, semana, etc.

[12] Se utiliza el Índice de Precios al Consumidor con cobertura nacional, que se encuentra disponible con periodicidad mensual y por región, a partir de diciembre 2016, mes que se toma como base.

Las variables educativas (E_i) se definen como *dummies* para los siguientes niveles: universitario completo, universitario incompleto, terciario completo y secundario completo. Este último grupo también incorpora a los individuos con el nivel terciario incompleto. La constante refleja la categoría omitida, que contiene todas las observaciones cuyo máximo nivel educativo es inferior al título secundario. Cada estimación reporta la prima salarial entre el nivel de estudios universitarios y el resto de los niveles, bajo el supuesto derivado de las observaciones de la sección anterior, de que si existen movimientos significativos en la prima salarial para un período tan limitado que den indicios de una mayor polarización en el mercado de trabajo, son estos diferenciales los que mejor pueden captarlos.

Tal como se mencionó en la segunda parte, el salario de una persona no depende únicamente de su nivel educativo, sino también de características socioeconómicas. Por tal motivo, en el modelo se agregan un conjunto de variables de control de modo de precisar el efecto específico del nivel educativo alcanzado.

La variable de experiencia (x_i) se define como años de experiencia potencial en el mercado de trabajo, calculado como los años que tiene la persona, menos la cantidad de años de estudio, menos seis (que es la edad típica de comienzo del ciclo escolar). Bajo este tratamiento, existen observaciones para las cuales el cálculo indicaría la existencia de individuos que ingresaron al mercado laboral antes de cumplir los 14 años. Este es el caso de las personas que no tienen instrucción básica, por lo que la variable experiencia sería igual a su edad biológica. Lo anterior es inconsistente, ya que implicaría que la persona empezó a trabajar desde el momento en que nació. Para estos individuos se redefine la variable, computándose directamente la edad menos catorce (edad mínima para trabajar establecida por ley que se mantuvo por más tiempo[13]), agregando además el término cuadrático de la experiencia.

Por su parte, el conjunto de variables explicativas (X_i) que se considera que pueden afectar el salario son: i) *dummy* por género, donde la categoría omitida es hombre. ii) *dummy* por tipo de tarea realizada: profesional, técnico, operativa. En este caso, la categoría omitida es el grupo de los no calificados. iii) *dummy* por empleo formal. En el caso de los asalariados, los formales son aquellos que tienen descuento jubilatorio. En el caso de los cuentapropistas y patrones, para los cuales la EPH no provee información sobre aportes jubilatorios, se imputa el concepto de formalidad con el hecho de que éstos realicen tareas profesionales. iv) *dummy* por variables regionales, donde la región Patagónica es la variable omitida.

[13] La ley 20.744 fue sancionada en 1974, y modificada por la ley 26.390 de 2008.

Universidad de San Andrés

En lo que refiere a la interpretación de los resultados del modelo, el efecto de la prima salarial queda determinado siempre con respecto a otro grupo de comparación. La interpretación directa de los $\widehat{\beta}$ correspondientes a retornos a la educación por nivel educativo que se estiman mediante la ecuación (3.1) siempre es relativa al grupo de individuos que no terminó la escuela secundaria, que es la categoría educativa omitida. Es oportuno recordar la heterogeneidad de este grupo, ya que bajo el término "no concluyó estudios secundarios" debe considerarse una suerte de cota máxima; que incluye no sólo a las personas que comenzaron la secundaria y no pudieron terminarla, sino que también a aquellos que terminaron o no la primaria, y a aquellos individuos sin instrucción.

Dado que el modelo a estimar es de tipo log-lin, la interpretación de los coeficientes estimados en la ecuación tiene un efecto porcentual sobre la variable respuesta en comparación al grupo base. Por ejemplo, si el premio laboral de los graduados universitarios $\left(\widehat{\beta_{univ}}\right)$ es igual a 0.75, significa que los graduados universitarios en promedio tienen un ingreso esperado de aproximadamente 75% superior al del grupo base[14].

Para hacer comparaciones respecto de otros grupos educativos, se restan los respectivos coeficientes. Como se ha mencionado anteriormente, en este trabajo se hace énfasis en la evolución de las primas salariales de graduados universitarios. Así, la diferencia entre el ingreso real esperado de un individuo de este grupo y una persona con otro nivel de estudios pero que en las restantes dimensiones tienen las mismas características, está dado por:

$$\widehat{\beta_{dif}} = \widehat{\beta_{univ_c}} - \widehat{\beta_{otro}}$$

Bajo los controles mencionados, la ecuación (3.1) se calcula a través de la aplicación de diferentes modelos. En todas las estimaciones, los errores estándar estarán corregidos por clúster por hogar. Dicho procedimiento se realiza cuando el supuesto de no autocorrelación entre los errores no se puede sostener y, por ende, los intervalos de confianza sobre los estimadores pasan a ser erróneos. De esta forma, cuando la autocorrelación es positiva, los intervalos de confianza deberían ser mayores; y cuando es negativa, menores. Por ejemplo, personas del mismo nivel educativo tienden a casarse y formar un hogar, siendo en este un caso de autocorrelación positiva.

[14] En rigor, el valor exacto es exp(0,75 -1) que aproximadamente es 75%.

Universidad de San Andrés

El método de estimación empleado en la primera fase de este trabajo, es el de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). La estrategia consiste en proponer tres modelos MCO y seleccionar el más adecuado mediante un test de cociente de máxima verosimilitud.

Si bien los hogares de la EPH se encuentran seleccionados de forma aleatoria, una de las dificultades de este planteo radica en que las personas que perciben ingresos se autoseleccionan en su decisión de ingresar al mercado laboral. Este punto suele ser especialmente cierto para las mujeres, para quienes la decisión de participación en el mercado laboral depende de un conjunto de factores económicos y extra económicos, generalmente ligados al cuidado de hijos o de adultos mayores. Bajo esta perspectiva, el problema que se presenta es que las mujeres que se encuentran en la muestra aleatoria son el resultado de esa decisión y, por ende, un sub-grupo del total de mujeres que podría haberse encontrado en otras circunstancias[15].

Por consiguiente, para resolver el potencial problema de sesgo de selección se utiliza un modelo de muestra censurada en base a la propuesta de Heckman (1976). Existen dos variables para la estimación de este arreglo. El primer desarrollo consiste en un modelo de dos etapas, y el segundo se basa en métodos de máxima verosimilitud. En lo que respecta al modelo bi-etápico, en el primer paso se estima un modelo tipo probit para calcular la probabilidad de que un individuo se encuentre ocupado. El resultado consiste en obtener la razón inversa de Mills, que captura la magnitud del sesgo de selección. En el segundo paso, esta razón se incorpora al modelo original para captar la magnitud del sesgo en que se incurriría si no se hubiese incorporado a la regresión explicativa. El problema de este enfoque es que presenta problemas de eficiencia en los estimadores. Razón por la cual se elige el enfoque de estimación por máxima verosimilitud, que realiza la estimación de forma conjunta.

En lo que respecta a la estimación propuesta en este trabajo, las partes incluyen la ecuación de ingresos (3.1) y una ecuación de selección (3.2). Tal como se explicó en párrafos anteriores, esto se debe a que la variable dependiente no siempre es observable, sino que cada individuo será observado y seleccionado para participar de la estimación si cumple la siguiente ecuación:

$$s = 1\left[\gamma Z_i + \mu_{i2} \geq 0\right] \tag{3.2}$$

donde $s = 1$ describe cuando el individuo está ocupado y declara ingresos, y $s = 0$ el caso contrario. Tanto los términos de error de la ecuación de ingresos $\left(\mu_1\right)$ como los de la de

[15] Este punto podría generar la suposición de que las circunstancias son las determinantes últimas de la decisión de ingreso al mercado laboral. Pero también podría darse la relación inversa, alguien que voluntariamente decide no participar del mercado laboral, termina realizando –por ejemplo- tareas de cuidado. En todo caso, no se está proponiendo un modelo de causalidad, sino uno que describe características que se dan de forma conjunta y que inciden en la probabilidad de ser parte de la población ocupada.

selección (μ_2) se encuentran normalmente distribuidos. La correlación entre los términos de error de ambas ecuaciones está estimada por el coeficiente rho (ρ). De no haber correlación, es decir, si $\rho = 0$ entonces no habrá sesgo de selección, por lo que el método de estimación de MCO sería correcto.

Para corregir por selección muestral, Wooldridge (2015) explica que: i) En primer lugar es necesario estimar un modelo probit para la ecuación de selección y estimar la inversa de la razón de Mills $\left(\widehat{\lambda}_i\right)$ para cada observación i. ii) Luego, para las personas que declararon ingresos laborales, debe estimarse una regresión teniendo en cuenta la ecuación de salarios y $\widehat{\lambda}_i$.

Para la ecuación de ingresos, se utilizará el modelo MCO seleccionado a partir del test de cociente de verosimilitud. Para la ecuación de selección, se considera seleccionado todo aquel individuo de entre 15 a 65 años, que reporta condición de actividad en calidad de ocupado o de desocupado (ya sea que declaren o no ingresos). Las variables (Z_i) que ingresan en este modelo son las ya presentes en el modelo de ingresos, las cuales quedan definidas tanto para quienes trabajan como para los que no. Es precisamente por esta razón que en la ecuación de selección no se agrega el tipo de tarea que realiza el individuo o la *dummy* de empleo formal. Es entonces a partir de esta base que se incorporan variables adicionales, acorde a los distintos modelos de selección especificados.

Así, el modelo de selección base para las estimaciones con el arreglo de Heckman (H1), incluye las siguientes variables: si el individuo es jefe de hogar, si está unido o casado, su nivel educativo, género, su experiencia potencial, variables por región y el número de hijos menores a 6 años que tiene a su cuidado.

En los modelos restantes se agregan variables monetarias. En el primero (H2), la variable logaritmo del ingreso per cápita familiar real, que surge de dividir el ingreso total familiar en pesos constantes por el número de miembros del hogar, siendo el ingreso total la sumatoria de ingresos laborales y no laborales. Finalmente, en el tercer modelo (H3) se utiliza el logaritmo del ingreso real del resto del hogar. En este último modelo suelen perderse muchas observaciones, ya sea porque el ingreso del resto del hogar es negativo (ingreso personal es mayor al ingreso familiar y por ende el logaritmo de un ingreso negativo no existe); o bien porque el valor del "ingreso del resto" no es informado, y constituye un valor faltante.

Finalmente, la Tabla 4 muestra los promedios de las variables seleccionadas para el conjunto de los seis trimestres incluidos en este estudio. Como se puede observar, las variables referidas a

QUAERERE VERUM
Universidad de
San Andrés

condiciones socio-económicas presentan un promedio estable a lo largo de todo el período de referencia, incluidas las variables que captan distintos aspectos del nivel de ingresos por ocupación principal o por ingreso familiar. Por el contrario, las mayores variaciones de los promedios se registran en la composición por nivel educativo, y en las familias que tienen hijos menores de 6 años.

Tabla 3 | *Promedio de variables elegidas para las estimaciones por trimestre. EPH base total. I trimestre 2017 a II trimestre 2018.*

Variables	17T1	17T2	17T3	17T4	18T1	18T2
ln del ingreso real	4.078	4.148	4.133	4.151	4.114	4.126
ln del ingreso real por hora	74.28	79.30	77.90	78.69	75.72	76.85
universitario	0.0589	0.0586	0.0615	0.0628	0.0621	0.0605
terciario	0.0573	0.0562	0.0565	0.0580	0.0595	0.0593
universitario incompleto	0.0781	0.0796	0.0791	0.0777	0.0806	0.0794
secundario	0.221	0.223	0.225	0.226	0.224	0.228
experiencia	19.44	19.42	19.48	19.56	19.54	19.51
profesionales	0.0839	0.0855	0.0806	0.0866	0.0860	0.0867
tecnico	0.173	0.179	0.174	0.183	0.175	0.180
operativo	0.523	0.513	0.522	0.511	0.519	0.512
ocupados	0.631	0.639	0.646	0.651	0.651	0.649
relación formal de dependencia	0.535	0.533	0.531	0.531	0.532	0.523
mujer	0.519	0.522	0.522	0.519	0.516	0.519
jefe de hogar	0.315	0.316	0.320	0.323	0.321	0.321
estado civil casado	0.389	0.392	0.390	0.392	0.393	0.394
familia con hijos menores de 6 años	0.321	0.324	0.317	0.308	0.306	0.317
ln del ingreso real per capita familiar	9.659	9.616	9.701	9.663	9.711	9.596
ln del ingreso real del resto de la familia	9.564	9.522	9.616	9.564	9.628	9.497

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

3.4 RESULTADOS

3.4.1 Estimaciones MCO y MV

Con el objetivo de estimar el premio laboral por región de los distintos niveles de educación, a continuación, se presentan las estimaciones correspondientes. Al respecto, la Tabla 5 muestra los tres modelos estimados por MCO para el II trimestre de 2018, que es el período que se tomará de base para seleccionar aquel sobre el cual aplicar el arreglo de Heckman. Como se puede observar, en todos los niveles educativos la prima laboral alcanza un resultado positivo, y descendente partiendo del nivel de formación máxima, y considerando la formación terciaria superior –en términos de retorno- a la educación universitaria incompleta.

Asimismo, todos los parámetros estimados son estadísticamente significativos al 1%. En cada una de las estimaciones se presenta la prima salarial entre el nivel educativo universitario en relación a los niveles restantes. Al igual que con las primas estimadas, todas las diferencias muestran una diferencia positiva y estadísticamente significativa, mostrando que el primer

grupo tiene un retorno más que tres veces superior que el de aquellos que solo concluyeron estudios secundarios.

Por otra parte, si se comparan los resultados entre modelos, se puede observar que a medida que se agregan variables de control los retornos decrecen, sobre todo aquellos referidos a la educación universitaria completa.

Tabla 4 | *Estimaciones MCO. Base EPH total. II trimestre 2018.*

VARIABLES	Modelo 1 logingresoreal	Modelo 2 logingresoreal	Modelo 3 logingresoreal
universitario	1.009***	0.833***	0.578***
	(0.0266)	(0.0267)	(0.0334)
universitarioincompleto	0.441***	0.424***	0.319***
	(0.0265)	(0.0256)	(0.0255)
terciario	0.675***	0.515***	0.343***
	(0.0270)	(0.0260)	(0.0288)
secundario	0.245***	0.206***	0.167***
	(0.0187)	(0.0174)	(0.0174)
mujer	-0.133***	-0.0987***	-0.0840***
	(0.0140)	(0.0134)	(0.0139)
formal		0.433***	0.424***
		(0.0157)	(0.0154)
exp		0.0178***	0.0157***
		(0.00226)	(0.00224)
exp2		-0.000253***	-0.000229***
		(4.88e-05)	(4.83e-05)
GBA		-0.212***	-0.216***
		(0.0185)	(0.0181)
NOA		-0.397***	-0.398***
		(0.0174)	(0.0172)
NEA		-0.444***	-0.436***
		(0.0209)	(0.0207)
CUYO		-0.394***	-0.392***
		(0.0220)	(0.0217)
PAMPEANA		-0.251***	-0.243***
		(0.0170)	(0.0168)
profesionales			0.374***
			(0.0404)
tecnico			0.331***
			(0.0245)
operativo			0.0390**
			(0.0184)
Constant	3.902***	3.731***	3.720***
	(0.0143)	(0.0294)	(0.0302)
Prima Salarial (respecto terciario)	0.334***	0.318***	0.235***
Prima Salarial (respec. univ. incompleto)	0.568***	0.409***	0.259***
Prima Salarial (respecto secundario)	0.764***	0.627***	0.411***
LR test (p-value)		0.000	0.000
AIC	36,514	33,141	32,459
BIC	36,561	33,251	32,592
Observaciones	18,697	18,577	18,577
R2	0.201	0.329	0.353

NOTA: Errores estándar robustos y clusterizados por hogar entre paréntesis. Nivel de significancia estadística *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

A los fines de seleccionar el modelo sobre el cual aplicar el arreglo de Heckman, el test de ratio de máxima verosimilitud muestra que existe evidencia estadística para afirmar que el tercer modelo (M3) es el que mejor se ajusta a los datos. Así, para el total de observaciones de la EPH al primer trimestre de 2018, un graduado universitario gana –en promedio- un plus de 23.5% con respecto a quienes como máximo han alcanzado niveles de estudios terciarios, de 25.9% en relación a individuos con nivel universitario incompleto y 41.1% con respecto quienes concluyeron estudios secundarios.

En lo que respecta a los parámetros restantes, las mujeres obtienen un promedio menor de retribución con respecto a los hombres, y quienes poseen empleo informal otro tanto con respecto al formal. Por su parte, la curva de experiencia reporta el comportamiento esperado: mayores niveles de experiencia potencial aumentan la retribución, aunque el aumento se comporta de forma decreciente. Finalmente, las jerarquías de los distintos tipos de tareas, se ven reflejadas en las retribuciones, aunque sin grandes diferencias entre los puestos profesionales y los técnicos.

En términos generales, la estructura de las observaciones se mantiene para cuando se consideran las mismas estimaciones MCO a lo largo del tiempo. En el Anexo B se han replicado las salidas correspondientes al período comprendido entre el primer trimestre de 2017 y el primer trimestre de 2018. La única variación que se registra, corresponde al tipo de puesto operativo, que se muestra no significativo en el primer trimestre de cada año.

Sobre la base de lo anterior, la Tabla 6 muestra tres estimaciones con correcciones a la Heckman realizadas sobre la base del modelo M3 para el segundo trimestre 2018, que se construyen para evitar sesgos potenciales en la muestra debidos a la decisión de ingresar al mercado laboral. A los fines de establecer si el modelo MCO presenta sesgos, deben observarse los coeficientes: i) rho (ρ) que es igual al nivel de correlación entre los errores de la ecuación de ingreso y la ecuación de selección, ii) sigma (σ) que representa el error estándar de los residuos de la ecuación de ingresos, iii) lambda (λ) que es el producto de los dos anteriores. Como ya se ha explicado la sección anterior, la hipótesis clave a testear es: $H_0 : \rho = 0$. Si se rechaza la hipótesis nula, implica que hay presencia de sesgo de selección muestral y, por tanto, que el modelo MCO es inconsistente[16].

[16] Dado que por razones de cómputo no resulta conveniente una estimación directa de rho; en vista de que el coeficiente quede confinado dentro sus límites válidos, se estima la inversa de la tangente hiperbólica de rho. A los fines de este estudio, constatar el nivel de significancia del primero es equivalente a constatar al del segundo. Algo similar ocurre con sigma, que no es estimado directamente, sino a través de su logaritmo.

Tabla 5 | *Estimaciones por Máxima Verosimilitud (MV). EPH base total. II trimestre 2018.*

VARIABLES	Modelo 1H logingresoreal	Modelo 2H logingresoreal	Modelo 3H logingresoreal
universitario	0.568***	0.536***	0.642***
	(0.0350)	(0.0369)	(0.0406)
universitarioincompleto	0.316***	0.293***	0.300***
	(0.0257)	(0.0270)	(0.0302)
terciario	0.336***	0.290***	0.363***
	(0.0301)	(0.0319)	(0.0351)
secundario	0.161***	0.157***	0.190***
	(0.0179)	(0.0189)	(0.0212)
mujer	-0.0742***	-0.0532***	-0.118***
	(0.0166)	(0.0187)	(0.0183)
formal	0.423***	0.430***	0.430***
	(0.0154)	(0.0161)	(0.0174)
exp	0.0138***	0.00893***	0.0216***
	(0.00272)	(0.00327)	(0.00308)
exp2	-0.000191***	-9.45e-05	-0.000338***
	(5.69e-05)	(6.77e-05)	(6.53e-05)
GBA	-0.217***	-0.225***	-0.198***
	(0.0182)	(0.0196)	(0.0224)
NOA	-0.399***	-0.395***	-0.378***
	(0.0172)	(0.0179)	(0.0200)
NEA	-0.434***	-0.428***	-0.427***
	(0.0208)	(0.0218)	(0.0244)
CUYO	-0.393***	-0.397***	-0.383***
	(0.0218)	(0.0226)	(0.0252)
PAMPEANA	-0.244***	-0.246***	-0.234***
	(0.0169)	(0.0175)	(0.0199)
profesionales	0.374***	0.361***	0.347***
	(0.0404)	(0.0410)	(0.0434)
tecnico	0.330***	0.340***	0.323***
	(0.0245)	(0.0258)	(0.0282)
operativo	0.0385**	0.0386**	0.0201
	(0.0184)	(0.0194)	(0.0208)
Constante	3.750***	3.820***	3.595***
	(0.0407)	(0.0490)	(0.0452)
Prima Salarial (respecto terciario)	0.232***	0.246***	0.279***
Prima Salarial (respec. univ. incompleto)	0.407***	0.379***	0.452***
Prima Salarial (respecto secundario)	0.407***	0.379***	0.452***
Test de Wald (chi2)	1.123	6.985	20.60
p-valor	0.2892	0.0082	0.000
inversa tg hiperbólica de Rho	-0.0449	-0.152***	0.212***
	(0.0424)	(0.0577)	(0.0468)
ln Sigma	-0.546***	-0.549***	-0.534***
	(0.0144)	(0.0159)	(0.0179)
Rho	-0.0449	-0.151	0.209
Sigma	0.579	0.577	0.586
Lambda	-0.0260	-0.0874	0.123
Observaciones	31,704	27,727	25,260
Censuradas	13,127	10,706	10,706
No censuradas	18,577	17,021	14,554

NOTA: Errores estándar robustos y clusterizados por hogar entre paréntesis. Nivel de significancia estadística *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

Acorde a lo anterior, los modelos H2 y H3 presentan evidencia estadística suficiente para afirmar la presencia de sesgo. Por otra parte, los valores negativos de λ de los modelos H1 y H2, muestran que los resultados del modelo MCO seleccionado, estarían sobreestimando el retorno

a la educación. Caso contrario ocurre con el modelo H3, donde el efecto en MCO queda subestimado. Estas observaciones tienen su correlato en los valores de las primas laborales bajo Heckman, en relación a las primas laborales bajo MCO: menores en H1 y H2, y mayores en H3.

Una de las dificultades del análisis anterior, es que este solo queda confinado al trimestre tomado de referencia. En el Anexo C, se muestran las estimaciones MV de los tres modelos, para el período que va desde el primer trimestre 2017 al primer trimestre 2018. Asimismo, la Tabla 7 condensa esa información a los fines de determinar si las correcciones por el método de Heckman se mantienen en el tiempo. Como se puede observar, ninguna de las series presenta sesgo de selección muestral durante todo el período tomado de referencia, siendo el modelo H1 el más débil en ese sentido, y el que se descarta para el análisis.

De los restantes, en H2 el estimador de rho se muestra no significativo en el cuarto trimestre de 2017, y en H3 lo mismo aplica para el primer trimestre de 2017. Dado el período total de información disponible, el modelo H2 permite realizar comparaciones interanuales entre los primeros y segundos trimestres de cada año, en tanto que el modelo H3 solo permite realizar comparaciones entre el segundo trimestre. Finalmente, no puede dejar de mencionarse que, a diferencia del modelo MCO, hay coeficientes que dejan de ser significativos en las estimaciones MV según el período que se considere, tales como experiencia y género.

Tabla 6 | *Coeficientes y nivel de significancia utilizados para testear sesgo muestral. I trimestre 2017 a II trimestre de 2018.*

Inversa de la tangente hiperbólica de rho				Ln de sigma			
EPH	H1	H2	H3	EPH	H1	H2	H3
17T1	-0.242***	-0.344***	0.0490	17T1	-0.513***	-0.508***	-0.521***
17T2	-0.130	-0.212*	0.164**	17T2	-0.527***	-0.514***	-0.506***
17T3	-0.0477	-0.101**	0.146***	17T3	-0.543***	-0.554***	-0.544***
17T4	-0.0802	-0.197	0.174***	17T4	-0.565***	-0.584***	-0.571***
18T1	-0.214***	-0.302***	0.105**	18T1	-0.522***	-0.524***	-0.535***
18T2	-0.0449	-0.152***	0.212***	18T2	-0.546***	-0.549***	-0.534***

NOTA: Errores estándar robustos y clusterizados por hogar entre paréntesis. Nivel de significancia estadística *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.2

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

3.4.2 Evolución del premio salarial en el tiempo

La Tabla 8 y el Gráfico 4 muestran la evolución de la prima salarial por niveles educativos desde el primer trimestre 2017 al segundo trimestre 2018, estimadas por los modelos seleccionados, tanto por MCO como por MV. Asimismo, al pie de tabla se detallan las variaciones interanuales

entre trimestres, omitiéndose la comparación correspondiente al modelo H3, por motivos ya detallados anteriormente.

Como se puede observar, en mayor o menor medida, la totalidad de los coeficientes son corregidos por el método de Heckman. Si se toma en consideración la serie de estudios universitarios completos, las correcciones por el modelo H2 con respecto al modelo MCO, oscilan desde un máximo de -16.64% en el primer trimestre 2017, a un mínimo de -6.47% en el cuarto trimestre de 2017. En términos generales, las correcciones por H2 para este nivel de estudio se dan fuertemente en los primeros trimestres de cada año, para luego estabilizarse en torno a los -7 p.p. promedio el resto del año. Por su parte, las correcciones del modelo H3 se comportan de forma distinta. En los trimestres pares, se alcanzan valores aproximados de 11 p.p., en tanto que en los trimestres impares la corrección promedio es de 6.5 p.p.

En lo que se refiere a los restantes niveles educativos, los coeficientes del nivel universitario incompleto son los que menores correcciones sufren por los dos modelos MV. Caso contrario ocurre con el nivel secundario, con correcciones de aproximadamente -19 p.p. en los trimestres impares de la serie bajo el modelo H2; y corrección de 14.5 p.p. para el promedio de los trimestres pares bajo el modelo H3.

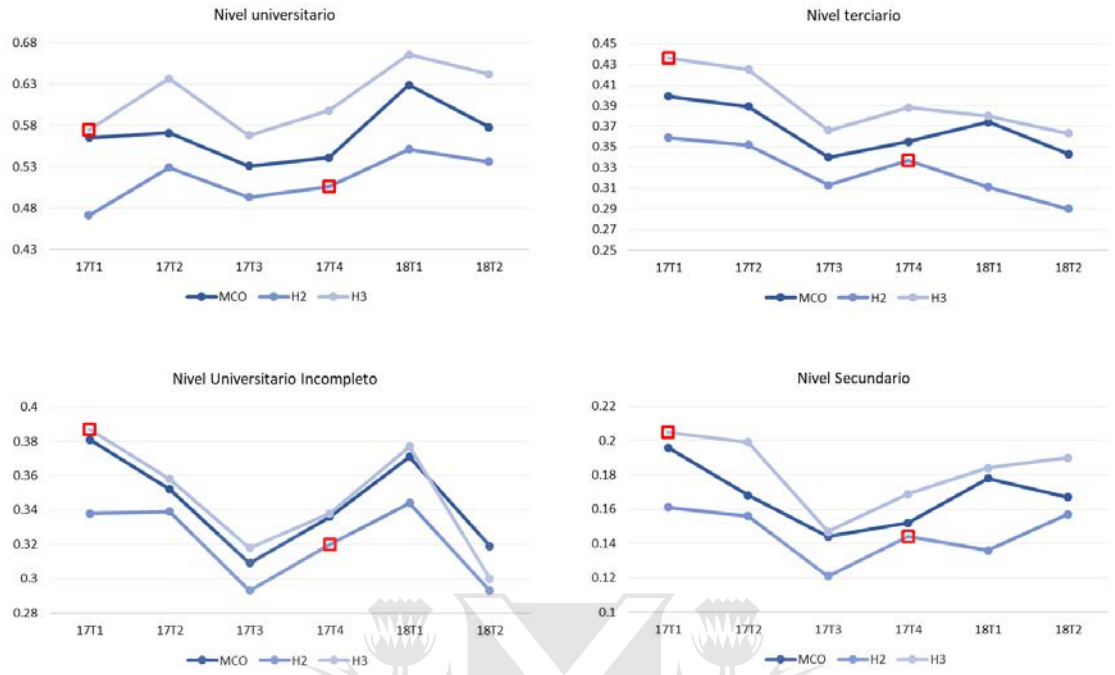
Tabla 7 | *Evolución trimestral de prima salarial por niveles educativos. Base EPH total. I trimestre 2017 a II trimestre 2018*

trimestre	Universitario			Terciario			Universitario Incompleto			Secundario		
	MCO	H2	H3	MCO	H2	H3	MCO	H2	H3	MCO	H2	H3
17T1	0.565	0.471	0.575	0.399	0.359	0.436	0.381	0.338	0.387	0.196	0.161	0.205
17T2	0.571	0.529	0.637	0.389	0.352	0.425	0.352	0.339	0.358	0.168	0.156	0.199
17T3	0.531	0.493	0.568	0.340	0.313	0.366	0.309	0.293	0.318	0.144	0.121	0.147
17T4	0.541	0.506	0.598	0.355	0.337	0.388	0.336	0.320	0.338	0.152	0.144	0.169
18T1	0.629	0.551	0.666	0.374	0.311	0.380	0.371	0.344	0.377	0.178	0.136	0.184
18T2	0.578	0.536	0.642	0.343	0.290	0.363	0.319	0.293	0.300	0.167	0.157	0.190
Variación interanual (%). Primer y segundo trimestre entre los años 2018 y 2017												
T1	11.33%	16.99%	n.c.	-6.27%	-13.37%	n.c.	-2.62%	1.78%	n.c.	-9.18%	-15.53%	n.c.
T2	1.23%	1.32%	0.78%	-11.83%	-17.61%	-14.59%	-9.37%	-13.57%	-16.20%	-0.60%	0.64%	-4.52%

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

Los valores expuestos en la Tabla 8 muestran que mientras la prima para quienes concluyeron niveles de estudios universitarios aumenta en el período de referencia, para el resto de los niveles educativos decrece. Sin embargo, cuando se examina el Gráfico 4 dicho patrón no termina de ser del todo claro. Para solucionarlo, en todas las estimaciones MCO y MV de este trabajo, se ha calculado el premio laboral universitario en relación a los restantes niveles educativos, siendo la totalidad de las diferencias significativas al 1%.

Gráfico 4 | *Evolución trimestral de prima salarial por niveles educativos.*
I trimestre 2017 a II trimestre 2018



Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

Al respecto, la Tabla 9 y el Gráfico 5 muestran la evolución trimestral de prima salarial universitaria en relación a restantes niveles educativos. Al eliminarse la heterogeneidad del grupo de referencia para al cálculo original de los coeficientes, compuesto por: i) quienes no pudieron terminar estudios secundarios, ii) quienes terminaron o no la primaria, y iii) quienes no reportan ningún tipo de instrucción; los diferenciales de salarios por nivel de estudios se vuelven más claros.

Como se puede observar, la brecha entre los niveles educativos se ha ampliado fuertemente para el período de referencia. Si se toma como base el primer trimestre de cada año, la prima salarial entre quienes acreditan título universitario y quienes han concluido estudios terciarios ha aumentado 53,61% bajo MCO y 114,29% bajo la estimación del modelo H2. Algo similar ocurre con los restantes niveles de estudio. La brecha de salarios entre el nivel universitario y el universitario incompleto, se amplió 40.22% bajo MCO y 55.64% bajo MV. Finalmente, la relación con el nivel secundario, es la que más estable se muestra en las variaciones interanuales. Si bien también hay una ampliación de la brecha, esta es de 22.22% bajo MCO y 33.87% bajo MV.

Tabla 8 | *Evolución trimestral de prima salarial universitaria en relación a restantes niveles educativos. Base EPH total. I TRIM 2017 a II TRIM 2018*

trimestre	Univ. respecto a Terciario			Univ. respecto a Univ. Incompleto			Univ. respecto a Secundario		
	MCO	H2	H3	MCO	H2	H3	MCO	H2	H3
17T1	0.166	0.112	0.139	0.184	0.133	0.188	0.369	0.310	0.370
17T2	0.182	0.177	0.212	0.219	0.190	0.279	0.403	0.373	0.438
17T3	0.191	0.180	0.202	0.222	0.200	0.250	0.387	0.372	0.421
17T4	0.186	0.169	0.210	0.205	0.186	0.260	0.389	0.362	0.429
18T1	0.255	0.240	0.286	0.258	0.207	0.289	0.451	0.415	0.482
18T2	0.235	0.246	0.279	0.259	0.243	0.342	0.411	0.379	0.452
Variación interanual (%). Primer y segundo trimestre entre los años 2018 y 2017									
T1	53.61%	114.29%	n.c.	40.22%	55.64%	n.c.	22.22%	33.87%	n.c.
T2	29.12%	38.98%	31.60%	18.26%	27.89%	22.58%	1.99%	1.61%	3.20%

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

No puede dejar de observarse que cuando se modifica el período de comparación, es decir, cuando se realizan comparaciones entre los segundos trimestres de cada año; las brechas parecen ser más homogéneas entre los distintos niveles educativos y las estimaciones. Este punto no es menor, dado que los términos de las negociaciones paritarias que se realizan cada año, comienzan a regir a partir del mes de marzo[17] y los aumentos negociados han sido menores que el nivel de inflación registrado, con lo cual no puede suponerse una relación perfecta entre el resultado de la negociación y la inflación observada. Lo anterior, parece sugerir una dinámica en la cual quienes tienen un título universitario -en promedio- disponen de un mayor poder de negociación para ajustar sus remuneraciones con respecto a quienes no. El efecto se refuerza debido a que las remuneraciones del segmento informal se encuentran fuera de convenio, con lo cual se otorga mayor sustento al punto referido al ajuste asimétrico de salarios por inflación.

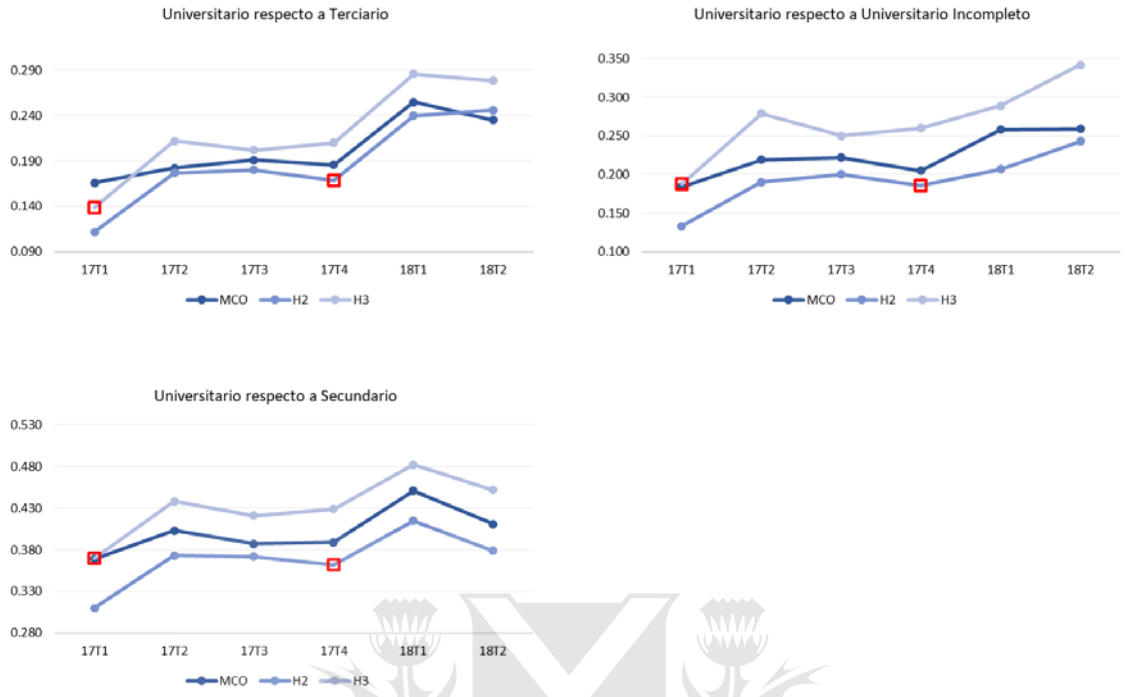
Por otra parte, debe considerarse la influencia de la cantidad de horas trabajadas. Del análisis de la Tabla 2 quedó establecido que durante el primer trimestre de cada año, la carga horaria disminuye en todos los niveles educativos, pero en menor medida para quienes tienen universitario completo. En consecuencia, aumenta la brecha con respecto a quienes mantienen sus horas laborales, aun en época de receso.

De ser así, comparaciones entre los primeros trimestres de cada año, no parecen del todo adecuadas para el análisis de las primas salariales, al no tener en cuenta la velocidad de ajuste diferencial de remuneraciones y de horas trabajadas que se observan, y que se estabilizan a partir del segundo trimestre.

[17] Por supuesto, esto es una generalización. No todos los gremios coordinan en una fecha conjunta, y según del poder de negociación de cada uno, algunos han podido negociar clausulas gatillo que disparan un nuevo aumento o renegociación, condicional que se supere cierto umbral generalmente asociado a un índice de inflación.

Universidad de San Andrés

Gráfico 5 | *Evolución trimestral de prima salarial universitaria en relación a restantes niveles educativos. I TRIM 2017 a II TRIM 2018*



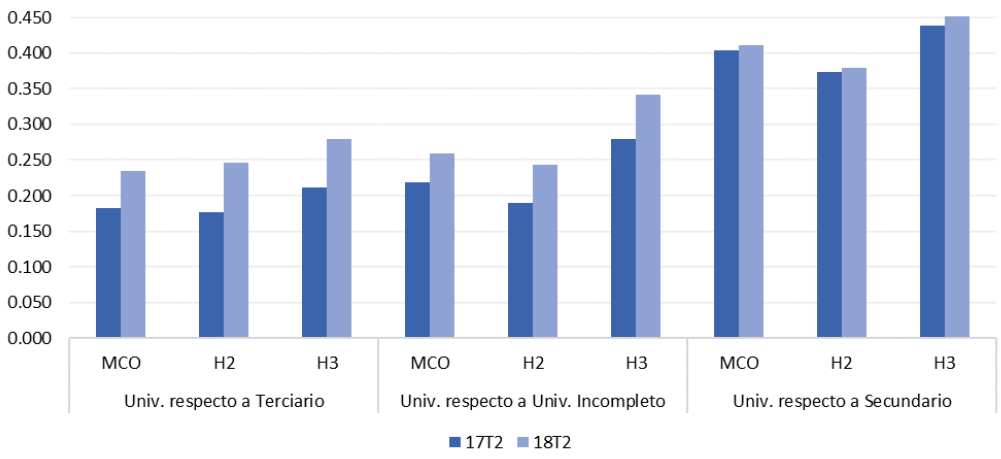
Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

Acorde a lo anterior y condicional a la información disponible, la comparación relevante parece ser la provista por las diferencias interanuales entre los segundos trimestres de cada año[18]. El Gráfico 6 muestra la evolución de la prima salarial universitaria en relación a los restantes niveles educativos entre los II trimestres de 2017 y 2018, bajo los tres modelos seleccionados. Como se puede observar, la brecha entre nivel de estudios superior aumenta para todos los niveles restantes, y lo hace más pronunciadamente en relación al nivel terciario, que es el sub-conjunto de la población más cercana en ingresos a ese grupo. Al respecto, la brecha aumenta 29.12% por MCO, 38.98% bajo la especificación del modelo H2, y 31.60% bajo H3.

Por su parte, la brecha para con el sub-conjunto de individuos con estudios universitarios incompletos, aumenta 18.26% por MCO, 27.89% por H2, y 22.58% bajo la especificación del modelo H3. Finalmente, la brecha con respecto a los individuos que solo completaron niveles de estudios secundarios, si bien aumenta, lo hace a una tasa significativamente menor a los anteriores: 1.99% por MCO, 1.61% bajo el modelo H2, y 3.20% bajo H3.

[18] También podría utilizarse una comparación entre semestres como en Navarro et al. (2018), pero las primas laborales también quedarían sobre-estimadas por el efecto que se registra en el primer trimestre de cada año, aunque en menor medida que en la comparación directa. Una posible solución es incorporar al modelo controles por trimestre.

Gráfico 6 | *Evolución de prima salarial universitaria en relación a restantes niveles educativos. Comparación entre II trimestre de 2017 y 2018.*



Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

En resumen, la comparación entre los segundos trimestres de 2017 y 2018, muestran que en el mercado laboral ha aumentado la brecha de aquellos que disponen de nivel de formación universitaria con respecto a quienes obtuvieron otros niveles educativos. Dado que las diferencias de remuneraciones se realizan con mayor intensidad con respecto al sub-conjunto educativo más cercano por nivel de ingreso (y así sucesivamente con los sub-conjuntos restantes), el período 2017-2018 registra una mayor polarización en el mercado laboral, entre aquellos que disponen de un título universitario y aquellos que no, sobre todo por una baja del rendimiento reportado en los niveles educativos intermedios (universitario incompleto y terciario).

4 CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo consistió en estimar el premio laboral de Argentina para el período comprendido entre el primer trimestre 2017 al segundo trimestre 2018, y observar su evolución en un lapso breve, pero sobre el cual se dispone de información estadística confiable.

El análisis descriptivo de las variables elegidas para este trabajo, parece indicar que entre 2017 y 2018 se registra un aumento en la brecha de las remuneraciones salariales, sobre todo en las concernientes al subconjunto de individuos con estudios universitarios completos con respecto al resto de la población ocupada. Asimismo, en el análisis descriptivo se registran cambios en la cantidad de horas trabajadas, discriminadas por nivel educativo entre trimestres. Mientras que

en el primer trimestre de cada año la carga horaria disminuye para todos los niveles de estudios, esta caída es muy leve para quienes presentan nivel educativo universitario completo.

Este punto influye notablemente es las variaciones interanuales que se estimaron para el cálculo de las primas salariales universitarias, en relación a los restantes niveles educativos. Por dar un ejemplo, la variación interanual de la prima salarial entre universitarios y nivel terciario, para el primer trimestre entre 2017 y 2018, aumenta 53.61% bajo método MCO y 114.29% bajo MV.

Dado que se han utilizado estimaciones de corte transversal, en la formulación metodológica de este trabajo cada trimestre es tratado como independiente de los otros. En consecuencia, la evidencia aportada parece sugerir que las observaciones que deben seleccionarse, son las concernientes a los segundos trimestres de cada año, condicional a la información disponible.

Las tres estrategias utilizadas para estimar los parámetros de la ecuación de Mincer, corroboran un aumento en la brecha de las remuneraciones salariales entre el nivel educativo superior y los restantes niveles educativos, entre los segundos trimestres de 2017 y 2018.

Siempre refiriéndose a ese período, bajo MCO la prima salarial del nivel universitario con respecto al nivel terciario aumenta 29.12%. Con respecto al nivel universitario incompleto, lo hace en 18.26%. Finalmente, el aumento para con el nivel secundario, es de 1.99% interanual.

Las estimaciones bajo MV que incluyen arreglos a la Heckman, incorporan dos variables distintas en la ecuación de selección, ambas referidas a captar distintos aspectos de los ingresos familiares. Por su parte, las variables que comparten en común en la ecuación de selección son: si el individuo es jefe de hogar, si está unido o casado, su nivel educativo, su género, su experiencia potencial, variables por región y el número de hijos menores a seis años que tiene bajo su cuidado.

Sin embargo, el primer modelo reportado (H2) se diferencia por incluir la variable logaritmo del ingreso per cápita familiar real. La misma, surge de dividir el ingreso total familiar (laboral y no laboral) expresados en términos reales por el número de miembros del hogar. En tanto que, el segundo modelo (H3) se diferencia por incluir el logaritmo del ingreso real del resto del hogar.

En todo caso, ambos tratan de captar distintos aspectos de la decisión de ingresar al mercado laboral. En el primero, si la decisión se realiza tomando en consideración el ingreso total de la familia. En el segundo, si la decisión se toma considerando el ingreso de la familia con independencia del ingreso del individuo que toma la decisión.

Siempre refiriéndose a las variaciones interanuales en el segundo trimestre de 2017 y 2018, ambos modelos MV corrigen la estimación de base MCO, sin dejar de reflejar el aumento de la

brecha de ingresos ya señalada entre niveles educativos. La estimación H2 muestra que la prima salarial del nivel universitario con respecto al nivel terciario aumenta 38.98%. Con respecto al nivel universitario incompleto, lo hace en 27.89%. En tanto que el aumento para con el nivel secundario, es de 1.61% interanual.

Finalmente, las estimaciones del modelo H3 muestran que las variaciones señaladas para el nivel de estudios universitarios se dan en la siguiente magnitud: 31.6% con respecto a quienes tienen formación terciaria, 22.58% para con quienes tienen estudios universitarios incompletos, y 3.20% para quienes han concluido estudios secundarios.

En resumen, el período 2017-2018 registra una mayor polarización en el mercado laboral entre aquellos que disponen de un título universitario y aquellos que no, y que se encuentra impulsada -sobre todo- por una baja del rendimiento reportado en los niveles educativos intermedios. Es decir, quienes poseen formación universitaria incompleta o título terciario.

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

5 BIBLIOGRAFÍA

Acemoglu, Daron, y David Autor. 2011. "Lectures in Labor Economics." : (p. 1-299). https://economics.mit.edu/files/4689.

Acuña, Carlos. 2007. *Lecturas Sobre El Estado y Las Políticas Públicas: Retomando El Debate de Ayer para Fortalecer el Actual*. ed. Carlos Acuña. Ciudad de Buenos Aires: Proyecto de Modernización del Estado. Jefatura de Gabinete de Ministros de la Nación.

Adrogué, Cecilia. 2006. "Desempleo y Retornos a La Educación Superior en la Argentina (1974-2002)." *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política (AAEP)*. https://aaep.org.ar/anales/works/works2006/AdrogueCecilia.pdf.

Barceinas Paredes, Fernando, Josep Oliver Alonso, José Luis Raymond Bara, y José Luis Roig Sabaté. 2003. "Rendimientos de la Educación y Efecto Tratamiento. El Caso de España." https://www.etla.fi/PURE/Efecto.pdf.

Becker, Gary S. 1975. "Front Matter, Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education." In *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, ed. Gary S. Becker. New York: National Bureau of Economic Research (NBER), (p.-22-0). https://www.nber.org/chapters/c3730.pdf.

Ciaschi, Matías, y Federico Christmann. 2016. "Retornos a la Educación y Estancamiento en la Caída de la Desigualdad Argentina, 2003-2015." *Anales de la Asociación Argentina De Economía Política (AAEP)*. https://aaep.org.ar/anales/works/works2016/ciaschi.pdf.

Galassi, Gabriela Liliana, y Marcos Javier Andrada. 2011. "Relación entre Educación e Ingresos en las Regiones Geográficas de Argentina." *Papeles de Población* Vol. 17(Nro. 69): 257–90. http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1405-74252011000300009&lng=es&nrm=iso&tlng=es.

Gasparini, Leonardo, Sebastián Galiani, Guillermo Cruces, y Pablo Acosta. 2011. *Educational Upgrading and Returns to Skills in Latin America. Evidence from a Supply-Demand Framework, 1990-2010.* La Plata. http://www.cedlas.econo.unlp.edu.ar/wp/wp-content/uploads/doc_cedlas127.pdf.

Johnes, Geraint. 1995. *Economía de La Educación: Capital Humano, Rendimiento Educativo y Mercado de Trabajo*. Madrid: Centro de Publicaciones, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

Lustig, Nora, Luis Lopez-Calva, y Eduardo Ortiz-Juarez. 2013. *Deconstructing the Decline in Inequality in Latin America*. New Orleans. https://www.researchgate.net/publication/257425223_Deconstructing_the_Decline_in_Inequality_in_Latin_America.

Margot, Diego. 2001. *Rendimientos a la Educación en Argentina: Un Análisis de Cohortes*. La Plata. http://www.depeco.econo.unlp.edu.ar/wp/wp-content/uploads/2017/05/doc33.pdf.

Montenegro, Claudio E., y Harry A. Patrinos. 2014. *Comparable Estimates of Returns to Schooling around the World*. http://documentos.bancomundial.org/curated/es/830831468147839247/pdf/WPS7020.pdf.

Navarro, Ana Inés et al. 2018. *Cruzar La Meta y Seguir Corriendo. La UNR y La Empleabilidad de sus Graduados en el Gran Rosario*. Rosario: Xanto. http://www.observatorio.unr.edu.ar/wp-content/uploads/2018/09/UNR-Graduados-online-final.pdf.

Spence, Michael. 1973. "Job Market Signaling." *The Quarterly Journal of Economics* Vol. 87(No. 3): 355–74. http://links.jstor.org/sici?sici=0033-5533%28197308%2987%3A3%3C355%3AJMS%3E2.0.CO%3B2-3.

ANEXO A | ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

Tabla 9 | *Total de ocupados discriminados por género y por nivel de educación alcanzado. Participación de niveles educativos en el total de ocupados y participación por género en el total de ocupados por nivel educativo. Ingresos reales promedio total y por hora. Base EPH total. I y II trimestre 2017. Precios base dic. 2016.*

Nivel de educación alcanzado	I Trimestre 2017				II Trimestre 2017			
	Total de ocupados	Participación (%)	Ingreso		Total de ocupados	Participación (%)	Ingreso	
			Medio	Por hora promedio			Medio	Por hora promedio
Universitario completo	1,592,329	8.77%	18,532.39	133.01	1,529,194	8.46%	19,620.68	145.58
Hombre	680,749	42.75%	21,910.90	140.92	684,629	44.77%	23,887.95	161.98
Mujer	911,580	57.25%	15,920.64	126.33	844,565	55.23%	15,972.33	131.24
Terciario completo	1,350,191	7.44%	12,971.12	102.75	1,268,335	7.02%	13,310.16	109.92
Hombre	410,477	30.40%	15,912.37	102.78	408,496	32.21%	16,442.31	115.04
Mujer	939,714	69.60%	11,459.21	102.74	859,839	67.79%	11,656.60	107.24
Universitario incompleto	2,163,458	11.92%	11,995.74	85.06	2,111,559	11.69%	11,844.78	87.41
Hombre	1,040,143	48.08%	14,469.97	95.01	994,144	47.08%	13,697.42	93.13
Mujer	1,123,315	51.92%	9,299.66	74.14	1,117,415	52.92%	9,924.36	81.35
Secundario	5,176,690	28.52%	10,404.20	70.74	5,247,321	29.04%	10,448.58	71.47
Hombre	2,481,169	47.93%	12,166.48	73.89	2,460,240	46.89%	12,270.02	74.94
Mujer	2,695,521	52.07%	8,057.28	66.54	2,787,081	53.11%	8,231.12	67.21
Resto niveles educativos	7,865,603	43.34%	7,985.81	56.05	7,911,029	43.79%	8,155.15	59.59
Hombre	4,157,202	52.85%	9,285.45	57.60	4,137,491	52.30%	9,621.75	61.05
Mujer	3,708,401	47.15%	5,312.13	52.78	3,773,538	47.70%	5,371.09	56.82
Total	18,148,271	100.00%	10,642.99	74.28	18,067,438	100.00%	10,784.53	79.30
Hombre	8,769,740	48.32%	11,846.71	74.29	8,685,000	48.07%	12,073.78	79.26
Mujer	9,378,531	51.68%	9,031.98	74.27	9,382,438	51.93%	9,142.50	79.35

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

QUAERERE VERUM
Universidad de
San Andrés

Tabla 10 | *Total de ocupados discriminados por género y por nivel de educación alcanzado. Participación de niveles educativos en el total de ocupados y participación por género en el total de ocupados por nivel educativo. Ingresos reales promedio total y por hora. Base EPH total. III y IV trimestre 2017. Precios base dic. 2016.*

Nivel de educación alcanzado	III Trimestre 2017				VI Trimestre 2017			
	Total de ocupados	Participación (%)	Ingreso		Total de ocupados	Participación (%)	Ingreso	
			Medio	Por hora promedio			Medio	Por hora promedio
Universitario completo	1,644,868	9.09%	19,398.10	140.24	1,738,426	9.54%	19,280.85	140.23
Hombre	724,608	44.05%	23,034.59	149.77	753,321	43.33%	22,358.30	150.60
Mujer	920,260	55.95%	16,451.77	132.36	985,105	56.67%	16,896.35	132.02
Terciario completo	1,284,286	7.10%	12,904.38	101.91	1,395,324	7.66%	12,982.62	103.69
Hombre	441,730	34.39%	15,606.08	105.25	464,971	33.32%	15,081.36	107.33
Mujer	842,556	65.61%	11,330.22	99.86	930,353	66.68%	11,667.13	101.38
Universitario incompleto	2,090,026	11.55%	11,597.67	84.62	2,106,334	11.56%	11,883.35	89.75
Hombre	969,325	46.38%	13,850.60	92.18	971,204	46.11%	13,926.93	94.04
Mujer	1,120,701	53.62%	9,250.27	76.74	1,135,130	53.89%	9,841.81	85.46
Secundario	5,190,014	28.68%	10,607.45	72.68	5,316,006	29.18%	10,749.57	72.65
Hombre	2,431,067	46.84%	12,513.43	77.70	2,539,327	47.77%	12,624.92	78.53
Mujer	2,758,947	53.16%	8,361.38	66.72	2,776,679	52.23%	8,233.34	64.76
Resto niveles educativos	7,885,053	43.58%	8,135.02	61.63	7,662,295	42.06%	8,205.45	58.52
Hombre	4,198,442	53.25%	9,415.73	60.74	4,024,499	52.52%	9,539.43	59.39
Mujer	3,686,611	46.75%	5,649.38	63.33	3,637,796	47.48%	5,609.83	56.85
Total	18,094,247	100.00%	10,846.07	77.90	18,218,385	100.00%	11,048.64	78.69
Hombre	8,765,172	48.44%	12,124.45	77.64	8,753,322	48.05%	12,311.07	78.73
Mujer	9,329,075	51.56%	9,230.46	78.24	9,465,063	51.95%	9,389.89	78.63

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

Tabla 11 | *Total de ocupados discriminados por género y por nivel de educación alcanzado. Participación de niveles educativos en el total de ocupados y participación por género en el total de ocupados por nivel educativo. Ingresos reales promedio total y por hora. Base EPH total. I y II trimestre 2018. Precios base dic. 2016.*

Nivel de educación alcanzado	**I Trimestre 2018**				**II Trimestre 2018**			
	Total de ocupados	Participación (%)	Ingreso		Total de ocupados	Participación (%)	Ingreso	
			Medio	Por hora promedio			Medio	Por hora promedio
Universitario completo	1,703,026	9.34%	20,067.30	149.15	1,565,438	8.60%	19,600.79	148.14
Hombre	733,796	43.09%	23,401.54	156.39	696,177	44.47%	22,738.49	154.03
Mujer	969,230	56.91%	17,626.35	143.47	869,261	55.53%	17,038.03	143.34
Terciario completo	1,387,847	7.61%	13,273.21	102.00	1,416,657	7.78%	12,328.33	102.63
Hombre	493,687	35.57%	16,235.15	109.69	470,189	33.19%	14,638.10	101.75
Mujer	894,160	64.43%	11,410.49	96.43	946,468	66.81%	11,025.75	103.12
Universitario incompleto	2,214,437	12.14%	11,921.77	85.77	2,187,309	12.01%	10,786.74	81.18
Hombre	1,021,798	46.14%	14,238.98	94.28	995,900	45.53%	13,117.12	88.74
Mujer	1,192,639	53.86%	9,543.62	76.89	1,191,409	54.47%	8,455.40	73.55
Secundario	5,436,584	29.81%	10,386.57	69.32	5,385,382	29.58%	10,034.01	69.79
Hombre	2,556,401	47.02%	12,197.25	72.14	2,552,187	47.39%	11,895.62	74.96
Mujer	2,880,183	52.98%	8,149.42	65.78	2,833,195	52.61%	7,706.06	63.32
Resto niveles educativos	7,493,277	41.09%	8,048.80	56.69	7,651,953	42.03%	7,775.79	55.47
Hombre	3,937,696	52.55%	9,569.81	60.25	3,996,672	52.23%	9,059.61	57.59
Mujer	3,555,581	47.45%	5,146.68	49.90	3,655,281	47.77%	5,381.15	51.57
Total	18,235,171	100.00%	10,823.42	75.72	18,206,739	100.00%	10,418.05	76.85
Hombre	8,743,378	47.95%	12,082.95	75.71	8,711,125	47.85%	11,626.42	76.46
Mujer	9,491,793	52.05%	9,193.09	75.74	9,495,614	52.15%	8,860.30	77.35

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

ANEXO B | ESTIMACIONES MCO

Tabla 12 | *Estimaciones MCO. Base EPH total. I trimestre 2017.*

VARIABLES	Modelo 1 logingresoreal	Modelo 2 logingresoreal	Modelo 3 logingresoreal
universitario	0.927***	0.737***	0.565***
	(0.0282)	(0.0272)	(0.0330)
universitarioincompleto	0.465***	0.446***	0.381***
	(0.0303)	(0.0287)	(0.0297)
terciario	0.679***	0.509***	0.399***
	(0.0315)	(0.0290)	(0.0316)
secundario	0.257***	0.219***	0.196***
	(0.0198)	(0.0195)	(0.0201)
mujer	-0.113***	-0.0972***	-0.0820***
	(0.0159)	(0.0152)	(0.0157)
formal		0.462***	0.453***
		(0.0172)	(0.0169)
exp		0.0216***	0.0201***
		(0.00246)	(0.00248)
exp2		-0.000316***	-0.000301***
		(5.14e-05)	(5.14e-05)
GBA		-0.265***	-0.269***
		(0.0188)	(0.0185)
NOA		-0.533***	-0.536***
		(0.0184)	(0.0181)
NEA		-0.604***	-0.604***
		(0.0217)	(0.0215)
CUYO		-0.490***	-0.492***
		(0.0226)	(0.0222)
PAMPEANA		-0.300***	-0.302***
		(0.0180)	(0.0177)
profesionales			0.297***
			(0.0387)
tecnico			0.218***
			(0.0301)
operativo			0.0329
			(0.0204)
Constante	3.880***	3.736***	3.728***
	(0.0155)	(0.0311)	(0.0314)
Prima Salarial (respecto terciario)	0.248***	0.228***	0.166***
Prima Salarial (respec. univ. incompleto)	0.462***	0.291***	0.184***
Prima Salarial (respecto secundario)	0.67***	0.518***	0.369***
LR test (p-value)		0.000	0.000
AIC	32,650	29,017	28,743
BIC	32,696	29,125	28,874
Observaciones	16,172	16,061	16,061
R2	0.173	0.332	0.344

NOTA: Errores estándar robustos y clusterizados por hogar entre paréntesis. Nivel de significancia estadística *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

Tabla 13 | *Estimaciones MCO. Base EPH total. II trimestre 2017.*

VARIABLES	Modelo 1 logingresoreal	Modelo 2 logingresoreal	Modelo 3 logingresoreal
universitario	0.928***	0.783***	0.571***
	(0.0277)	(0.0290)	(0.0350)
universitarioincompleto	0.458***	0.448***	0.352***
	(0.0251)	(0.0252)	(0.0265)
terciario	0.694***	0.552***	0.389***
	(0.0253)	(0.0244)	(0.0287)
secundario	0.222***	0.203***	0.168***
	(0.0184)	(0.0177)	(0.0177)
mujer	-0.120***	-0.0967***	-0.0767***
	(0.0145)	(0.0141)	(0.0147)
formal		0.409***	0.398***
		(0.0158)	(0.0155)
exp		0.0158***	0.0141***
		(0.00205)	(0.00204)
exp2		-0.000183***	-0.000166***
		(4.47e-05)	(4.43e-05)
GBA		-0.250***	-0.252***
		(0.0182)	(0.0178)
NOA		-0.484***	-0.487***
		(0.0176)	(0.0173)
NEA		-0.544***	-0.544***
		(0.0213)	(0.0209)
CUYO		-0.422***	-0.421***
		(0.0211)	(0.0208)
PAMPEANA		-0.291***	-0.290***
		(0.0172)	(0.0169)
profesionales			0.331***
			(0.0375)
tecnico			0.312***
			(0.0255)
operativo			0.0669***
			(0.0180)
Constante	3.935***	3.812***	3.779***
	(0.0139)	(0.0272)	(0.0280)
Prima Salarial (respecto terciario)	0.234***	0.231***	0.182***
Prima Salarial (respec. univ. incompleto)	0.47***	0.335***	0.219***
Prima Salarial (respecto secundario)	0.706***	0.58***	0.403***
LR test (p-value)		0.000	0.000
AIC	36,990	33,636	33,131
BIC	37,037	33,746	33,264
Observaciones	18,727	18,630	18,630
R2	0.186	0.314	0.332

NOTA: Errores estándar robustos y clusterizados por hogar entre paréntesis. Nivel de significancia estadística *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

QUAERERE VERUM
Universidad de San Andrés

Tabla 14 | *Estimaciones MCO. Base EPH total. III trimestre 2017.*

VARIABLES	Modelo 1 logingresoreal	Modelo 2 logingresoreal	Modelo 3 logingresoreal
universitario	0.888***	0.737***	0.531***
	(0.0274)	(0.0272)	(0.0333)
universitarioincompleto	0.384***	0.380***	0.309***
	(0.0264)	(0.0274)	(0.0277)
terciario	0.609***	0.482***	0.340***
	(0.0250)	(0.0232)	(0.0256)
secundario	0.210***	0.179***	0.144***
	(0.0185)	(0.0179)	(0.0180)
mujer	-0.103***	-0.0876***	-0.0717***
	(0.0143)	(0.0139)	(0.0145)
formal		0.419***	0.405***
		(0.0156)	(0.0154)
exp		0.0167***	0.0154***
		(0.00234)	(0.00233)
exp2		-0.000204***	-0.000193***
		(4.70e-05)	(4.67e-05)
GBA		-0.245***	-0.245***
		(0.0186)	(0.0183)
NOA		-0.534***	-0.533***
		(0.0180)	(0.0177)
NEA		-0.543***	-0.537***
		(0.0210)	(0.0207)
CUYO		-0.498***	-0.496***
		(0.0207)	(0.0204)
PAMPEANA		-0.318***	-0.315***
		(0.0168)	(0.0166)
profesionales			0.358***
			(0.0380)
tecnico			0.276***
			(0.0257)
operativo			0.0554***
			(0.0209)
Constante	3.948***	3.838***	3.812***
	(0.0156)	(0.0341)	(0.0358)
Prima Salarial (respecto terciario)	0.279***	0.255***	0.191***
Prima Salarial (respec. univ. incompleto)	0.504***	0.357***	0.222***
Prima Salarial (respecto secundario)	0.678***	0.558***	0.387***
LR test (p-value)		0.000	0.000
AIC	36,982	33,164	32,691
BIC	37,029	33,274	32,824
Observaciones	18,783	18,658	18,658
R2	0.167	0.314	0.332

NOTA: Errores estándar robustos y clusterizados por hogar entre paréntesis. Nivel de significancia estadística *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

QUAERERE VERUM
Universidad de San Andrés

Tabla 15 | *Estimaciones MCO. Base EPH total. IV trimestre 2017.*

VARIABLES	Modelo 1 logingresoreal	Modelo 2 logingresoreal	Modelo 3 logingresoreal
universitario	0.910***	0.756***	0.541***
	(0.0255)	(0.0266)	(0.0335)
universitarioincompleto	0.420***	0.427***	0.336***
	(0.0290)	(0.0298)	(0.0320)
terciario	0.648***	0.494***	0.355***
	(0.0260)	(0.0244)	(0.0274)
secundario	0.224***	0.187***	0.152***
	(0.0194)	(0.0185)	(0.0194)
mujer	-0.119***	-0.105***	-0.0857***
	(0.0142)	(0.0135)	(0.0138)
formal		0.412***	0.392***
		(0.0163)	(0.0161)
exp		0.0223***	0.0199***
		(0.00210)	(0.00208)
exp2		-0.000319***	-0.000284***
		(4.32e-05)	(4.27e-05)
GBA		-0.237***	-0.235***
		(0.0183)	(0.0180)
NOA		-0.473***	-0.474***
		(0.0165)	(0.0162)
NEA		-0.501***	-0.492***
		(0.0197)	(0.0195)
CUYO		-0.445***	-0.445***
		(0.0211)	(0.0209)
PAMPEANA		-0.296***	-0.291***
		(0.0163)	(0.0160)
profesionales			0.365***
			(0.0370)
tecnico			0.279***
			(0.0246)
operativo			0.0671***
			(0.0203)
Constante	3.941***	3.772***	3.747***
	(0.0165)	(0.0318)	(0.0318)
Prima Salarial (respecto terciario)	0.262***	0.262***	0.186***
Prima Salarial (respec. univ. incompleto)	0.49***	0.329***	0.205***
Prima Salarial (respecto secundario)	0.686***	0.569***	0.389***
LR test (p-value)		0.000	0.000
AIC	36,919	32,886	32,380
BIC	36,966	32,996	32,514
Observaciones	19,091	18,976	18,976
R2	0.186	0.332	0.350

NOTA: Errores estándar robustos y clusterizados por hogar entre paréntesis. Nivel de significancia estadística *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

QUAERERE VERUM
Universidad de San Andrés

Tabla 16 | *Estimaciones MCO. Base EPH total. I trimestre 2018.*

VARIABLES	Modelo 1 logingresoreal	Modelo 2 logingresoreal	Modelo 3 logingresoreal
universitario	1.008***	0.844***	0.629***
	(0.0278)	(0.0279)	(0.0351)
universitarioincompleto	0.458***	0.459***	0.371***
	(0.0270)	(0.0258)	(0.0268)
terciario	0.640***	0.502***	0.374***
	(0.0275)	(0.0258)	(0.0280)
secundario	0.237***	0.206***	0.178***
	(0.0199)	(0.0190)	(0.0192)
mujer	-0.155***	-0.125***	-0.114***
	(0.0158)	(0.0148)	(0.0158)
formal		0.431***	0.417***
		(0.0161)	(0.0159)
exp		0.0219***	0.0207***
		(0.00235)	(0.00230)
exp2		-0.000310***	-0.000301***
		(5.07e-05)	(4.97e-05)
GBA		-0.246***	-0.249***
		(0.0194)	(0.0191)
NOA		-0.451***	-0.453***
		(0.0181)	(0.0179)
NEA		-0.466***	-0.463***
		(0.0221)	(0.0219)
CUYO		-0.423***	-0.428***
		(0.0223)	(0.0222)
PAMPEANA		-0.252***	-0.252***
		(0.0178)	(0.0176)
profesionales			0.345***
			(0.0414)
tecnico			0.257***
			(0.0261)
operativo			0.0131
			(0.0191)
Constante	3.917***	3.719***	3.722***
	(0.0151)	(0.0295)	(0.0304)
Prima Salarial (respecto terciario)	0.368***	0.342***	0.255***
Prima Salarial (respec. univ. incompleto)	0.55***	0.385***	0.258***
Prima Salarial (respecto secundario)	0.771***	0.638***	0.451***
LR test (p-value)		0.000	0.000
AIC	34,442	31,035	30,572
BIC	34,489	31,144	30,704
Observaciones	17,325	17,216	17,216
R2	0.197	0.334	0.352

NOTA: Errores estándar robustos y clusterizados por hogar entre paréntesis. Nivel de significancia estadística *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

QUAERERE VERUM
Universidad de San Andrés

ANEXO C | ESTIMACIONES MV

Tabla 17 | *Estimaciones MV. Base EPH total. I trimestre 2017.*

VARIABLES	Modelo 1H logingresoreal	Modelo 2H logingresoreal	Modelo 3H logingresoreal
universitario	0.500***	0.471***	0.575***
	(0.0374)	(0.0414)	(0.0445)
universitarioincompleto	0.363***	0.338***	0.387***
	(0.0302)	(0.0323)	(0.0342)
terciario	0.358***	0.359***	0.436***
	(0.0335)	(0.0366)	(0.0388)
secundario	0.168***	0.161***	0.205***
	(0.0218)	(0.0233)	(0.0252)
mujer	-0.0161	-0.00424	-0.109***
	(0.0245)	(0.0266)	(0.0274)
formal	0.449***	0.438***	0.451***
	(0.0168)	(0.0180)	(0.0198)
exp	0.00950**	0.00574	0.0215***
	(0.00384)	(0.00413)	(0.00409)
exp2	-9.04e-05	-2.56e-05	-0.000331***
	(7.75e-05)	(8.32e-05)	(8.14e-05)
GBA	-0.283***	-0.298***	-0.261***
	(0.0195)	(0.0213)	(0.0233)
NOA	-0.545***	-0.558***	-0.543***
	(0.0183)	(0.0192)	(0.0210)
NEA	-0.599***	-0.588***	-0.596***
	(0.0219)	(0.0231)	(0.0254)
CUYO	-0.501***	-0.508***	-0.500***
	(0.0227)	(0.0235)	(0.0251)
PAMPEANA	-0.309***	-0.327***	-0.313***
	(0.0179)	(0.0199)	(0.0219)
profesionales	0.297***	0.299***	0.301***
	(0.0386)	(0.0406)	(0.0442)
tecnico	0.215***	0.207***	0.204***
	(0.0300)	(0.0329)	(0.0358)
operativo	0.0299	0.0324	0.0308
	(0.0203)	(0.0216)	(0.0236)
Constante	3.905***	3.986***	3.706***
	(0.0565)	(0.0610)	(0.0638)
Prima Salarial (respecto terciario)	0.142***	0.112***	0.139***
Prima Salarial (respec. univ. incompleto)	0.332***	0.31***	0.37***
Prima Salarial (respecto secundario)	0.332***	0.31***	0.37***
Test de Wald (chi2)	13.42	19.40	0.413
p-valor (chi2)	0.0002	0.000	0.5202
inversa tg hiperbólica de Rho	-0.242***	-0.344***	0.0490
	(0.0661)	(0.0782)	(0.0762)
ln Sigma	-0.513***	-0.508***	-0.521***
	(0.0160)	(0.0180)	(0.0162)
Rho	-0.238	-0.331	0.0490
Sigma	0.599	0.602	0.594
Lambda	-0.142	-0.199	0.0291
Observaciones	30,096	24,961	23,058
Censuradas	14035	10725	10725
No censuradas	16,061	14,236	12,333

NOTA: Errores estándar robustos y clusterizados por hogar entre paréntesis. Nivel de significancia estadística *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

Tabla 18 | *Estimaciones MV. Base EPH total. II trimestre 2017.*

VARIABLES	Modelo 1H logingresoreal	Modelo 2H logingresoreal	Modelo 3H logingresoreal
universitario	0.541***	0.529***	0.637***
	(0.0428)	(0.0451)	(0.0458)
universitarioincompleto	0.344***	0.339***	0.358***
	(0.0272)	(0.0287)	(0.0318)
terciario	0.367***	0.352***	0.425***
	(0.0334)	(0.0348)	(0.0367)
secundario	0.155***	0.156***	0.199***
	(0.0204)	(0.0217)	(0.0224)
mujer	-0.0459	-0.0351	-0.112***
	(0.0296)	(0.0296)	(0.0225)
formal	0.397***	0.406***	0.419***
	(0.0155)	(0.0168)	(0.0185)
exp	0.00856*	0.00558	0.0197***
	(0.00514)	(0.00510)	(0.00347)
exp2	-5.65e-05	-3.09e-06	-0.000274***
	(0.000102)	(0.000102)	(7.18e-05)
GBA	-0.257***	-0.275***	-0.229***
	(0.0189)	(0.0208)	(0.0225)
NOA	-0.491***	-0.498***	-0.471***
	(0.0176)	(0.0183)	(0.0209)
NEA	-0.540***	-0.529***	-0.523***
	(0.0213)	(0.0225)	(0.0250)
CUYO	-0.425***	-0.437***	-0.421***
	(0.0211)	(0.0220)	(0.0246)
PAMPEANA	-0.293***	-0.311***	-0.288***
	(0.0171)	(0.0184)	(0.0211)
profesionales	0.330***	0.326***	0.307***
	(0.0376)	(0.0402)	(0.0448)
tecnico	0.310***	0.302***	0.313***
	(0.0257)	(0.0279)	(0.0307)
operativo	0.0650***	0.0581***	0.0489**
	(0.0181)	(0.0195)	(0.0211)
Constante	3.870***	3.929***	3.655***
	(0.0823)	(0.0800)	(0.0555)
Prima Salarial (respecto terciario)	0.174***	0.177***	0.212***
Prima Salarial (respec. univ. incompleto)	0.386***	0.373***	0.438***
Prima Salarial (respecto secundario)	0.386***	0.373***	0.438***
Test de Wald (chi2)	1.386	3.632	6.453
p-valor (chi2)	0.239	0.0567	0.0111
inversa tg hiperbólica de Rho	-0.130	-0.212*	0.164**
	(0.111)	(0.111)	(0.0647)
ln Sigma	-0.527***	-0.514***	-0.506***
	(0.0153)	(0.0175)	(0.0166)
Rho	-0.129	-0.209	0.163
Sigma	0.590	0.598	0.603
Lambda	-0.0764	-0.125	0.0983
Observaciones	32,591	27,890	25,362
Censuradas	13,961	11,069	11,069
No censuradas	18,630	16,821	14,293

NOTA: Errores estándar robustos y clusterizados por hogar entre paréntesis. Nivel de significancia estadística *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

Tabla 19 | *Estimaciones MV. Base EPH total. III trimestre 2017.*

VARIABLES	Modelo 1H logingresoreal	Modelo 2H logingresoreal	Modelo 3H logingresoreal
universitario	0.520***	0.493***	0.568***
	(0.0338)	(0.0342)	(0.0365)
universitarioincompleto	0.305***	0.293***	0.318***
	(0.0277)	(0.0283)	(0.0304)
terciario	0.332***	0.313***	0.366***
	(0.0259)	(0.0267)	(0.0300)
secundario	0.138***	0.121***	0.147***
	(0.0179)	(0.0181)	(0.0203)
mujer	-0.0608***	-0.0389**	-0.0843***
	(0.0168)	(0.0172)	(0.0194)
formal	0.405***	0.414***	0.416***
	(0.0154)	(0.0153)	(0.0162)
exp	0.0134***	0.0112***	0.0203***
	(0.00281)	(0.00298)	(0.00315)
exp2	-0.000154***	-0.000114*	-0.000300***
	(5.60e-05)	(5.88e-05)	(6.32e-05)
GBA	-0.247***	-0.265***	-0.234***
	(0.0185)	(0.0190)	(0.0212)
NOA	-0.534***	-0.537***	-0.521***
	(0.0177)	(0.0184)	(0.0203)
NEA	-0.535***	-0.531***	-0.515***
	(0.0207)	(0.0214)	(0.0237)
CUYO	-0.497***	-0.503***	-0.491***
	(0.0205)	(0.0211)	(0.0232)
PAMPEANA	-0.316***	-0.322***	-0.301***
	(0.0166)	(0.0176)	(0.0198)
profesionales	0.358***	0.372***	0.369***
	(0.0380)	(0.0388)	(0.0422)
tecnico	0.275***	0.288***	0.279***
	(0.0258)	(0.0256)	(0.0276)
operativo	0.0548***	0.0821***	0.0768***
	(0.0210)	(0.0199)	(0.0212)
Constante	3.845***	3.865***	3.693***
	(0.0461)	(0.0508)	(0.0524)
Prima Salarial (respecto terciario)	0.188***	0.18***	0.202***
Prima Salarial (respec. univ. incompleto)	0.382***	0.372***	0.421***
Prima Salarial (respecto secundario)	0.382***	0.372***	0.421***
Test de Wald (chi2)	0.995	4.005	8.876
p-valor (chi2)	0.3185	0.0454	0.0029
inversa tg hiperbólica de Rho	-0.0477	-0.101**	0.146***
	(0.0478)	(0.0504)	(0.0491)
ln Sigma	-0.543***	-0.554***	-0.544***
	(0.0148)	(0.0151)	(0.0164)
Rho	-0.0477	-0.100	0.145
Sigma	0.581	0.574	0.581
Lambda	-0.0277	-0.0577	0.0843
Observaciones	32,079	27,815	25,755
Censuradas	13,421	10,875	10,875
No censuradas	18,658	16,940	14,880

NOTA: Errores estándar robustos y clusterizados por hogar entre paréntesis. Nivel de significancia estadística *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

QUAERERE VERUM
Universidad de San Andrés

Tabla 20 | *Estimaciones MV. Base EPH total. IV trimestre 2017.*

VARIABLES	Modelo 1H logingresoreal	Modelo 2H logingresoreal	Modelo 3H logingresoreal
universitario	0.523***	0.506***	0.598***
	(0.0359)	(0.0452)	(0.0395)
universitarioincompleto	0.330***	0.320***	0.338***
	(0.0324)	(0.0315)	(0.0340)
terciario	0.343***	0.337***	0.388***
	(0.0287)	(0.0339)	(0.0313)
secundario	0.145***	0.144***	0.169***
	(0.0198)	(0.0225)	(0.0226)
mujer	-0.0669***	-0.0424	-0.104***
	(0.0207)	(0.0331)	(0.0178)
formal	0.391***	0.391***	0.394***
	(0.0161)	(0.0163)	(0.0178)
exp	0.0166***	0.0122**	0.0274***
	(0.00359)	(0.00575)	(0.00288)
exp2	-0.000219***	-0.000132	-0.000438***
	(7.22e-05)	(0.000116)	(6.02e-05)
GBA	-0.237***	-0.241***	-0.207***
	(0.0184)	(0.0206)	(0.0226)
NOA	-0.477***	-0.485***	-0.462***
	(0.0164)	(0.0175)	(0.0193)
NEA	-0.490***	-0.481***	-0.476***
	(0.0196)	(0.0206)	(0.0233)
CUYO	-0.448***	-0.452***	-0.425***
	(0.0211)	(0.0218)	(0.0238)
PAMPEANA	-0.293***	-0.309***	-0.286***
	(0.0161)	(0.0174)	(0.0194)
profesionales	0.366***	0.326***	0.315***
	(0.0370)	(0.0359)	(0.0405)
tecnico	0.278***	0.254***	0.253***
	(0.0247)	(0.0255)	(0.0284)
operativo	0.0660***	0.0487**	0.0464**
	(0.0204)	(0.0209)	(0.0231)
Constante	3.799***	3.884***	3.623***
	(0.0575)	(0.0907)	(0.0441)
Prima Salarial (respecto terciario)	0.18***	0.169***	0.21***
Prima Salarial (respec. univ. incompleto)	0.378***	0.362***	0.429***
Prima Salarial (respecto secundario)	0.378***	0.362***	0.429***
Test de Wald (chi2)	1.227	1.964	12.81
p-valor (chi2)	0.268	0.1611	0.0003
inversa tg hiperbólica de Rho	-0.0802	-0.197	0.174***
	(0.0724)	(0.141)	(0.0486)
ln Sigma	-0.565***	-0.584***	-0.571***
	(0.0160)	(0.0188)	(0.0162)
Rho	-0.0800	-0.195	0.172
Sigma	0.568	0.558	0.565
Lambda	-0.0455	-0.109	0.0973
Observaciones	32,068	27,778	25,149
Censuradas	13,092	10,596	10,596
No censuradas	18,976	17,182	14,553

NOTA: Errores estándar robustos y clusterizados por hogar entre paréntesis. Nivel de significancia estadística *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

QUAERERE VERUM
Universidad de San Andrés

Tabla 21 | *Estimaciones MV. Base EPH total. I trimestre 2018.*

VARIABLES	Modelo 1H logingresoreal	Modelo 2H logingresoreal	Modelo 3H logingresoreal
universitario	0.583***	0.551***	0.666***
	(0.0388)	(0.0417)	(0.0422)
universitarioincompleto	0.356***	0.344***	0.377***
	(0.0270)	(0.0294)	(0.0305)
terciario	0.340***	0.311***	0.380***
	(0.0304)	(0.0324)	(0.0334)
secundario	0.155***	0.136***	0.184***
	(0.0204)	(0.0218)	(0.0228)
mujer	-0.0631***	-0.0481*	-0.137***
	(0.0240)	(0.0262)	(0.0198)
formal	0.416***	0.423***	0.422***
	(0.0159)	(0.0169)	(0.0178)
exp	0.0115***	0.0107**	0.0280***
	(0.00388)	(0.00427)	(0.00311)
exp2	-0.000119	-9.73e-05	-0.000445***
	(7.95e-05)	(8.72e-05)	(6.71e-05)
GBA	-0.255***	-0.264***	-0.223***
	(0.0196)	(0.0213)	(0.0230)
NOA	-0.458***	-0.454***	-0.423***
	(0.0181)	(0.0187)	(0.0204)
NEA	-0.455***	-0.440***	-0.441***
	(0.0223)	(0.0233)	(0.0258)
CUYO	-0.434***	-0.435***	-0.413***
	(0.0226)	(0.0233)	(0.0249)
PAMPEANA	-0.259***	-0.260***	-0.231***
	(0.0180)	(0.0191)	(0.0208)
profesionales	0.344***	0.324***	0.303***
	(0.0413)	(0.0443)	(0.0475)
tecnico	0.253***	0.257***	0.258***
	(0.0261)	(0.0280)	(0.0294)
operativo	0.00999	0.0108	0.00301
	(0.0191)	(0.0203)	(0.0215)
Constante	3.871***	3.899***	3.608***
	(0.0599)	(0.0663)	(0.0466)
Prima Salarial (respecto terciario)	0.243***	0.24***	0.286***
Prima Salarial (respec. univ. incompleto)	0.428***	0.415***	0.482***
Prima Salarial (respecto secundario)	0.428***	0.415***	0.482***
Test de Wald (chi2)	7.859	11.07	4.068
p-valor (chi2)	0.0051	0.0009	0.0437
inversa tg hiperbólica de Rho	-0.214***	-0.302***	0.105**
	(0.0765)	(0.0909)	(0.0518)
ln Sigma	-0.522***	-0.524***	-0.535***
	(0.0151)	(0.0176)	(0.0153)
Rho	-0.211	-0.294	0.104
Sigma	0.593	0.592	0.585
Lambda	-0.125	-0.174	0.0610
Observaciones	30,341	26,190	24,310
Censuradas	13,125	10,603	10,603
No censuradas	17,216	15,587	13,707

NOTA: Errores estándar robustos y clusterizados por hogar entre paréntesis. Nivel de significancia estadística *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaboración propia en base a la EPH.

QUAERERE VERUM
Universidad de San Andrés