

Tasa de crecimiento salarial real a la educación privada para profesores universitarios: un análisis por género con datos panel en el suroccidente colombiano

Real Wage Growth Rate for Private Education for University Professors: A Gender Analysis with Panel Data in Southwestern Colombia

Taxa de crescimento real dos salários do ensino privado para professores universitários: uma análise por gênero com dados em painel no sudoeste da Colômbia

Andres Mauricio Gomez-Sanchez¹ & Zoraida Ramírez-Gutiérrez²

Autores

¹ PhD en Economía Industrial. Magíster en Economía Aplicada. Economista. Departamento de Ciencias Económicas. Grupo de Investigación Entropía. Universidad del Cauca, Popayán, Colombia. Dirección postal: Carrera 2 Calle 15n Esquina. Campus Tulcán. Popayán, Colombia. Teléfono: 8209800 ext. 3121. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6582-4129>. Correo electrónico: amgomez@unicauca.edu.co

² PhD en Contabilidad y Finanzas Corporativas. Magíster en Administración económica y Financiera. Magíster en Administración Especialidad finanzas corporativas. Departamento de Ciencias Contables. Contadora Pública. Grupo de Investigación en Finanzas y Gestión GREIFG. Universidad del Cauca, Popayán, Colombia. Dirección postal: Carrera 2 Calle 15n Esquina. Campus Tulcán. Popayán, Colombia. Teléfono: 8209800 ext. 3119. ORCID: <http://orcid.org/0000-0001-7772-7302>. Correo electrónico: zramirez@unicauca.edu.co

Copyright: © 2021 Revista Dimensión Empresarial / Vol. 19 No. 1 (2021) / e-ISSN: 2322-956X

Tipo de artículo: Artículo de investigación / **Recibido:** 18/10/2020 **Aceptado:** 05/03/2021

JEL Classification: I26, 31, C23, R1.

Cómo citar:

Gómez-Sanchez, A. M. & Ramírez-Gutiérrez, Z. (2021). Tasa de crecimiento salarial real a la educación privada para profesores universitarios: Un análisis por género con datos panel en el suroccidente Colombiano. *Revista Dimensión Empresarial*, 19(1), 1-23. DOI: 10.15665/dem.v19i1.2718

Resumen

El objetivo de este artículo consiste en estimar la tasa de crecimiento del salario real en el tiempo que han recibido los profesores adscritos a la Facultad de Economía de la Universidad del Cauca localizada en Popayán (Colombia), haciendo especial énfasis en los diferenciales por género. Para lograrlo se utiliza una función ampliada de Mincer (1974) con datos panel, la cual incluye, fuera de las variables tradicionales relacionadas con la educación y la experiencia, un conjunto de covariables que se distribuyen como exógenas e invariantes en el tiempo y otras endógenas semi-variantes en el tiempo. Por tal razón, se utiliza un modelo de Variables Instrumentales Generalizadas Eficientes (EGIV), el cual es estimado bajo la rutina Hausman-Taylor, donde se permite que algu-

nas covariables estén correlacionadas con los efectos aleatorios individuales no observados. La información es suministrada por la División de Gestión de Talento Humano en esta universidad de forma anonimizada en el periodo 2010-2020. Los resultados evidencian que la tasa de crecimiento salarial por un año adicional de educación, en general es igual a 2,1%, mientras que para los profesores es 2,4% y para las profesoras es 2,7%. Aunque el incremento salarial promedio es mayor para las profesoras, existe la posibilidad de discriminación por género, debido a que los salarios promedios absolutos de cada periodo siempre son inferiores para estas, sin embargo, la brecha salarial podría acentuarse en condiciones externas a la Universidad, como lo es la del rol de la mujer en el hogar y el cuidado de los hijos.

Palabras Clave: Retornos a la educación, Docentes universitarios, Datos panel, Brecha salarial.

Abstract

The objective of this document consists of estimating the real wage growth rate over time for the professors of the Faculty of Economics at the University of Cauca, which is located in Popayan, Colombia, by making special emphasis on gender differentials. In order to achieve it, an extended function of Mincer (1974) with panel data is used, which includes apart from the traditional variables related to education and experience, a set of covariates distributed as exogenous and invariant covariates over time, and other endogenous semi-variants covariates over time. For such a reason, we use an Efficient Generalized Instrumental Variable model estimated under the Hausman-Taylor framework, where some covariates are allowed to be correlated with unobservable individual random effects. The information is anonymously provided by the Human Talent Management Division at this University, in the 2010-2020 period. The results show that the wage growth rate for an additional year of education, in general, is equal to 2,1%; while for male teachers, it is 2,4%, and for female teachers, it is 2,7%. Although the average wage increase is higher for female teachers, there exists the possibility of discrimination by gender since the absolute average wages for each period are always lower for female teachers. However, the wage gap could be accentuated in external conditions of the University, as a result of care economy.

Keywords: Returns to Education; University Professors; Panel Data; and Salary Gap.

Resumo

O objetivo deste documento é estimar a taxa de aumento salarial real com dados em painel para os professores da Faculdade de Economia da Universidade do Cauca (Colômbia), discriminando por gênero. Para conseguir isso, uma função estendida de Mincer (1974) é usada, que inclui, fora das variáveis tradicionais relacionadas com a educação e a experiência, e outras covariáveis distribuídas como exógenas e invariantes no tempo e outras semi-variantes endógenas no tempo. Portanto, usamos um modelo de Variáveis Instrumentais Generalizadas Eficientes (EGIV) estimado pela rotina de Hausman-Taylor, permitindo que algumas covariáveis sejam correlacionadas com efeitos aleatórios individuais não observados. As informações anônimas são fornecidas pela Divisão de Gestão de Talentos Humanos entre 2010-2020. Como resultado geral, o retorno é de 2,1%; para professores 2,4% e para professoras 2,7%. Embora o aumento salarial médio seja maior para as professoras, existe a possibilidade de discriminação por gênero, uma vez que os salários médios absolutos de cada período são sempre menores para as professoras. No entanto, a diferença salarial pode ser acentuada em condições fora da universidade, como resultado da economia do cuidado.

Palavras-chave: Retornos à educação, professores universitários, dados do painel, disparidade salarial.

1. Introducción

Los retornos a la educación o propiamente dicho, las modificaciones salariales a causa de la educación (Heckman *et al.*, 2008), han sido un tópico extensamente investigado en países desarrollados y más recientemente en países en vías de desarrollo, incluyendo Latinoamérica (Hanushek & Woessmann, 2012; Duryea, 2002; Behrman, *et al.*, 2000). La mayoría de ellos se caracterizan por estar orientados hacia el análisis agregado con información de corte transversal, específicamente en el área de economía laboral, economía de la educación y los análisis de pobreza. Sin embargo son pocos los estudios que han abordado estos tópicos a nivel microeconómico y con datos panel o pseudo panel (Bauer, 2002; Contreras, *et al.*, 2005; Arrazola, y de Hevia, 2008; Blundell, *et al.*, 2010; Warunsiri & McNown, 2010; Bhattacharya & Sato, 2010 y Rüber & Bol, 2017) y dentro de este reducido grupo, son inexistentes aquellos que consideran el impacto de la educación en los niveles salariales de los profesores discriminados por género al interior de las universidades públicas o privadas de los países.

En general, las universidades exigen o impulsan a los profesores a obtener mayores niveles de cualificación y experiencia docente e investigativa para fortalecer su reputación académica local y foránea. Sin embargo, este fenómeno al mismo tiempo trae asociado consigo retornos a la educación, positivos y

cambiantes en el tiempo, para los profesores que no deben ser homogéneos entre hombres y mujeres, de acuerdo a la literatura relacionada con la economía de género (Arrazola, 2006; Patrinos, 2008; Furno, 2014, entre otros). En la mayoría de los países emergentes latinoamericanos, mayores niveles de cualificación docente se traducen en incrementos salariales que a la postre permiten seguir incrementando dicha cualificación, pero debido al rol de las mujeres frente a la tenencia de los hijos y el cuidado del hogar, por ejemplo, si estos se logran, se hacen en tiempos diferentes con relación a los hombres. (Cepal, 2014; Cota & Bermúdez, 2009; Femenías, 2007; Fuentes y Montero, entre otros).

Los altos niveles de cualificación en una población son muy importantes ya que impulsan el desarrollo económico de los países, sobre todo en aquellos donde hay un elevado déficit de educación superior como en los emergentes (McMahon, 2000). En este sentido, las universidades, tanto públicas como privadas, son un vehículo muy importante para fortalecer el desarrollo económico debido a que son una de las principales fuentes de incrementos en el capital humano a través de sus docentes. Para el caso particular de Colombia, de acuerdo al Departamento Administrativo de Ciencia, Tecnología e Innovación (Colciencias), 2019, entre 2014 y 2019 el país pasó de tener 8,2 doctores a 16 por cada millón de habitantes, y alrededor de 9

de ellos eran docentes universitarios. Sin embargo, comparado con las economías desarrolladas la brecha persiste (y tiende a ampliarse) ya que por ejemplo, en Alemania existen 340 doctores por cada millón de habitantes y en Estados Unidos se alcanzan los 200.

Hasta donde se sabe, las modificaciones salariales asociadas a la educación no han sido estudiadas para los docentes de las universidades de países emergentes con información de datos panel y discriminadas por género, al menos no en Latinoamérica. Particularmente, en Colombia existe un estudio relacionado para la misma universidad que se aborda en esta investigación en donde se encuentra que la tasa de crecimiento salarial respecto a la educación para los docentes es 3,5% por un año adicional de estudio, mientras que para hombres es 3,6% y para las mujeres 3,3% (Gómez & Ramírez, 2015). Sin embargo, los datos utilizados son de corte transversal, lo que implica de un lado, un análisis estático que no puede explorar la dinámica del fenómeno a través del tiempo; y de otro, implica la obtención de variables instrumentales que mitiguen el problema de endogeneidad que surge en la determinación simultánea de los salarios y los niveles de educación. Generalmente, no es fácil la obtención de dichos instrumentos dada la información disponible, lo que deviene en que posiblemente los instrumentos no sean los más adecuados. Por ejemplo, la tradicional variable

“años de educación de la madre o padre” del individuo que sirve como instrumento para reemplazar los “años de educación del docente”, es muy difícil de obtener porque la información a ese nivel es privada, y en caso de poderse alcanzar, para un país emergente como Colombia, los niveles educativos de las madres y padres son generalmente muy bajos y homogéneos entre ellos para una generación de profesores que sobrepasa los 50 años promedio, como los de la Facultad de Economía, lo que pone en entredicho su idoneidad como instrumento.

El uso de información de datos panel para analizar este fenómeno evitaría la búsqueda y utilización de variables instrumentales porque la heterogeneidad no observada dada por las habilidades del docente o el *background* familiar que se relaciona con la educación del docente, puede ser eliminada a través de la estimación con efectos fijos. Propiedad que no posee los efectos aleatorios toda vez que asumen que todos los regresores son exógenos (Miles, 2015). Sin embargo, al considerar una ecuación de Mincer ampliada como la nuestra, que incluye controles exógenos invariantes en el tiempo, tales como el género del docente,¹ implica que los efectos fijos tampoco podrían ser la mejor alternativa de estimación. Adicionalmente, el análisis se torna más exigente cuando la variable

¹ Ningún profesor o profesora ha cambiado de género en el periodo analizado.

central de estudio (los años de educación) es endógena y muestra algún grado de variabilidad temporal, sobre todo para los profesores más jóvenes o que apenas empiezan la carrera docente y que aún no alcanzan los niveles de formación académicos más altos. Por tanto, la utilización de datos panel en las ecuaciones mincerianas lleva a que su estimación considere un método híbrido entre efectos fijos y aleatorios, donde coexistan variables endógenas y exógenas que pueden no variar, o hacerlo mínima o sustancialmente en el tiempo.

Teniendo en cuenta todo lo anterior, el objetivo de este artículo es estimar la tasa de crecimiento salarial a la educación para los docentes adscritos a la Facultad de Economía de la Universidad del Cauca, localizada en Popayán, Colombia, haciendo especial énfasis en la clasificación por género.

La contribución de este trabajo es al menos doble. En primer lugar, hasta donde sabemos es el primer estudio en este tópico para docentes universitarios con datos panel. Esto permite capturar de una mejor forma los efectos del capital humano en los salarios a través del tiempo, como supone la teoría que debe ser. Y en segundo lugar, la función de Mincer es ampliada y recoge la posible discriminación laboral por género frente a la determinación de los incrementos salariales. Los resultados evidencian que la tasa de retorno privada a la edu-

cación es igual a 2,1%, mientras que para los profesores es igual a 2,4% y para las profesoras 2,7%, lo cual está en concordancia con la tendencia a nivel mundial. Aunque el incremento salarial promedio es mayor para las profesoras, existe la posibilidad de discriminación por género, por ejemplo a través del “techo de cristal”, debido a que los salarios promedios absolutos de cada periodo siempre son inferiores para ellas. Sin embargo, la brecha salarial podría acentuarse en condiciones externas a la Universidad, como resultado de la economía del cuidado (Salamanca, 2018).²

Este artículo consta de cinco secciones: en la primera se desarrolla esta introducción, en la segunda se resume la literatura relacionada y en la tercera se hace un análisis descriptivo de la información. En la cuarta sección se construyen, estiman y analizan los resultados del modelo estocástico. La sección final muestra algunas conclusiones.

2. Revisión de literatura

2.1 Algunas consideraciones teóricas

El capital humano en su concepto primario es una inversión que realiza un individuo en sí mismo sobre la cual hay

² Rivera, Gómez y Muñoz (2021) encuentran sólida evidencia de la existencia del llamado “techo de cristal” dentro de la Universidad del Cauca, lo que impide a las profesoras ocupar elevados cargos directivos (rectoría, vicerrectorías y jefaturas de área) y procurarse mayores salarios debido a las funciones que las desempeñan en el hogar y que son propias de una sociedad patriarcal.

costos iniciales pero también ganancias o beneficios futuros (Schultz, 1959). Sin embargo, algunos autores más recientes (Becker, 1993; Rosen, 1989; Becker, 2002; Goldin, 2016) encuentran una aproximación mucho más cercana al caso de los docentes universitarios ya que relacionan este concepto directamente con la educación pero también con el concepto smithiano de la experiencia ganada en el desarrollo de las actividades laborales diarias que incrementan la productividad. Recientemente se acepta una definición mucho más amplia del concepto e incluye el conjunto de conocimientos, habilidades, destrezas y experiencias presentes en los individuos y que determinan en gran parte los diferenciales salariales entre ellos. Adicionalmente, ahora sobrepasa la educación, pues esta se considera que puede provenir del hogar, o por fuera de la etapa escolar en el ciclo de vida. De otro lado, la OCDE (1988) considera que el capital humano se puede capturar a través de la educación, las habilidades y los salarios.

Siguiendo a Gómez & Ramírez (2015), otras teorías asociadas al concepto de capital humano son la del credencialismo (Arrow, 1973; Spence, 1973; Stiglitz, 1975) y más recientemente Pino (2014); y Chiroleu, & Marquina, (2017); la escuela institucionalista (Doeringer y Piore, 1971; Thurow, 1975; Meyer, 2012); la corriente dual del mercado (Reich *et al.*, 1973). Finalmente, la escuela marxista Bowles y Gintis (1976, 2006) o Gottesman, (2013).

En este sentido, esta investigación se centra en los tres canales ya que los niveles de educación, la experiencia en años y las habilidades o destrezas para investigar y producir nuevo conocimiento al interior de las universidades, son las tres grandes fuentes de mayores ingresos salariales en las universidades públicas de Colombia. Obsérvese que independientemente de cual sea la definición, lo que queda claro es que el análisis del capital humano no se puede hacer de forma estática, es decir, su correcta medición implica la introducción del tiempo, lo cual no puede capturarse con datos de corte transversal. En este sentido, de acuerdo a Gómez & Ramírez (2015), muchos de los estudios aplicados en estos temas fallan con la utilización de este tipo de datos ya que no se puede capturar la evolución de efectos del capital humano en los salarios en el mediano y largo plazo. Por tanto se requiere información de datos panel para ser fidedignos a la teoría subyacente.

En cuanto a los modelos econométricos, el modelo de Mincer (1974) se considera como seminal toda vez que es el primero en capturar la relación entre salarios, educación y experiencia laboral. Sin embargo, de acuerdo a Griliches (1977), esta ecuación presenta problemas de variables omitidas (como las habilidades del individuo, por ejemplo) que conduce a problemas de endogeneidad. De otro lado, de acuerdo a Sapelli (2009), la educación debería ser desagregada y no in-

flexible para capturar de una mejor forma la inversión en ella. Adicionalmente, la exogeneidad de la variable “educación” es débil ya que puede ser afectada por los costos monetarios o de oportunidad de la educación. Finalmente, existe sesgo muestral ya que solo hay información de los salarios de quienes están empleados pero deja de lado aquellos que desearon emplearse y no lo consiguieron.³

Aún más importante, es necesario aclarar que de acuerdo a Heckman *et al.*, (2008), en la ecuación minceriana el parámetro que acompaña a la variable educación no debe interpretarse como la tasa interna de retorno privada a la educación sino más bien como la tasa de crecimiento salarial por un año adicional de educación. Esto obedece a que debe existir linealidad entre el logaritmo de los salarios y la educación; los trabajadores deben perdurar la misma cantidad de años, los costos económicos o psicológicos de la educación deben quedar excluidos, y no debe haber gravámenes al ingreso. Como es de suponerse, el cumplimiento de estas condiciones es extremadamente difícil al interior de las universidades públicas en Colombia ya que no todos los docentes permanecen empleados los mismos tiempos, algunos costos de la educación son asumidos por

los docentes y existen gravámenes a los ingresos.

2.2 Estudios aplicados

Los estudios relacionados con los retornos a la educación privada han sido prolíficos a nivel mundial, sobre todo en la macroeconomía en países tanto desarrollados como en desarrollo, pero aquellos que cuentan con información de datos panel o pseudo panel son muy escasos (Bauer, 2002; Contreras, *et al.*, 2005; Arrazola y de Hevia, 2008; Blundell, *et al.*, 2010; Warunsiri & McNown, 2010); Bhattacharya & Sato, 2010 y Rüber & Bol, 2017); y dentro de ellos, los relacionados con docentes universitarios son inexistentes.

A pesar de que Colombia no ha sido ajena a este tipo de estudios, la mayoría de ellos son realizados en general, para el país o por regiones, con información de corte trasversal (Casas, Gallego y Sepulveda, 2003, Ramírez & Gamboa, 2007; Posso, 2010; Vargas Urrutia, 2013). Si bien Gomez & Ramírez (2015) han realizado hasta ahora un único estudio que analiza estos tópicos para docentes universitarios en Colombia, la información utilizada corresponde a un solo punto en el tiempo (abril de 2014), lo cual impide realizar un análisis temporal como efectivamente lo exige la teoría del capital humano.

En este orden de ideas, dentro del caso conjunto de investigaciones que utilizan datos panel se encuentra el estudio realizado por Bauer (2002), en el cual

³ En este sentido debe aclararse que nuestra información no presenta este inconveniente toda vez que no es una muestra lo que se analiza sino la población de profesores de planta (contrato indefinido) de dicha Facultad. Por tanto no se requiere la corrección en dos etapas de Heckman.

analiza los efectos salariales en los desfases educativos en Alemania. Para tal propósito, utiliza datos panel controlando la heterogeneidad no observada bajo la rutina de MCO agrupados. En general, los hallazgos concluyen que las mujeres tienen una tasa de retorno superior a los hombres, ya sea por efectos fijos (7% y 6,7%, respectivamente) o aleatorios (9,3% y 9%, respectivamente). Sin embargo, las diferencias estimadas entre trabajadores con educación adecuada e inadecuada se hacen más pequeños o desaparecen por completo cuando se controla la heterogeneidad no observada.

Un estudio más profundo (y de los pocos para Latinoamérica) es llevado a cabo por Contreras, *et al.*, (2005) cuyo objetivo es determinar la magnitud y dirección del sesgo de las variables no observables en la estimación de los retornos a la educación para Chile con datos panel. Comparando los retornos por MCO, por Heckman y un modelo en diferencias, los resultados evidencian un retorno a la educación de 9%, el cual es alrededor de 2 a 5 puntos porcentuales inferiores a las obtenidas con los métodos tradicionales. En cuanto al género, para las mujeres el retorno a la escolaridad aumenta al corregir el sesgo pero para los hombres permanece similar. Las cifras indican que el retorno de los hombres es significativamente mayor al de las mujeres, siendo de 14% y de 11%, respectivamente.

Un estudio aún más avanzado es llevado a cabo por Arrazola y de Hevia (2008)

con datos panel por hogares para España, quienes proponen una nueva interpretación (en el contexto de ecuaciones salariales con selección muestral) de los efectos parciales vinculados a la educación como medidas adicionales de retorno a la educación que complementan las mediciones tradicionales. Estas son: la rentabilidad en términos de la oferta salarial para un individuo extraído al azar, la rentabilidad en términos de salarios ofrecidos o recibidos para las personas asalariadas y el rendimiento en términos de los salarios devengados de cualquier individuo, ya sea que trabaje o no. Con información de datos del panel para España, bajo una modelación a la Heckman, los resultados muestran que existen incentivos en este país para invertir en educación no solo porque significa un aumento de salario, sino porque también aumenta la probabilidad de obtener algún salario. Discriminado por género, los retornos resultan mayores para la mujeres (10,8%) frente a los hombres (9,8%).

Adicionalmente, Blundell *et al.*, (2010) analiza el efecto que tiene la educación superior sobre los salarios en Inglaterra con datos panel, comparando un grupo de personas por género con educación superior y otras que no la recibieron. Bajo métodos de emparejamiento (*matching*), los hallazgos mostraron que hubo retornos promedio cercanos al 21% para los hombres y 39% para las mujeres. Controlando por el *background* y otras variables relacionadas con el sitio de trabajo

de los individuos, estos porcentajes se redujeron al 17% para los hombres y 37% para las mujeres. Sin embargo, siempre hay supremacía de las mujeres.

Para las economías emergentes asiáticas, Warunsiri & McNown (2010) intentan estimar los retornos de la educación en Tailandia, lidiando con el problema de endogeneidad a través de un enfoque de pseudo panel. Esto les permite controlar los efectos individuales no observados que podrían sesgar el rendimiento de la educación en regresiones transversales individuales. Bajo estimaciones con variables instrumentales (VI), los resultados reflejan un sesgo a la baja de los rendimientos bajo MCO, comparado con VI. En general los retornos se ubican entre 14% y 16%; aunque específicamente, el rendimiento para las mujeres es mayor que para los hombres (17,8% y 12,6%, respectivamente).

Un estudio similar al anterior en cuanto al tipo de país y la información utilizada, es realizado por Bhattacharya & Sato (2010) quienes analizan los efectos socioeconómicos sobre los salarios reales de los trabajadores hombres en la India. Considerando una ecuación de Mincer con información de pseudo panel los hallazgos sorprendentemente muestran que los retornos disminuyen a medida que los niveles de estudio más altos y además las variables relacionadas con el *background* del individuo no son relevantes.

Finalmente, una variante a la literatura empírica tradicional es mostrada en el estudio de Rüber & Bol (2017) quienes capturan los rendimientos a la educación para educación informal (en vez de formal) en Alemania con información de datos panel, a través de modelos de efectos fijos para mitigar los problemas de selección muestral. Los resultados señalan efectos insignificantes sobre la rentabilidad.

3. Análisis descriptivo

Esta sección está dedicada a hacer un análisis descriptivo agregado de la información. Esta fue suministrada por la División de Gestión de Talento Humano de la Universidad del Cauca para el periodo 2010-2020 con fines netamente académicos y por tanto es totalmente anonimizada. Después de un proceso de limpieza que descarta a aquellos profesores que solo permanecieron en la muestra un solo año, ya sea porque se jubilaron en el primer año o ingresaron en el último, logramos construir un panel desbalanceado que consta de 384 observaciones ($i=1, \dots, 42$ y $T=11$), es decir, un panel largo. Este estudio solo considera los profesores con contratación a término indefinido y deja por fuera los de contratos definidos o temporales, debido a la alta volatilidad de sus contrataciones.

Los salarios se componen de la asignación básica mensual, la cual es tomada durante varios años únicamente el mes de octubre, periodo donde ya no hay va-

riaciones producto de incrementos por retroactivos o productividad. No se incluyen compensaciones ni de estímulos al interior de la institución por otras actividades, ni aquellas obtenidas en ámbitos diferentes al de la universidad. Vale la pena mencionar que los salarios de los docentes universitarios se determinan por ley a través del Decreto 1279 de 2002, en el cual se establece el régimen salarial y prestacional en las universidades estatales. Los factores que se tienen en cuenta para la asignación de salarios y que están incluidos en este estudio son: títulos correspondientes a estudios universitarios, la categoría dentro del escalafón docente, la experiencia calificada y la productividad académica.

De otra parte, las variables que explican los salarios en el modelo no solo tienen en cuenta los años de educación y la experiencia laboral del docente sino también otros determinantes del salario tales como género, edad, productividad académica, sitio de origen, hijos, escalafón docente, y nivel de formación. Algunas de ellas son invariantes en el tiempo, como el género o el sitio de origen y otras no, como la edad o la experiencia. En el caso de la formación académica, esta es variante en el tiempo para profesores más jóvenes toda vez que aún no han alcanzado los niveles de educación más altos (doctorados o posdoctorados), pero para los profesores de edades más avanzadas, esta variable es una

Tabla 1. Descriptivos de variables

| | Total (N=384) | | | | Profesores (N=293) | | | | Profesoras (N=91) | | | |
|--------------|---------------|------|------|------|--------------------|------|------|------|-------------------|------|------|------|
| | Media | D.E | Min. | Max. | Media | D.E | Min. | Max. | Media | D.E | Min. | Max. |
| <i>w</i> | 4.72 | 1.59 | 0.63 | 10.4 | 4.80 | 1.61 | 1.54 | 10.4 | 4.43 | 1.49 | 0.63 | 8.18 |
| <i>yedu</i> | 15.2 | 2.32 | 12.5 | 20.5 | 15.1 | 2.38 | 12.5 | 20.5 | 15.5 | 2.11 | 12.5 | 20.5 |
| <i>exp</i> | 15.3 | 7.69 | 0.33 | 47.1 | 17.1 | 7.53 | 0.96 | 47.1 | 9.44 | 4.68 | 0.33 | 22.3 |
| <i>gen</i> | 0.76 | 0.43 | 0.00 | 1.00 | 1.00 | 0.00 | 1.00 | 1.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| <i>age47</i> | 0.64 | 0.48 | 0.00 | 1.00 | 0.81 | 0.40 | 0.00 | 1.00 | 0.10 | 0.30 | 0.00 | 1.00 |
| <i>state</i> | 0.54 | 0.50 | 0.00 | 1.00 | 0.60 | 0.49 | 0.00 | 1.00 | 0.33 | 0.47 | 0.00 | 1.00 |
| <i>prod</i> | 0.56 | 0.50 | 0.00 | 1.00 | 0.43 | 0.50 | 0.00 | 1.00 | 1.00 | 0.00 | 1.00 | 1.00 |
| <i>kids</i> | 0.76 | 0.43 | 0.00 | 1.00 | 0.84 | 0.37 | 0.00 | 1.00 | 0.53 | 0.50 | 0.00 | 1.00 |
| <i>esp</i> | 0.83 | 0.37 | 0.00 | 1.00 | 0.91 | 0.28 | 0.00 | 1.00 | 0.58 | 0.50 | 0.00 | 1.00 |
| <i>mae</i> | 0.77 | 0.42 | 0.00 | 1.00 | 0.71 | 0.45 | 0.00 | 1.00 | 0.97 | 0.18 | 0.00 | 1.00 |
| <i>doc</i> | 0.13 | 0.33 | 0.00 | 1.00 | 0.12 | 0.32 | 0.00 | 1.00 | 0.15 | 0.36 | 0.00 | 1.00 |
| <i>aux</i> | 0.15 | 0.36 | 0.00 | 1.00 | 0.14 | 0.35 | 0.00 | 1.00 | 0.18 | 0.38 | 0.00 | 1.00 |
| <i>asi</i> | 0.28 | 0.45 | 0.00 | 1.00 | 0.32 | 0.47 | 0.00 | 1.00 | 0.13 | 0.34 | 0.00 | 1.00 |
| <i>aso</i> | 0.28 | 0.45 | 0.00 | 1.00 | 0.24 | 0.43 | 0.00 | 1.00 | 0.42 | 0.50 | 0.00 | 1.00 |
| <i>tit</i> | 0.29 | 0.46 | 0.00 | 1.00 | 0.30 | 0.46 | 0.00 | 1.00 | 0.27 | 0.45 | 0.00 | 1.00 |

Fuente: Cálculo de los autores.

constante ya que los posgrados no re-ditúan al acercarse la edad de jubilación.

La Tabla 1 muestra algunos estadísticos descriptivos de tendencia central para las variables tanto cuantitativas como cualitativas que se utilizarán en la modelación estocástica.⁴

En primer lugar las cifras muestran que los salarios de los profesores expresados en millones de pesos (w) guardan una alta dispersión que posiblemente obedece a la mezcla de profesores con altos niveles de cualificación y productividad, con otros que no han podido alcanzar estos estándares. Vale la pena decir que los salarios de las profesoras son en promedio más bajos que los de los profesores en alrededor del 8%, lo cual podría estar inicialmente relacionado con fenómenos de discriminación por género, pero también por la doble jornada laboral que asiste a las mujeres con los cuidados del hogar y de los hijos sobre todo en sociedades patriarcales de países emergentes que les impide destinar suficiente tiempo para actividades académicas y de otra índole (Fernández, 2014).

Los años de educación ($yedu$) promedio son 15,2. Los años de escolaridad de las mujeres (15,5) superan ligeramente a la de los hombres (15,2) lo que no se refleja en los salarios promedios de ellas, pues son más bajos. Esto se explica por-

⁴ La definición de todas las variables se muestra en el apéndice 1.

que la cualificación no es la única fuente de incrementos salariales de los profesores universitarios.⁵ En este sentido, vale la pena decir que los máximos años de educación en esta Facultad corresponden a aquellos profesores que han estudiado más de veinte años y aplica para ambos géneros.

En cuanto a la experiencia laboral (exp), solo se considera en este estudio aquella obtenida por el docente al interior de la Universidad del Cauca. En este sentido, el promedio supera los quince años para todos los profesores, sin embargo las profesoras tienen una experiencia promedio baja frente a los hombres, ya que es inferior a diez años (9,44), mientras que para los profesores supera al promedio en casi dos. Esta podría ser una razón adicional del porqué los salarios son más bajos para las profesoras. Aunque debe tenerse en cuenta que hay un docente que eleva bastante el promedio de los hombres ya que cuenta con una experiencia docente que sobrepasa los 47 años.⁶

⁵ Las otras fuentes son el escalafón docente (auxiliar, asistente, asociado y titular) y la productividad académica (artículos publicados únicamente en revistas indexadas, o también patentes, videos, etcétera). Las investigaciones no conducen a incrementos en la asignación básica mensual. De igual forma, las clases en posgrados que algunos docentes imparten al interior y por fuera de la Universidad tampoco hacen parte de la asignación básica mensual y por tanto no hacen parte del estudio.

⁶ Si bien este docente muestra esta característica, no se convierte estrictamente en un *outlier* ya que su salario (que es la variable de interés en el estudio) ha permanecido con muy poca variación

En cuanto a las variables dicotómicas, como sus medias coinciden con la presencia del atributo, se puede aseverar que de acuerdo al género (*gen*), el 76% de los docentes son hombres, mientras que el restante (24%) corresponde a mujeres, es decir, por cada tres profesores hay solo una profesora. Una proporción totalmente contraria a la presentada en escuelas y colegios a nivel nacional, donde los profesores son minoría (35%) y las mujeres mayoría (65%). Esto sugiere que los salarios y la cualificación docente no deben ser iguales entre la educación básica primaria, secundaria y la universitaria.

Frente la edad, con el fin de capturar la existencia de dos generaciones de profesores, hemos clasificado la muestra entre aquellos que tienen al menos 47 años y aquellos que son menores (*age47*). Esta edad se elige porque está ubicada exactamente a diez años de la jubilación de las profesoras y a quince años de la de los profesores. En este sentido, las cifras muestran que más de la mitad de ellos (64%) tienen al menos 47 años. Concretamente, el 81% de los profesores ya se ubican en este rango de edad mientras que en el grupo de las mujeres tan solo lo hacen el 10%. Comparando ambos grupos, la diferencia se acentúa aún más

durante muchos años. No tiene estudios avanzados y una baja productividad académica a pesar de su larga experiencia. Algunos docentes muestran características similares, pero la Facultad está atravesando un cambio generacional desde hace más de una década (es decir en gran parte de la muestra utilizada), por lo que estos docentes cada vez son menos.

porque las profesoras de esta edad tan solo son el 3,3% y el restante 96,7% son profesores. En resumen, hay dos generaciones marcadas que confluyen en la Facultad analizada y los hombres son más longevos en edad que las mujeres.

Ahora, con el fin de capturar si la región de procedencia del docente influye en los niveles salariales por algún parámetro cultural por ejemplo, incluimos el departamento geográfico de origen de los profesores (*state*). Este muestra que la gran mayoría de ellos (54%) son oriundos del mismo departamento donde está ubicada la Universidad (Departamento del Cauca) y el restante 46% proviene de fuera. En el caso exclusivo de los profesores, más de la mitad de ellos (60%) pertenecen a este departamento, pero por el contrario en el grupo de las profesoras, tan solo el 33% provienen de allí.

De otro lado, los niveles de productividad académica (*prod*) muestran que un poco más de la mitad del total de docentes en esta Facultad (56%) han publicado libros, artículos o ponencias nacionales o internacionales. Un resultado que llama la atención es en el caso de los profesores hombres, donde tan solo el 43% han realizado este tipo de publicaciones, mientras que en el de las mujeres todas, sin excepción, lo han hecho. Sin embargo, en términos comparativos, los hombres son académicamente más productivos que las mujeres en alrededor del 16%. Esa situación podría contribuir a explicar los

diferenciales salariales promedio entre ambos géneros.

Frente al número de hijos (*kids*) las cifras muestran que en promedio la mayoría de los docentes los tiene (76%), pero clasificando por género la proporción es bastante disímil ya que el 84% de los profesores tiene al menos un hijo y en el grupo de profesoras un poco más de la mitad (53%) cumple con este atributo. Comparando ambos géneros, por cada mujer con al menos un hijo hay seis profesores en la misma situación, pero de nuevo este resultado sorprende porque esto no se ve reflejado en los salarios promedios de ellas, ya que la ausencia de hijos indicaría mayor tiempo disponible para cualificación. Por tanto existen indicios de que el cuidado de los hijos recae sobre las profesoras madres y no sobre los profesores padres. Sobre este aspecto vale la pena mencionar que existen algunos docentes que tienen hijos en común.

Los niveles de cualificación alcanzados por los docentes en general se comportan de manera inversa con el grado de dificultad de los mismos, por tanto, los estudios alcanzados más frecuentes son las especializaciones (*esp*), y los menos frecuentes, los doctorados (*doc*). En la muestra completa el porcentaje de doctores es muy bajo (13%), mientras que las maestrías alcanzan el 77%, y las especializaciones el 83%. En el grupo de los hombres, el patrón de la muestra completa se

conserva (12% doctores, 71% magíster, y el 91% especialistas) y en el de las mujeres hay una leve variación ya que el 97% de ellas tienen maestría y tan solo el 58% especialización. En términos comparativos, el 29% de todos los docentes con nivel de formación doctoral son profesoras y el restante 71% son profesores. Este también podría ser un factor que incide directamente en la disparidad salarial entre ambos géneros.

Finalmente, se considera el escalafón (categoría) docente máximo alcanzado por los profesores porque este influye directamente en el salario. Este se divide en orden de importancia en titular (*tit*), asociado (*aso*), asistente (*asi*) y auxiliar (*aux*). Las cifras evidencian que en general las categorías más altas están homogéneamente distribuidas en esta Facultad. En efecto, el 29% son titulares, el 28% son asociados y los asistentes alcanzan igual participación. Discriminados por grupos, los profesores titulares son similares a los de la muestra completa (30%), sin embargo los asistentes superan a los asociados. En el caso de las profesoras, esta categoría predomina sobre las restantes. Contrastando ambos grupos en la categoría más alta, de nuevo los profesores dominan sobre las mujeres ya que por cada profesora titular hay cuatro profesores en la misma categoría. Esto posiblemente también contribuye a las brechas salariales por género.

4. Modelación empírica y resultados

4.1 Modelo econométrico

Teniendo en cuenta la recomendación de Heckman *et al.* (2008) el siguiente modelo captura antes que los retornos a la educación, la tasa de crecimiento salarial asociada a un año adicional de educación para los docentes de la Facultad de Economía de la Universidad del Cauca, desglosando la muestra de acuerdo al género. Para ello se utiliza una función de Mincer (1974) ampliada, donde los salarios son en función de la educación y de la experiencia docente, pero adicionalmente de un conjunto de covariables que responden a algunas características familiares, sociales y económicas de los profesores. Estas pueden ser variantes, semi-variantes o invariantes para los individuos través del tiempo.

En este sentido se utiliza un modelo de Variables Instrumentales Generalizadas Eficientes (EGIV) con información de datos panel el cual es estimado bajo la rutina Hausman-Taylor. Como se mencionó anteriormente, la variable central del análisis son los años de educación del docente, la cual es endógena y muestra algún grado de variabilidad temporal, sobre todo para los docentes más jóvenes que aún no alcanzan los niveles de formación académicos más altos. Pero existen otras variables correspondientes al *background* del docente como el género y la región de procedencia, las cuales son totalmente invariantes. Por tal razón, el método EGIV es una mezcla

entre efectos fijos y aleatorios que utiliza los regresores exógenos variantes como instrumentos de los endógenos invariantes. El modelo general es el siguiente:

$$lw_{it} = \alpha_0 + \beta_1 yedu_{it} + x'_i \beta + z'_{it} \delta + a_i + \eta_{it} \quad [1]$$

Donde lw es el salario monetario del profesor i en el periodo t expresado en logaritmos. La variable $yedu$ hace referencia a los años de escolaridad del individuo, la cual es endógena y semi-variante en el tiempo; además se asume que ella está relacionada con la heterogeneidad inobservable dada por las habilidades del docente o el *background* familiar (a_i). Además, en economías emergentes como la colombiana, donde hay escasez de recursos o falta de becas para apoyar la educación de los profesores, mayores niveles de educación generan mayores salarios, lo que permite a los profesores invertir recursos propios de nuevo en educación, por tanto, hay un problema de simultaneidad. El vector X incluye aquellas variables exógenas que son invariantes en el tiempo como el género (*gen*) y lugar de procedencia del docente (*state*). De otro lado, el vector Z recoge las variables que cambian en el tiempo tales como la experiencia docente al interior de la Universidad (*exp*), la experiencia al cuadrado (exp^2) que captura si un año más de experiencia docente eleva los salarios a una tasa decreciente (función cóncava); además se incluye la edad expresada en años (*age*), una variable categórica para la presencia o ausencia

de hijos (*kids*)⁷ y finalmente tres variables *dummy* para dar cuenta de la categoría o escalafón del profesor (asistente (*asi*), asociado (*aso*) y titular (*tit*)).⁸ Finalmente, η_{it} representan los términos de error idiosincráticos.

Vale la pena mencionar que para profundizar y comparar resultados, el modelo de la ecuación (1) será estimado con la muestra completa y discriminado por género.⁹ Igualmente se estimará por efectos fijos (FE), efectos aleatorios (RE), y mínimos cuadrados ordinarios (OLS). Adicionalmente, en el método EF se permite controlar por año (*year*) y en RE y OLS por año y por el departamento académico (*dep*) al que pertenecen los profesores (Economía, Administración de Empresas, Contaduría y Turismo).

4.2 Resultados

Los resultados del modelo se muestran en la Tabla 2. Las tres primeras columnas están especificadas bajo EGIV, las tres siguientes bajo FE, y las tres últimas

bajo OLS. En cada método, la primera columna es la estimación con la muestra completa, la segunda solo teniendo en cuenta a los profesores y la última a las mujeres.

Los resultados bajo el método EGIV evidencian que las tasas de crecimiento de los salarios son positivas y estadísticamente significativas para las tres especificaciones (columnas 1, 2 y 3). Específicamente, por cada año adicional de estudio, los salarios de todos los profesores se han elevado en 2,1% en promedio para el periodo muestral analizado. Desglosado por género, se encuentra que esta tasa es más alta que dicho promedio, pero sorprende que sea más alta para las mujeres (2,7%) que para los hombres (2,4%). Gran parte de la varianza total de los errores (*Rho*) es atribuible a la heterogeneidad no observable (α), sobre todo para la muestra completa y para los hombres.

En el caso de los demás métodos de estimación cuando son comparados con los resultados de EGIV, se evidencia para el caso de EF (columnas 4, 5 y 6) que la tasa de crecimiento salarial para la muestra completa es más baja (1,6%) y para los profesores también (2,1%) mientras que no es estadísticamente significativa para las profesoras. Debe tenerse en cuenta aquí que la variable *state* y *gen* no se pueden incluir como controles porque son invariantes en el tiempo. Para el caso de RE y OLS las tasas también están

⁷ Desafortunadamente no se cuenta con el número de hijos porque la información suministrada solo muestra si el o la docente tiene hijos o no a la fecha.

⁸ El nivel de educación del profesor (especialización, maestría, y doctorado) no se incluye en el modelo por la alta multicolinealidad con los años de educación.

⁹ Al ser un panel largo que cuenta con 385 observaciones ($i=1, \dots, 42$ y $T=11$), la división de la muestra ahora queda dividida en 293 observaciones para profesores y 91 observaciones para profesoras. Por tanto, el modelo sigue siendo válido ya que sigue teniendo un número suficiente de datos.

subvaloradas y son más altas para las profesoras (2,5%) en ambas modelaciones frente a la de los profesores. Estos resultados van en concordancia con lo expuesto por Sapelli (2009); ya que los incrementos salariales están subvalorados porque la ecuación de Mincer implica la existencia de una única tasa de rendimiento cuando la educación debería ser desagregada y flexible para obtener un

Tabla 2. Estimación tasa de crecimiento de los salarios por EGIV, FE, RE y OLS.

| | EGIV | | | FE | | | RE | | | OLS | | |
|------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | Total | Hombres | Mujeres | Total | Hombres | Mujeres | Total | Hombres | Mujeres | Total | Hombres | Mujeres |
| <i>yedu</i> | 0.021*** (0.006) | 0.024*** (0.005) | 0.027* (0.016) | 0.016** (0.006) | 0.021** (0.008) | 0.007 (0.020) | 0.015*** (0.005) | 0.019*** (0.006) | 0.025*** (0.008) | 0.014*** (0.004) | 0.016*** (0.005) | 0.025** (0.012) |
| <i>gen</i> | -0.319** (0.132) | | | | | | 0.049 (0.036) | | | 0.053*** (0.020) | | |
| <i>state</i> | -0.152 (0.111) | -0.280** (0.139) | 0.187 (0.140) | | | | -0.074** (0.034) | -0.096*** (0.036) | -0.065 (0.051) | -0.075*** (0.016) | -0.099*** (0.016) | -0.065 (0.066) |
| <i>exp</i> | 0.093*** (0.006) | 0.086*** (0.005) | 0.165*** (0.025) | 0.011 (0.030) | 0.079*** (0.013) | 0.175* (0.094) | 0.044*** (0.011) | 0.037*** (0.010) | 0.130*** (0.040) | 0.041*** (0.005) | 0.038*** (0.004) | 0.130*** (0.043) |
| <i>exp²</i> | -0.001*** (0.000) | -0.001*** (0.000) | -0.005*** (0.001) | -0.001** (0.000) | -0.000* (0.000) | -0.004* (0.002) | -0.001*** (0.000) | -0.001*** (0.000) | -0.004*** (0.001) | -0.001*** (0.000) | -0.001*** (0.000) | -0.004** (0.002) |
| <i>age47</i> | -0.065** (0.003) | -0.036 (0.026) | 0.076 (0.090) | -0.058* (0.033) | -0.031 (0.039) | -0.102 (0.074) | -0.055** (0.026) | -0.042 (0.031) | -0.045 (0.045) | -0.058*** (0.021) | -0.061** (0.024) | -0.045 (0.079) |
| <i>kids</i> | 0.022 (0.029) | 0.000 (0.027) | -0.089 (0.077) | 0.009 (0.032) | -0.004 (0.028) | -0.058 (0.135) | 0.001 (0.025) | 0.016 (0.023) | -0.124 (0.078) | -0.007 (0.017) | 0.021 (0.020) | -0.124* (0.064) |
| <i>asi</i> | 0.059** (0.028) | -0.006 (0.023) | 0.133 (0.089) | 0.089 (0.055) | 0.031 (0.021) | -0.020 (0.126) | 0.143*** (0.054) | 0.091*** (0.030) | 0.155 (0.144) | 0.161*** (0.040) | 0.130*** (0.037) | 0.155* (0.092) |
| <i>aso</i> | 0.084** (0.033) | -0.001 (0.029) | 0.140 (0.096) | 0.087 (0.070) | 0.041 (0.036) | -0.168 (0.206) | 0.188*** (0.061) | 0.129*** (0.042) | 0.139 (0.161) | 0.230*** (0.041) | 0.189*** (0.040) | 0.139 (0.117) |
| <i>tit</i> | 0.138*** (0.041) | 0.070** (0.034) | 0.258** (0.125) | 0.129 (0.089) | 0.113** (0.046) | -0.176 (0.269) | 0.307*** (0.070) | 0.266*** (0.049) | 0.256 (0.170) | 0.408*** (0.042) | 0.393*** (0.046) | 0.256** (0.126) |
| Año | No | No | No | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Dpto | No | No | No | No | No | No | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Constante | 14.311*** (0.118) | 14.122*** (0.114) | 13.903*** (0.128) | 14.613*** (0.174) | 14.039*** (0.072) | 14.074*** (0.216) | 14.392*** (0.067) | 14.472*** (0.059) | 14.075*** (0.141) | 14.407*** (0.043) | 14.463*** (0.043) | 14.075*** (0.154) |
| Log-L | | | | 284 | 320 | 42 | | | | 214 | 235 | 34 |
| Rho | 0.873 | 0.944 | 0.477 | 0.854 | 0.936 | 0.545 | 0.181 | 0.282 | 0.000 | | | |
| R ² | | | | | | | | | | 0.851 | 0.895 | 0.192 |
| Observaciones | 384 | 293 | 91 | 384 | 293 | 91 | 384 | 293 | 91 | 384 | 293 | 91 |

Fuente: Cálculo de los autores.

Nota. EGIV: Variables Instrumentales Generalizadas Eficientes. FE: Efectos fijos. RE: Efectos aleatorios.

OLS: Mínimos cuadrados ordinarios.

mejor resultado en la estimación de la inversión. Sin embargo, siguiendo a Griliches (1977), la tasa en este caso no está sesgada hacia arriba sino hacia abajo. Sin embargo debe tenerse en cuenta que los efectos individuales inobservables para RE no guardan relación con los niveles de educación y en OLS se hace caso omiso de ellos, por lo que estos resultados deben tomarse con precaución y solo como información adicional.

Las tasas de crecimiento salarial encontradas en 2014 por Gómez & Ramírez (2015) para la misma Universidad, no son directamente comparables con las nuestras ya que fueron realizadas para toda la institución, bajo un método estadístico diferente y con datos transversales. Sin embargo, vale la pena mencionar que dicho estudio encontró que la tasa de modificación salarial es 3,5% para el total de profesores, mientras que alcanza el 3,3% para las mujeres y 3,6% en los hombres. Esto revela que estas tasas están muy por encima en comparación con las nuestras y además por género son contrarias, ya que son más altas para los profesores que para las profesoras. Estos resultados disímiles pueden ser atribuibles a la utilización de datos panel por parte nuestra, ya que hay mayor heterogeneidad en la información, menor colinealidad y más grados de libertad.

A nivel macroeconómico, algunas investigaciones encuentran tasas de retorno cercanas al 7,4% para Colombia (García-Suaza, *et al.*, 2014) y para otras

economías emergentes como Vietnam y Taiwán cercanas a 4,8% y 6%, respectivamente (Psacharopoulos & Patrinos, 2004). Sin embargo, estos resultados tampoco pueden ser directamente comparables con los encontrados aquí, ya que los profesores universitarios con contratos indefinidos son una población más homogénea en términos de cualificación y actividad laboral que la población en general, sobre todo en un país emergente como Colombia.

Para los restantes controles, se muestra que las modificaciones salariales de acuerdo al género (*gen*), muestran en concordancia con lo anterior, que para los profesores la tasa de crecimiento salarial es inferior en 31,9% en promedio frente a la de las profesoras. De otro lado, el origen geográfico (*state*) solo es relevante para los profesores nacidos en el Cauca, mostrando una tasa inferior en 28% comparada con los profesores de un origen diferente. En cuanto a la experiencia (*exp*), esta muestra que los salarios se modifican al alza con cada año de experiencia docente en 9,3%; sin embargo las profesoras doblan dicho el incremento salarial (16,5%) comparado con los profesores (8,6%). La experiencia al cuadrado (exp^2) es significativa y como se esperaba, negativa, evidenciando que la función es cóncava y por tanto cada año adicional de experiencia eleva los salarios pero a una tasa decreciente, la cual oscila aproximadamente en 0,1%. Para los profesores que superan los 47 años

(age47), la tasa de crecimiento de los salarios es inferior en 6,5% en comparación con aquellos docentes que tienen menos de esta edad. Esto refleja que existen dos generaciones entre los profesores de esta Facultad, y son los más jóvenes quienes posiblemente sean quienes tienen mayores niveles de cualificación o son más productivos. Por vía contraria, los profesores al borde de la jubilación disminuyen su productividad académica y no desean continuar estudiando porque no es redituable. Por otra parte, la tenencia de hijos (*kids*) no es estadísticamente significativa para ninguna de las especificaciones. En cuanto a los escalones docentes, se muestra en general que entre mayor sea la categoría más redituable es, por la categoría de asistente (*asi*) eleva los salarios en 5,9%, mientras asociado (*aso*) reporta un incremento de 8,4% y titular 13,8%. Para esta última categoría, de nuevo la tasa de incremento salarial es más alta para las profesoras (25,8%) que para los profesores (7,0%).

Finalmente, en el caso de las estimaciones por EF la mayoría de los controles no muestran significancia estadística, pero por el contrario, en el caso de RE y OLS la gran mayoría lo son, mostrando siempre impactos más bajos comparados con el caso EGIV, excepto para las categorías docentes.

5. Conclusiones

Teniendo en cuenta el objetivo planteado al inicio del artículo, las principales conclusiones se pueden resumir de la siguiente manera: i). La tasa de variación salarial por cada año de educación privada de un docente representativo en la Facultad de Economía de la Universidad del Cauca es igual a 2,1% y discriminando por género es igual a 2,4% para los profesores y 2,7% para las profesoras. ii). Otras variables típicas de la teoría del capital humano tales como la experiencia o la edad son relevantes para explicar el fenómeno analizado en este recinto universitario, sin embargo, otras como el número de hijos tienen un impacto ambiguo. iii). De acuerdo al resultado inicial, se podría sugerir *a priori* la inexistencia de discriminación laboral por género.

Este último resultado abre todo un debate al interior de esta Facultad ya que si bien la tasa de crecimiento salarial asociada a la educación es más alta para las profesoras, los estadísticos de tendencia central en variables tan importantes como salarios, experiencia docente y productividad académica son más bajos para ellas y en este sentido, no deben confundirse las brechas salariales con las tasas de crecimiento salarial. Con tasas más altas de crecimiento salarial a la educación en las profesoras, posiblemente en algún momento las brechas salariales comiencen a cerrarse, sin embargo esto aún no sucede y el punto central es el tiempo que tarde en lograrse. Si bien es

cierto que los incrementos salariales no dependen exclusivamente de la educación, y para el caso de ellas la experiencia y el pertenecer a la categoría titular los afectan mucho más que en el caso de los hombres, sumar años de educación es una tarea ardua que requiere una gran sacrificio no solo personal sino familiar, máxime si son estudios doctorales o posdoctorales. Situaciones como el cuidado del hogar o de los hijos les impiden tener el tiempo suficiente para cualificarse, investigar o publicar artículos en la Facultad analizada.

Vale la pena anotar que la legislación universitaria pública en Colombia se rige por el Ministerio de Educación Nacional y la aplicación de esta normatividad al interior de las universidades no discrimina por género, es decir, todos los profesores tienen la misma oportunidad de lograr incrementar el salario a través de las vías establecidas por ley. Por tanto, las razones del porqué las profesoras muestran desempeños inferiores en algunas variables clave o gastan más tiempo en obtener los mismos logros o desempeños de los profesores a una determinada edad, desbordan las fronteras de esta institución educativa. Sin embargo, a esto también debe considerarse las decisiones individuales de aquellas profesoras sin familia o hijos que prefieren tener más tiempo para sí mismas y sacrificar menos tiempo para la academia. E igualmente a aquellos profesores que prefieren obtener salarios extra por fuera de la univer-

sidad a través de asesorías profesionales por ejemplo y que por tanto escapan al control de este estudio.

En este sentido, teniendo en cuenta que para cada uno de los miembros de la Facultad, las escalas salariales están fijadas por ley, las posibilidades de un aumento salarial extra se dan por vía privada. Esta podría ser una limitación en la contribución que puede hacer este trabajo.

6. Referencias

- Arazola, M., & de Hevia, J. (2008). Three measures of returns to education: An illustration for the case of Spain. *Economics of Education Review*, 27(3), 266-275. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2006.10.004>
- Arrow, K. (1973). Higher Education As A Filter. *Journal of Public Economics*, 2(3), 193-216. DOI: [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(73\)90013-3](https://doi.org/10.1016/0047-2727(73)90013-3)
- Bauer, T. (2002). Educational mismatch and wages: a panel analysis. *Economics of education review*, 21(3), 221-229. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0272-7757\(01\)00004-8](https://doi.org/10.1016/S0272-7757(01)00004-8)
- Becker, G. (1993). *Human Capital: A Theoretical And Empirical Analysis, With Special Reference To Education*. Chicago: University of Chicago Press.

- Becker, G. S. (2002). *Human capital*. The concise encyclopedia of economics, 2.
- Behrman, Jere R., Birdsall, Nancy & Szekely, Miguel. (2000). Economic Reform and Wage Differentials in Latin America. *IADB Research Working Paper No. 435*. DOI: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.258951>
- Blundell, R., Dearden, L., Goodman, A., & Reed, H. (2000). The returns to higher education in Britain: evidence from a British cohort. *The Economic Journal*, 110(461), F82-F99. DOI: <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00508>
- Bowles, S., & Gintis, H. (2006). Schooling in Capitalist America Revisited. *Sociology of Education*, 75(1), 1-18. DOI: [10.2307/3090251](https://doi.org/10.2307/3090251)
- Casas, A. F., Gallego, J. M., & Sepúlveda, C. E. (2003). Retornos a la educación y sesgo de habilidad: teoría y aplicación en Colombia. *Lecturas de Economía*, (58), 69-96. DOI: <https://doi.org/10.17533/udea.le.n58a2583>
- Cepal (2014). La hora de la igualdad: brechas por cerrar, caminos por abrir. LC/G.2432(SES.33/3) 289 p.
- Chiroleu, A., & Marquina, M. (2017). Democratisation or credentialism? Public policies of expansion of higher education in Latin America. *Policy Reviews in Higher Education*, 1(2), 139-160. DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/23322969.2017.1303787>
- Colciencias. (2019). *Informe de gestión y resultados Colciencias. Presentado al Congreso de la República de Colombia*. Bogotá: Colciencias, 1-41. https://minciencias.gov.co/sites/default/files/upload/planeacion/base_informe_de_gestion_y_resultados_colciencias_informe_congreso_2018_-_2019.pdf
- Contreras, D., Melo, E., & Ojeda, S. (2005). ¿Estimando el retorno a la educación o a los no observables?: Evidencia de datos de panel. *Estudios de Economía*, 32(2), 187-199.
- Cota, J. E. M., & Bermúdez, K. J. G. (2009). Discriminación salarial por género en México. *Problemas del Desarrollo. Revista Latinoamericana de Economía*, 40(156), 77-99.
- Doeringer, P., & Piore, M. (1971). *Internal Labour Markets and Manpower Analysis*. Nueva York - Londres: M. E. Sharpe Inc. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2010.03.002>
- Duryea, S. (2002). Human capital policies: What they can and cannot do for productivity and poverty reduction in Latin America. DOI: [10.2139/ssrn.1817264](https://doi.org/10.2139/ssrn.1817264)
- Femenías, M. L. (2007). Esbozo de un feminismo latinoamericano. *Revista Estudios Feministas*, 15(1), 11-25. DOI: [10.1590/S0104-026X2007000100002](https://doi.org/10.1590/S0104-026X2007000100002)
- Fernández, M. C. S. (2014). La interacción trabajo-familia. La mujer y la dificultad de la conciliación laboral. *Las hermanas: Revista de relaciones laborales*, 30, 163-198.

- Fuentes, J., Palma, A., & Montero, R. (2005). Discriminación salarial por género en Chile, una mirada. *Estudios de Economía*, 32(2), 133.
- Furno, M. (2014). Returns to education and gender gap. *International Review of Applied Economics*, 28(5), 628-649. DOI: <https://doi.org/10.1080/02692171.2014.907243>
- García-Suaza, A. F., Guataquí, J. C., Guerra, J. A., & Maldonado, D. (2014). Beyond the Mincer equation: the internal rate of return to higher education in Colombia. *Education Economics*, 22(3), 328-344. DOI: <https://doi.org/10.1080/09645292.2011.595579>
- Goldin, C. (2016). "Human Capital." In *Handbook of Cliometrics*, ed. Claude Diebolt and Michael Hauptert, 55-86. Heidelberg, Germany: Springer Verlag.
- Gómez Sánchez, A. M., & Ramírez Gutiérrez, Z. (2015). Disparidades salariales y la tasa interna de retorno a la educación privada en los docentes de la Universidad del Cauca. *Civilizar Ciencias Sociales y Humanas*, 15(28), 165-180. DOI: <https://doi.org/10.22518/16578953.287>
- Gottesman, I. (2013). Socialist revolution: Samuel Bowles, Herbert Gintis, and the emergence of Marxist thought in the field of education. *Educational Studies*, 49(1), 5-31.
- Griliches, Z. (1977). Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems. *Econometrica*, 45, 1-22. DOI: <https://doi.org/10.2307/1913285>
- Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2012). Schooling, educational achievement, and the Latin American growth puzzle. *Journal of Development Economics*, 99(2), 497-512. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2012.06.004>
- Heckman, J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47(1), 153-161. DOI: <https://doi.org/10.2307/1912352>
- Heckman, J. J., Lochner, L. J., & Todd, P. E. (2008). Earnings functions and rates of return. *Journal of human capital*, 2(1), 1-31. DOI: <http://dx.doi.org/10.1086/587037>
- McMahon, W. W. (2000). *Education and development: Measuring the social benefits*. Clarendon Press.
- Meyer, H. D., & Rowan, B. (Eds.). (2012). *The new institutionalism in education*. SUNY Press.
- Miles, C. R. (2015). *Using panel data to estimate the returns to schooling in South Africa* (Doctoral dissertation, University of Cape Town).
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: Columbia University Press.
- Patrinos, H. (2008). Returns to education: The gender perspective. *Girls' Education in the 21st Century: Gender Equality, Empowerment and Economic Growth*. Washington, DC: The World Bank, 53-661.
- Pino, N. O. D. (2014). Capital humano nominal, empleabilidad y credencialismo. *Revista Iberoamericana de Psicología*, 7(2), 19-27. DOI: <https://doi.org/10.33881/2027-1786.rip.7202>

- Posso, C. (2010). Desigualdad salarial en Colombia 1984-2005: cambios en la composición del mercado laboral y retornos a la educación postsecundaria. *Revista Desarrollo y Sociedad*, (66), 65-113. DOI: [10.13043/dys.66.3](https://doi.org/10.13043/dys.66.3)
- Psacharopoulos, G., & Patrinos, H. (2004). Returns to Investment in Education: A Further Update. *Education Economics*, 12(2), 111-134. DOI: <https://doi.org/10.1596/1813-9450-2881>
- Ramírez, N. Y. F., & Gamboa, L. F. (2007). Cambios en los Retornos de la Educación en Bogotá entre 1997 y 2003. *Lecturas de Economía*, (66), 225-250. DOI: <https://doi.org/10.17533/udea.le.n66a2606>
- Reich, M., Gordon, D., & Edwards, R. (1973). A Theory of Labor Market Segmentation. *The American Economic Review*, 63(2), 359-365. <http://www.jstor.org/stable/1817097>
- Rivera, Gómez y Muñoz (2021). Visibilizando el techo de cristal en la Universidad del Cauca: Un análisis de discriminación laboral de género. *Manzana de la Discordia*. Vol. 2 (15); 216-241. DOI: [10.25100/lamanzanadeladiscordia.v15i2.10497](https://doi.org/10.25100/lamanzanadeladiscordia.v15i2.10497)
- Rosen, S. (1989). *Human capital*. In *Social economics* (pp. 136-155). Palgrave Macmillan, London.
- Rüber, I. E., & Bol, T. (2017). Informal learning and labour market returns. Evidence from German panel data. *European Sociological Review*, 33(6), 765-778. DOI: <https://doi.org/10.1093/esr/jcx075>
- Salamanca, N. M. (2018). La economía del cuidado: división social y sexual del trabajo no remunerado en Bogotá. *Latinoamericana de Estudios de Familia*, 10(1), 51-77. DOI: [10.17151/rlef.2018.10.1.4](https://doi.org/10.17151/rlef.2018.10.1.4)
- Schultz, T. (1959). Investment in Man: An Economist's View. *Social Service Review*, 33, 109-117. DOI: <https://doi.org/10.1086/640656>
- Spence, M. (1973). Job Market Signaling. *Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355-374. DOI: <https://doi.org/10.2307/1882010>
- Stiglitz, J. (1975). The Theory of "Screening", Education, and Distribution of Income. *American Economic Review*, 65(3), 283-300. DOI: <https://doi.org/10.7916/D8PG22PM>
- Thurow, L. (1975). *Generating Inequality: Mechanisms of Distribution in the U.S. Economy*. Nueva York: Basic Books.
- Vargas Urrutia, B. (2013). Retornos a la educación y migración rural-urbana en Colombia. *Revista Desarrollo y sociedad*, (72), 205-223. DOI: <https://doi.org/10.13043/dys.72.5>

7. Apéndice

Definición de variables

| Variable | Definición |
|--------------------------------|---|
| Salario (<i>w</i>) | Salario real mensual en pesos. (P=2015). |
| Educación (<i>yedu</i>) | Años de educación. |
| Experiencia (<i>exp</i>) | Experiencia en años al interior de la Universidad del Cauca. |
| Género (<i>gen</i>) | Dummy=1 si es hombre, 0 mujer. |
| Edad (<i>age47</i>) | Dummy=1 si la persona tiene una edad mayor o igual a 47 años, 0 otro caso. |
| Departamento (<i>state</i>) | Dummy=1 si la persona nació en el Departamento del Cauca, 0 otro caso. |
| Productividad (<i>prod</i>) | Dummy=1 si la persona ha publicado libros, artículos o ponencias nacionales y/o internacionales, 0 otro caso. |
| Hijos (<i>kids</i>) | Dummy=1 si la persona tiene hijos, 0 otro caso. |
| Especialización (<i>esp</i>) | Dummy=1 si la persona tiene especialización, 0 otro caso. |
| Maestría (<i>mae</i>) | Dummy=1 si la persona tiene maestría, 0 otro caso. |
| Doctorado (<i>doc</i>) | Dummy=1 si la persona tiene doctorado, 0 otro caso. |
| Auxiliar (<i>aux</i>) | Dummy=1 si la persona pertenece al escalafón auxiliar, 0 otro caso |
| Asistente (<i>asi</i>) | Dummy=1 si la persona pertenece al escalafón asistente, 0 otro caso |
| Asociado (<i>aso</i>) | Dummy=1 si la persona pertenece al escalafón asociado, 0 otro caso |
| Titular (<i>tit</i>) | Dummy=1 si la persona pertenece al escalafón titular, 0 otro caso |