

Factores que inciden en los estímulos monetarios no salariales de los profesores de la Universidad de Los Andes¹

Factors affecting non-wage compensation for professors at the University of Los Andes

Giampaolo Orlandoni Merli*, **Josefa Ramoni Perazzi****,
Surendra P. Sinha*** y **Elizabeth Torres Rivas******

Códigos JEL: J32

Recibido: 21/02/10, Revisado: 23/10/10, Aceptado: 14/04/11

Resumen

La no reposición de personal docente es un problema en las universidades públicas venezolanas pues éstas no cuentan con recursos para reponer profesores a medida que ellos se jubilan. Además el deterioro en las remuneraciones de los profesores implica una desventaja de las universidades frente a otras plazas de trabajo al competir por personal calificado. Para determinar los factores que inciden en los estímulos monetarios no salariales y que reducen el riesgo académico institucional, se formulan modelos mixtos, con corrección por sesgo de selección, y se analizó el caso particular de la Universidad de Los Andes. Se incluyen variables demográficas e información correspondiente a dichos estímulos. Los resultados indican que el nivel educativo y el número de primas determinan en gran parte dicho ingreso.

Palabras clave: Estímulos monetarios no salariales, modelos mixtos, sesgo de selección, Índice de Capacitación Profesional.

1 Los autores agradecen a la Dirección de Asuntos Profesorales de la Universidad de Los Andes (DAP-ULA), por la información suministrada.

* Instituto de Estadística Aplicada y Computación, Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Universidad de Los Andes. Mérida, Venezuela. Correo electrónico: orlandon@ula.ve.

** Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Universidad de Los Andes. Mérida, Venezuela. Correo electrónico: jramoni@ula.ve

*** Instituto de Estadística Aplicada y Computación, Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Universidad de Los Andes. Mérida, Venezuela. Correo electrónico: sinha32@yahoo.com

**** Instituto de Estadística Aplicada y Computación, Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Universidad de Los Andes. Mérida, Venezuela. Correo electrónico: eliza@ula.ve.

Abstract

The lack of replacement programs for retired professors is a problem faced by most public universities in Venezuela. On the supply-side, the public universities do not have financial resources to replace the retired professors; on the demand-side, the impoverishment of professors remuneration represents a disadvantage of the universities in front of other better paid jobs at the time to compete for highly qualified workers. This paper formulates mixed models, controlling for selectivity bias, to determine the factors affecting non-wage income of professors and contribute to reduce the Institutional Academic Risk, considering the particular case of the University of Los Andes. The usual demographic variables, as well as non-wage benefits are considered. The results suggest that the educational level and the number of benefits are the most important factors.

Key words: Non-wage income, mixed models, selectivity bias, professional capacity index.

1. Introducción

En el campo educativo, uno de los problemas que se observa actualmente en la mayoría de las universidades venezolanas es la marcada ausencia de programas para reposición de personal docente. Se trata de un problema tanto de oferta como de demanda. Desde el punto de vista de la oferta, las universidades autónomas no cuentan con los recursos suficientes para reponer oportunamente los profesores que se jubilan, mientras que, por el lado de la demanda, el deterioro en las remuneraciones percibidas por los profesores ha hecho que las universidades autónomas estén en desventaja frente a otras plazas de trabajo a la hora de competir por capital humano de calidad.

En un estudio previo, a partir de una muestra de 1.786 profesores ordinarios de la Universidad de Los Andes (ULA), Ramoni *et al.* (2007) analizaron el problema de las remuneraciones de los profesores universitarios desde la perspectiva del capital humano, y se basaron en el Índice de Capacidad Profesional (ICP) que incorpora tanto elementos de formación académica, como de antigüedad profesional. Para ello se estimaron elasticidades de los componentes de estudio y experiencia mediante modelos que relacionan los sueldos con dichos componentes del ICP.

El presente trabajo intenta explicar los factores que inciden en la probabilidad de que el profesorado de la ULA reciba ingresos monetarios

no salariales y en el monto de dichos ingresos. A tal efecto, se parte de la base de datos original de los profesores universitarios utilizada en el estudio antes citado, de la cual se extrae una muestra aleatoria en términos de las facultades a incluir en el estudio, y se incorporan nuevas variables correspondientes a dichos estímulos o primas, como son PPI (Programa Promoción al Investigador)², PEI (Programa de Estímulo al Investigador), prima académica por titularidad y prima académica por doctorado. A partir de los resultados de un análisis multivariado inicial de esta nueva base de datos, se plantean modelos jerárquicos condicionales con el fin de explicar y cuantificar dichos efectos, y corregir por el sesgo de selección que pueda generar la decisión del profesor de adherirse o no a estos programas.

Los resultados muestran que los factores determinantes de los ingresos no salariales en términos relativos, es decir como porcentaje del ingreso total, son el nivel educativo y el número de primas a las que el profesor tiene acceso, variable ésta positivamente correlacionada con su escalafón o categoría en el sistema docente universitario. Siendo que, por lo general, el disfrute de estas primas es potestad del profesor, la inclusión de las mismas en el estudio constituye una potencial fuente de sesgo de selección, el cual se corrige, o cuando menos se reduce, incorporando al modelo la probabilidad de acceso a dichas primas.

2. Planteamiento del problema

Las universidades públicas venezolanas atraviesan momentos difíciles caracterizados, entre otros, por las dificultades a la hora de reponer personal dada la escasez de recursos para cubrir los vacíos dejados por los trabajadores jubilados, como por la falta de motivación de los nuevos profesionales quienes se sienten atraídos por las mejores remuneraciones ofrecidas en otros sectores. El deterioro de los sueldos de los profesores universitarios en Venezuela obedece tanto a factores económicos como ideológicos. Los problemas inflacionarios que ha venido confrontando el país desde la década de los 80 ha mermado los sueldos reales en todos los sectores, y la universidad no es una excepción.

Las normas de homologación que intentan indexar el sueldo de los docentes universitarios a los niveles inflacionarios son tradicionalmente ignoradas, a veces por falta de recursos, a veces por falta de interés por parte del gobierno de turno. A este deterioro natural y generalizado se le unen erradas políticas salariales que intentan favorecer a los sectores más bajos en detrimento de los profesionales con mejor formación que acortando cada vez más la brecha entre trabajadores capacitados y no capacitados.³ Igualmente, los aumentos salariales decretados recientemente por el gobierno dentro del sistema de escalafón que rigen los ascensos de los profesores universitarios no se han hecho de manera lineal, siendo mayores para los profesores instructores (escalafón más bajo) comparados con los titulares (escalafón más alto), lo que se traduce en un desestímulo a la capacitación.⁴

La determinación de las remuneraciones es un proceso complejo en el que confluyen diversos factores y en el que tanto la metodología a emplear como las variables a incluir han sido temas de discusión durante décadas. Los factores a considerar pueden referirse a características del trabajo y a características del trabajador. La teoría de los diferenciales salariales compensatorios considera los atributos de cada empleo como “bienes” que el trabajador “adquiere”. La consecuencia natural es que el “consumo” de buenas condiciones laborales conduce a remuneraciones más bajas, lo que supone que empleos que ofrecen condiciones “desagradables” al trabajador tales como riesgo de accidente o muerte, riesgo de desempleo, etc., deberían pagar sueldos mejores a fin de persuadir a los trabajadores a aceptar trabajar en ellos. Sin embargo, esta regla por lo general no se cumple.

En la práctica pareciera que la fijación de los sueldos y salarios obedece más a las características propias del trabajador que a las del empleo. En otras palabras, es el capital humano del trabajador el que determina las remuneraciones. Se entiende como capital humano el cúmulo de habilidades, destrezas y conocimiento adquirido por el trabajador a través del estudio, el entrenamiento y la experiencia. Ya Adam Smith, en su *Tratado sobre la Riqueza de la Naciones* (1776) hacía referencia al pago que el trabajador merece con base en su capital humano a fin de compensarlo por el tiempo y esfuerzos empleados en adquirirlo.

Por supuesto, no dejan de ser interesantes los modelos hedónicos de salario (Lucas, 1977) en los que deben conjugarse factores de calidad tanto de trabajadores como de empleos a la hora de fijar las remuneraciones. Sin embargo, la literatura general parece estar dominada por los modelos de capital humano, probablemente debido a la falta de información acerca de condiciones de empleo, la dudosa y difícil escala de medida y al hecho de que en la mayoría de los estudios estos factores terminan siendo no significativos.

Los modelos de capital humano han recibido particular atención desde los años 1950, con el trabajo desarrollado por Mincer (1958), para estimar los retornos de la inversión en dicho capital. Su planteamiento original es una simple ecuación de salarios en logaritmo (LE) en función de educación formal (escuela y entrenamiento, S) y experiencia (T)⁵

$$LE = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 T + \beta_3 T^2 \quad (1)$$

con $\beta_1 > 0$, $\beta_2 > 0$ y $\beta_3 < 0$, para representar el hecho de que la experiencia se remunera a tasas decrecientes. Este modelo abrió las puertas a una amplia gama de estudios sobre fijación de sueldos y salarios que con el tiempo dio origen incluso al desarrollo de métodos estadísticos cada vez más sofisticados, orientados a resolver posibles sesgos. Tal es el caso de la metodología en dos etapas tipo Heckman y otros desarrollos similares.

En el sector académico, que es el que atañe a este estudio, más precisamente en las universidades americanas, la determinación de las remuneraciones de los profesores comienza por hallar la óptima distribución de recursos que permita maximizar los logros medidos en términos de cantidad y calidad de egresados, así como de investigación generada, tal como se explica en Hoenack y Collins (1990). Con ello, cada universidad es libre de establecer las remuneraciones que considere, lo que genera una sana competencia por captar y retener los mejores profesionales. La misma política se aplica en otros países. En el Reino Unido, por ejemplo, el sistema de fijación de remuneraciones de los profesores universitarios ha evolucionado hacia un sistema de justa remuneración de la capacidad, el conocimiento y la experiencia

siguiendo así la tendencia global en esta materia de alejarse de esquemas fijos y establecidos a nivel nacional, tal como lo explica Rani (2009).

Para el caso particular de los profesores universitarios en Venezuela, Ramoni *et al.* (2007) analizan los factores que determinan los sueldos de los profesores universitarios y el papel que en éstos juegan la formación y capacitación. Utilizando los componentes del Índice de Capacidad Profesional (ICP), que incorpora tanto elementos de formación académica (CICP1), como de antigüedad profesional (CICP2), introducidos por Sinha *et al.* (2007), los autores concluyen que, si bien la educación tiene un efecto positivo y creciente sobre el salario, el impacto de la antigüedad es sustancialmente mayor que cualquier otro, lo que parece indicar que las universidades públicas no incentivan la formación profesional. El resultado parece indicar que el nivel de formación y el trabajo de investigación realizado por el profesor, influyen poco en la determinación de los sueldos.

Ante esta realidad, las universidades autónomas han ideado mecanismos que promuevan la capacitación de su personal docente y recompensen su esfuerzo creativo e investigativo, lo que se materializa en remuneraciones no salariales adicionales para aquellos docentes que optan por acogerse a alguno de estos programas. El cuadro 1 resume las principales características de los programas vigentes a este respecto. Así, los profesores con nivel doctoral reciben una prima anual equivalente al 19% de su sueldo global. Igualmente, los profesores titulares reciben mensualmente una prima de titularidad equivalente a un monto ajustado periódicamente, multiplicado por el número de años como titular. Esta prima puede aportar el equivalente a entre 0,12% y el 2,49% del sueldo anual.

Cuadro 1. Programas y primas que determinan los ingresos monetarios no salariales

Programa	Características
Prima Doctoral	Prima anual Equivale al 19% del sueldo global anual.
Prima Titularidad	Prima mensual equivalente a un monto ajustado periódicamente, multiplicado por el número de años titular. Aporta entre el 0,12% y el 2,49% del sueldo anual.
Programa Promoción Investigador (PPI)	Sistema Nacional de escalafón según nivel educativo alcanzado; número, tipo y calidad de trabajos publicados; asesorías y tutorías realizadas; ponencias y charlas dictadas. Remuneración trimestral por el tiempo en que el profesor permanezca en el mismo: entre 3,4% y 28% del sueldo anual, según el nivel.
Programa Estímulo Investigador (PEI)	Sistema interno de la ULA de puntos, determinados por un baremo que toma en cuenta publicaciones, ponencias, tutorías. Pago único anual: entre 0,15% y 10,59% del sueldo anual por el tiempo en que el profesor permanezca en el programa.

Fuente. Elaboración propia.

La investigación se ve recompensada fundamentalmente a través de dos programas: el PPI, el cual se rige a su vez por un sistema de escalafón según sea el nivel educativo alcanzado; cantidad, tipo y calidad de trabajos publicados; proyectos en curso; asesorías y tutorías realizadas, así como ponencias y conferencias dictadas.⁶ Este programa implica una remuneración trimestral por el tiempo en que el profesor permanezca en éste; dependiendo del nivel en que se encuentre el profesor dentro del programa, esta remuneración puede equivaler desde un 3,4% hasta un 28% de su sueldo anual.

Muy ligado a este programa, aunque estructurado de manera diferente, se encuentra el PEI, que se rige por un sistema de puntos, determinados también por un baremo que toma en cuenta publicaciones, ponencias, tutorías, además de otros criterios, e implica un pago único anual.⁷ Las remuneraciones obtenidas por este programa son inferiores a las del PPI, y pueden estar entre el 0,15% y el 10,59% del sueldo anual. La participación en estos dos programas es optativa. En general, depende únicamente del profesor que éste reciba o no una prima por cualquiera de los conceptos ya referidos, lo que podría introducir un cierto sesgo en el estudio de los factores que inciden en las remuneraciones no

salariales percibidas. Este trabajo analiza los elementos que determinan la motivación a participar en estos programas y el monto de los ingresos no salariales percibidos, utilizando para ello modelos jerárquicos, corregidos por la probabilidad de tener o no alguna de las primas antes referidas.

3. Metodología

3.1 Análisis descriptivo

Para el estudio, se actualiza una muestra tomada a partir de la base de datos originalmente utilizada en estudios previos que incorpora las variables correspondientes a los programas PPI, PEI, y las primas académicas por titularidad y doctorado. La muestra incluye 1.402 profesores activos (no jubilados) de nueve facultades de la ULA seleccionadas al azar. Dicha muestra equivale aproximadamente al 80% del personal ordinario activo para la fecha de referencia (29 de febrero de 2008). Fueron excluidas del estudio las Facultades de Arte, Odontología y los Núcleos Universitarios de los estados Táchira y Trujillo: las dos primeras de manera aleatoria y los dos núcleos por tratarse de conglomerados no comparables con facultades más homogéneas. La selección aleatoria se hace necesaria dada la necesidad de trabajar con un subconjunto aleatorio de facultades, anidado dentro de un factor fijo (AREA), lo que permite plantear modelos mixtos (fijos y aleatorios).

Además de tradicionales estudios descriptivos, cuando se manejan simultáneamente diversas medidas para múltiples unidades muestrales resulta conveniente llevar a cabo análisis estadístico multivariante, dado que las relaciones entre ellas no son fáciles de discernir a partir de estadísticas básicas. Particularmente, se usa aquí el Análisis de Correspondencias Múltiples (ACM), técnica de análisis descriptiva y exploratoria diseñada para analizar tablas de múltiples entradas que contengan alguna medida de correspondencia entre filas y columnas. Esta metodología proporciona un procedimiento gráfico para representar asociaciones entre variables cualitativas en un espacio bidimensional, lo

que facilita la exploración de la estructura de las variables consideradas en el estudio.

3.2 Modelos estadísticos

El presente trabajo tiene por objetivo determinar los factores que explican la probabilidad y el monto de los ingresos monetarios no salariales en profesores activos de la ULA. En esencia, el proceso de modelado se plantea en dos etapas:

1. En la primera etapa se calculan los ingresos no salariales relativos (RINoS) y se crean variables dicotómicas que indican la presencia de alguno de los programas y/o primas considerados, así como una variable que recoge el número de primas que tiene el docente (PR: toma valores desde 0, sin ninguna prima, hasta 4, si recibe todas las remuneraciones adicionales). Adicionalmente, se agrupan las facultades en cuatro áreas de conocimiento (AREA), y se selecciona una muestra aleatoria de facultades, con lo cual se tiene un factor aleatorio anidado dentro de los niveles del factor AREA, que es fijo. Este agrupamiento de profesores se hace con la finalidad de controlar la heterocedasticidad observada en las diversas áreas de conocimiento en relación con la variable dependiente RINoS (ver anexo 1). Luego se plantea el modelo explicativo de las remuneraciones no salariales relativas (RINoS), tomando como variables explicativas el área de conocimiento (AREA), sexo (SX), la categoría o escalafón (CG), el número de primas (PR) y nivel educativo (EDU), este último que a través de variables dicotómicas indicativas del máximo nivel educativo alcanzado (licenciatura, maestría, doctorado).⁸ Así se define un modelo jerárquico condicional heterocedástico, con factores fijos y aleatorios, es decir un modelo mixto (ver anexos 1 y 2), cuya estructura es como sigue:

$$RINoS = f(SX, AREA, CG, EDU, PR) + \varepsilon \quad (2)$$

en el que el término de error ε sigue una distribución normal e independiente ($\varepsilon \sim NID(0, \sigma^2)$) y para el cual las variables SX, CG, EDU, y PR son efectos fijos y AREA es un efecto aleatorio con distribución $NID(0, \sigma_{i(a)}^2)$. El factor aleatorio facultad está anidado dentro de los grupos definidos por las áreas académicas. La posible heterogeneidad de la variable dependiente se controla tomando como grupos más homogéneos aquéllos definidos por la variables AREA (en un segundo modelo, se toman los grupos definidos por PR).

2. En la segunda etapa se corrige por el sesgo de selección. Recibir alguna o todas las primas consideradas es optativo y depende enteramente de la decisión del profesor, por lo que no todos los individuos de la muestra tienen ingresos no salariales positivos, lo que implica un fenómeno de truncamiento. Se dice que una muestra es truncada cuando sólo la parte de la distribución de la variable que se encuentra por encima (o por debajo) del punto de truncamiento contiene la información relevante que se desea estudiar. Esta situación es muy frecuente en estudios de salario, donde por lo general se tiene información de la variable dependiente únicamente para el subgrupo de las personas que trabaja. Sin embargo, existe una variable no observada que proviene de aquellas personas que tienen una distribución que corresponde a salarios menores que su salario de reserva que determina su participación en el mercado laboral. Ignorar este fenómeno genera un error de selección que conduce a estimaciones sesgadas.

En general, el error de selección surge de la no aleatoriedad de la muestra, típica de datos no experimentales, donde el proceso de asignación de unidades a grupos es endógeno. Como resultado, las estimaciones son inconsistentes. Entre las posibles soluciones al problema del sesgo de selección se encuentra la incorporación al modelo de variables instrumentales que permiten obtener estimadores consistentes en presencia de regresores endógenos. Este método es bastante restrictivo, dada la dificultad para hallar algún instrumento correlacionado con el regresor endógeno sin que esté correlacionado con los errores de la

ecuación a estimar. Un enfoque alternativo es la estimación en dos etapas propuesto por Heckman (1979), el cual consiste en estimar una función de supervivencia (λ) a partir de un modelo logístico o probabilístico, incluyendo luego dicha probabilidad como una nueva variable entre los regresores del modelo jerárquico. Siguiendo dicho procedimiento, este estudio corrige el sesgo de selección originado por la probabilidad de tener o no ingreso no salarial, incorporando dentro del modelo jerárquico, dicha probabilidad. Su estimación se hace a partir de un modelo de regresión logística, dado por

$$\text{Logit}(\text{Prima}) = F(\text{CG}, \text{EDU}, \text{ANT}, \text{SX}, \text{EDAD}) + \xi \quad (3)$$

donde Prima es una variable dicotómica que toma valor 1, si el individuo percibe alguno de estos ingresos no salariales, cero en otro caso; CG representa la categoría o escalafón y se espera tenga un impacto positivo sobre Prima; EDU señala el máximo nivel educativo alcanzado por el profesor, también con efecto esperado positivo y ANT se refiere a la antigüedad laboral en años. El término de error ξ sigue una distribución normal $NID(0;1/\sqrt{nP(1-P)})$, siendo n el tamaño de muestra y $P = E(\text{Prima} = 1 | \text{CG}, \text{EDU}, \text{ANT})$.

4. Análisis de resultados

4.1 Análisis descriptivo

El cuadro 2 resume las características más resaltantes de la muestra analizada. Como se observa, la muestra total está conformada en su mayoría por hombres (60,90%), principalmente profesores asistentes (25,64%), asociados (23,93%) o titulares (23,58%). La edad promedio es de 47,55 años, con una antigüedad laboral promedio de 16,87 años. Más del 58% de los profesores cuenta con título de maestría o doctorado. Las facultades que mayor peso tienen en el total son las de Medicina (16,24% del total de profesores), Ciencias (15,46 %), Ingeniería (15,10 %) y Humanidades (14,53%).

Cuadro 2. Descripción y caracterización de la muestra analizada

Variable	Descripción	Códigos	Valor	
SX (%)	Femenino (0)	0	39,10	
	Masculino (1)	1	60,90	
CATEGORÍA ESCALAFÓN (CG, %)	Instructor (1)	1	6,91	
	Asistente (2)	2	25,64	
	Agregado (3)	3	19,94	
	Asociado (4)	4	23,93	
	Titular (5)	5	23,58	
ED	Máximo nivel de estudio alcanzado (%): Licenciatura o especialidad (1)	1	41,31	
	Maestría (2)	2	31,34	
	Doctorado (3)	3	27,35	
FACULTAD	Arquitectura (1)	1	7,26	
	Ciencias (2)	2	15,46	
	Forestal (3)	3	7,69	
	Medicina (4)	4	7,41	
	Economía (5)	5	8,40	
	Farmacia (6)	6	7,91	
	Humanidades (7)	7	14,53	
	Ingeniería (8)	8	15,10	
	Medicina (9)	9	16,24	
AREA (%)	Áreas de conocimiento: Ciencias sociales, políticas y humanísticas (1)	1	30,31	
	Ciencias (2)	2	15,45	
	Ingeniería, Forestal, Arquitectura (3)	3	30,03	
	Ciencias de la salud (4)	4	24,18	
PR	Número de primas recibidas	0	39,23	
		1	21,54	
		2	19,54	
		3	16,19	
DTIT, DDOC, DPPI, DPEI (%)	Primas percibidas por los profesores: Prima de titularidad (DTIT) Prima de doctorado (DDOC) Programa de promoción al investigador (DPPI) Programa de estímulo al investigador (DPEI)	4	3,50	
		DTIT	29,46	
		DDOC	49,65	
		DPPI	61,27	
PPI Niveles Programa de Promoción Investigador (%)	Programa de estímulo al investigador (DPEI)	DPEI	62,32	
		Candidato (0)	0	29,72
		Nivel I (1)	1	41,18
		Nivel II (2)	2	21,52
		Nivel III (3)	3	6,35
EDAD(años)	Edad	Nivel IV (4)	4	1,24
		Media	47,55	
ANT (años)	Antigüedad laboral	DE	9,97	
		Media	16,87	
RAI	Índice de Riesgo Académico Institucional	DE	9,71	
		Media	72,75	
RINOS	Ingreso no salarial como porcentaje del sueldo anual	DE	55,39	
		Media	17,39	
		DE	13,01	

Fuente: Cálculos propios. Facultades excluidas del estudio: Arte, Odontología, Núcleo Táchira, Núcleo Trujillo.

El sueldo anual promedio percibido por los profesores es de aproximadamente Bs.F. 53.672. Sin embargo, este sueldo puede ser complementado por primas de diversa índole, aun cuando el 39,23% de los profesores no cuenta con ninguna de ellas. En el mejor de los casos, este complemento puede ser equivalente al 57% del sueldo anual. De entre los que perciben algún tipo de prima, el 29,46% la perciben por razones de antigüedad (DTIT); el 61,27% la obtienen por tener nivel de doctor (49,65%) y la mayoría la perciben como estímulo a su productividad. En efecto, los programas de promoción al investigador (DPPI, 61,27%) y de estímulo al investigador (DPEI, 62,32%) remuneran la investigación de los profesores. Según se observa en la tabla 2, la mayoría de los profesores PPI son Nivel I (41,18%).

En la figura 1 del anexo 1 se comparan gráficamente los valores promedio y las varianzas de los RINoS por AREA y por PR y se observa la presencia de heterocedasticidad, más por PR que por AREA. Esto justifica el uso de modelos jerárquicos heterocedásticos que permiten estimar los parámetros controlando el efecto de varianzas desiguales.

4.2 Análisis de correspondencias múltiples (ACM)

Se realizó un ACM, se usaron como variables activas las referidas a categoría, sexo, área, educación y número de primas, y se tomaron los ingresos no salariales como variable suplementaria.⁹

Los resultados recogidos en la figura 2 del anexo 1, muestran un primer factor que explica el 66,08% de la variabilidad total, y un segundo con un poder explicativo de 5,82%.¹⁰ Se identifican allí tres agrupaciones de profesores: un primer grupo asocia el área de ciencias (AR_2), profesores asociados y titulares (CG_4, CG_5), con alto nivel educativo (ED_3) y con tres y cuatro primas (PR_3, PR_4). Un segundo grupo de profesores se asocia con las siguientes modalidades de las variables: áreas de ciencias sociales y ciencias de la salud, profesores instructores y asistentes, nivel educativo de licenciado, con una y dos primas (AR_1, AR_4, CG_1, CG_2, ED_1, PR_1, PR_2). El tercer grupo engloba el área de ingeniería con profesores agregados, con maestría y sin prima alguna (AR_3, CG_3, ED_2, PR_0). La variable suplementaria se

ordena de la siguiente manera: la categoría de altos niveles de ingresos no salariales (RINoS 3_4) se asocia con el primer grupo de profesores; el segundo grupo de profesores se identifica con RINoS 2, mientras que el nivel más bajo de ingresos no salariales (RINoS 1) se asocia con el tercer grupo de profesores.

4.3 Estimación de los modelos explicativos de los ingresos monetarios no salariales

4.3.1. Modelo de Regresión Logística

El propósito de esta regresión auxiliar es calcular la probabilidad de seleccionar o no programas que aportan remuneraciones no salariales adicionales al sueldo base. Dicha probabilidad se incorpora como variable explicativa en el modelo objeto de estudio, a fin de corregir por el potencial sesgo de selección.

En el cuadro 3 se resumen los resultados de dicha estimación. Como se observa, todas las variables, excepto maestría (cuyo efecto es negativo), resultaron estadísticamente significativas. Las variables sexo y edad resultaron estadísticamente no significativas, y fueron excluidas de la regresión final. Tal como lo señalan los resultados, la probabilidad de tener ingresos más allá del sueldo se incrementa con la antigüedad, con poseer título doctoral y con el escalafón, éste último de manera creciente.

Cuadro 3. Regresión logística

	Cons	Ant	Escalafón				Nivel educativo	
			Asistente	Agregado	Asociado	Titular	Maestría	Doctor
Logit (Prima)	-0,18 (0,22) [-0,78]	- 0,09* (0,01) [-10,30]	0,99* (0,25) [4,03]	1,46* (0,27) [5,37]	2,61* (0,29) [9,09]	3,85* (0,33) [11,73]	-0,02 (0,14) [-0,15]	0,41** (0,16) [2,55]
LR Chi2(7) = 275,97. Prob > chi2 = 0,00. Pseudo R ² = 0,1469								

Nota: Nivel de significación: (*) 1%; (**) 5%. Desviación estándar en paréntesis. Valor de z en corchetes. Modelo: $Logit(Prima) = F(ANT, G, D) + \xi$. Fuente. Cálculos propios.

4.3.2. Modelos jerárquicos.

Los dos modelos que se muestran a continuación, resumidos en el cuadro 4, son los que mejor se ajustaron a los datos de la muestra analizada. En ambos modelos, se incluyen tanto el sexo como el nivel educativo, así como la probabilidad de recibir ingresos no salariales (prob). Se toma como variable dependiente el logaritmo del ingreso no salarial relativo.¹¹

$$\text{Modelo 1: } LgRINoS = f(SX, ED, CE, prob) + \varepsilon \quad (4)$$

$$\text{Modelo 2: } LgRINoS = f(AREA, SX, ED, PR, prob) + \varepsilon \quad (5)$$

Cuadro 4. Estimación de efectos fijos y parámetros de covarianza

Efecto	Nivel	Modelo1	Prob	Modelo2	Prob
Intercepto		1,156	<,0001	1,398	<,0001
AREA	1	-	-	0,044	0,211
AREA	2	-	-	0,105	0,008
AREA	3	-	-	-0,006	0,859
SX	0	-0,052	0,0390	-0,067	0,002
ED	1	-0,112	0,0003	-0,087	0,001
ED	2	-0,109	0,0003	-0,091	0,001
PR	1	-	-	-0,478	<,0001
PR	2	-	-	-0,340	<,0001
PR	3	-	-	-0,063	0,154
CG	1	-0,137	0,178	-	-
CG	2	-0,150	0,003	-	-
CG	3	-0,106	0,034	-	-
CG	4	-0,022	0,488	-	-
prob		0,255	0,045	0,187	0,009
AIC		424,5		225,1	
Estimación Parámetros Covarianza					
fac(AREA)		AR1	0,002	PR 1	0,013
fac(AREA)		AR2	0,015	PR 2	0,000
fac(AREA)		AR3	0,003	PR 3	0,000
fac(AREA)		AR4	0,000	PR 4	0,000
Residual			0,100		0,073

Fuente. Cálculos propios. Celda referencial: último nivel de cada factor.

Según (4), el nivel educativo es uno de los factores determinantes del RINoS. El nivel doctoral es el que produce su mayor incremento, conjuntamente con el número de primas que se tiene de manera creciente. Así, un profesor de sexo masculino, con nivel educativo doctor, con cuatro primas y del área de ciencias es el prototipo de quien recibe los más altos niveles de RINoS.

El modelo 1 ofrece respuestas similares, sólo que considera la categoría o escalafón en lugar del número de primas. Estadísticamente, es preferible el segundo modelo por su menor Criterio de Información de Akaike (AIC) y menor varianza residual. En ambos modelos, la probabilidad de poseer prima es estadísticamente significativa, indicando que si se ignora este componente, los resultados podrían ser sesgados.

El cuadro 5 recoge la estimación mínimo cuadrática de las medias de cada uno de los niveles de los factores considerados en los modelos seleccionados.

Cuadro 5. Estimación mínimo cuadrática de las medias

Efecto	Nivel	Modelo 1	Modelo 2	Pr
SX	0	1,1286	1,2203	<,0001
SX	1	1,1803	1,2873	<,0001
ED	1	1,1162	1,2265	<,0001
ED	2	1,1191	1,2220	<,0001
ED	3	1,2282	1,3130	<,0001
PR	1	-	0,9959	<,0001
PR	2	-	1,1341	<,0001
PR	3	-	1,4113	<,0001
PR	4	-	1,4739	<,0001
CG	1	1,1002	-	<,0001
CG	2	1,0874	-	<,0001
CG	3	1,1318	-	<,0001
CG	4	1,2154	-	<,0001
CG	5	1,2375	-	<,0001

Fuente. Cálculos propios.

5. Conclusiones

Dada las limitaciones del actual sistema de ascensos que rige en las universidades autónomas venezolanas como elemento promotor de la capacitación del personal docente universitario, y ante la acelerada pérdida de personal calificado que vienen experimentando, estas instituciones se han planteado un sistema de promoción de los profesores que fomente la inversión en capital humano, a fin de propiciar mejoras de la calidad de la enseñanza que en ellas se imparte y generar conocimiento. Programas de incentivo a la capacitación e investigación, como el PPI y el PEI, son importantes y pueden ser utilizados para la orientación de dicho proceso. En efecto, se observa una alta incidencia de las remuneraciones no salariales percibidas por los profesores a través de estos programas, las cuales promedian cerca de una quinta parte del equivalente a su sueldo anual, pudiendo incluso superar más de la mitad del mismo.

Según los resultados obtenidos del análisis de la muestra seleccionada, los factores que determinan los ingresos no salariales son el nivel educativo y el número de primas que el profesor recibe, variable que, además, está positivamente correlacionada con su escalafón o categoría.

La variable sexo es significativa en la determinación de las remuneraciones, con diferencias significativas a favor de los hombres en cuanto a promedio de sus ingresos no salariales (RINoS), mientras que no es significativa en la decisión de incorporarse o no al programa de primas. En efecto, si bien una buen aparte tanto de hombres como de mujeres, no tiene ningún tipo de prima (43 y 36,5%, respectivamente), el porcentaje de mujeres con tres y con cuatros primas es ligeramente superior al de los hombres. El grueso de los profesores, independientemente del sexo, tiene una sola prima. En cuanto al monto de los ingresos no salariales relativos, lo que los hombres perciben en promedio es superior al de las mujeres, y se observa entre aquéllos los valores más altos de dichos ingresos.

En cuanto al área de conocimiento, sólo ciencias se diferencia estadísticamente de las demás, y no hay diferencias significativas en cuanto a remuneraciones no salariales relativas entre las restantes. En

esa misma área de ciencias se observa la mayor proporción de profesores con alguna prima (más del 75%), mientras que en las otras áreas este porcentaje desciende a cerca del 50%.

En cuanto a los montos de los ingresos no salariales relativos, también ciencias muestra valores superiores a las restantes áreas. Sin embargo, el mayor valor del ingreso no salarial RINoS se observa en el área de ciencias sociales y el menor promedio se observa en el área de ciencias de la salud. Los mayores niveles de RINoS no necesariamente se alcanzan con el máximo número de primas posibles.

6. Notas

- 1 Los autores agradecen a la Dirección de Asuntos Profesorales de la Universidad de Los Andes (DAP-ULA), por la información suministrada.
- 2 Las convocatorias de este programa estuvieron suspendidas durante los años 2009 y 2010, reabriéndose nuevamente en el año 2011, bajo un nuevo nombre, Programa de Estimulo a la Investigación (PEI) y con un nuevo baremo que en algunos aspectos se asemeja al antiguo PPI. No debe confundirse este PEI nacional con el Programa de Estimulo al Investigador (PEI) interno de la ULA.
- 3 Cabe agregar, a los problemas aquí planteados, las medidas de presupuestos reconducidos (no indexados) y ahogo financiero; reducción de presupuesto para investigación, entre otras.
- 4 Los ascensos en las universidades venezolanas se rigen por un sistema de escalafón, que determina los requisitos que se deben cumplir para acceder al siguiente nivel (usualmente un trabajo de ascenso) y los períodos de permanencia en cada categoría del escalafón según la Ley de Universidades son los siguientes: 2 años como Instructor y 4 como Asistente (Art. 94); 4 años como Agregado (Art. 95) y 5 como Asociado (Art. 96) antes del ascenso a Titular (Art. 97).
- 5 Siguiendo la notación original en inglés, E significa *earnings* o remuneraciones, S significa *school* o educación formal y T significa *tenure* o antigüedad laboral.

- 6 En el PPI original se ingresaba a nivel de Candidato, categoría en la que se podía permanecer por un máximo de 3 años, sin posibilidad de repetir, es decir, el investigador que no lograba la calificación necesaria para ascender al siguiente nivel, salía del programa. Para los demás niveles, los investigadores podían o bien permanecer en él o ascender, según sus logros. Así, se tenía el Nivel I, en el que el investigador podía permanecer por dos años; el Nivel II (3 años); Nivel III (3 años) y Nivel IV (3 años).
- 7 El pago del PEI se hace por un lapso de dos años, después de los cuales el profesor debe volver aplicar.
- 8 Ver la tabla 2 para mayor información sobre todas las variables del estudio.
- 9 Para efectos del ACM las variables fueron representadas de la siguiente manera: los prefijos CG_ se refieren a categoría 1, 2, 3, 4 ó 5, según sea el escalafón. Sexo utiliza los prefijos SX_. Area se representa por AR_ seguido de números del 1 al 4 según las áreas especificadas en la tabla 2. Educación, ED_ seguido de 1, 2 ó 3 según nivel educativo licenciatura, maestría o doctorado. Número de primas de 0 a 4, PR_. Los ingresos no salariales (RINos) se recodificaron para construir una variable cualitativa sin prefijos que toma valor 1 si no hay ingresos no salariales, 2 si son mayores que cero y menores o iguales al 15% del sueldo anual, 3 si están entre el quince y el treinta por ciento y 4 si superan el treinta por ciento.
- 10 El tercer factor explica sólo 2,83% de la variabilidad total de los datos.
- 11 Para mayor información sobre la metodología y la formulación del modelo, ver el anexo 2.

7. Referencias

- Heckman, James (1979) "Simple Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47, 1, pp. 153-162.
- Little, Ramon; Milliken, George; Stroup, Walter; Wolfinger, Russel; Schabenberg, Oliver (2006). *SAS for Mixed Models*. 2nd Ed. SAS Press. NC.
- Lucas, Robert. "Hedonic Wage Equations and Psychic Wages in the Returns to Schooling." *American Economic Review*, 67, 4 (September 1977), pp. 549-558.

- Mincer, Jacob. "Investment in Human Capital and the Personal Income Distribution." *Journal of Political Economy*, 66, 4 (August 1958), pp. 281-302.
- Ramoni, Josefa; Orlandoni, Giampaolo; Sinha, Surendra; Rivas, Douglas (2007). "El Factor Capital Humano en la Determinación de los Sueldos de los Profesores Universitarios en Venezuela." *Revista Venezolana de Análisis de Coyuntura* (Universidad Central de Venezuela), XIII, 2, pp. 165-180.
- Rani, P. Geetha (2009). "Determination of academic pay in universities and colleges in UK under the new pay framework: The policy and practice". *International Journal of Education Economics and Development*, 1, 1, pp. 47-65.
- República de Venezuela, Ley de Universidades. *Gaceta Oficial*, 1429 (Extraordinario, del 8 de septiembre de 1970).
- Sinha, Surendra; Ramoni, Josefa; Orlandoni, Giampaolo; Torres, Elizabeth; Figueroa, Miguel (2007). "Conceptuación y Análisis Descriptivo del Riesgo Académico Institucional en las Universidades Nacionales Venezolanas". *Revista Educere* (Universidad de Los Andes), 11, 39, pp. 653-663.
- Smith, Adam. *La Riqueza de las Naciones*. Biblioteca de Economía, 8. Ediciones Orbis, S.A., 1983.
- Hoernack, Stephen and Eileen Collins (editors) (1990). *The Economics of American Universities: Management, Operations and Fiscal Environment*. Albany: State University of New York Press, Albany, 287 pp.

7. Anexos

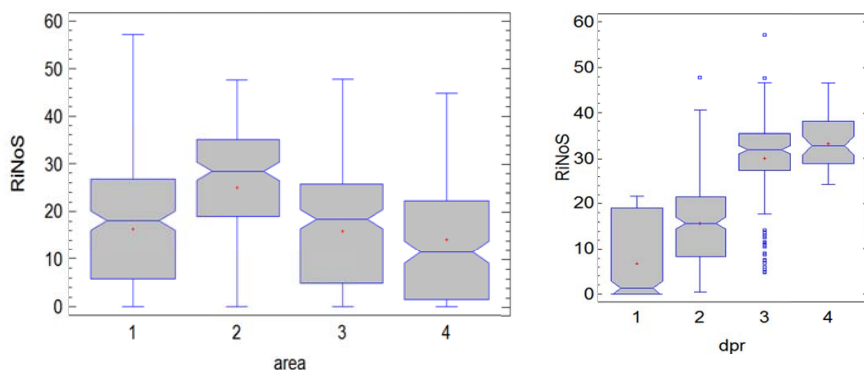


Figura 1. Variable Dependiente (RINoS), clasificada por área de conocimiento y por PR

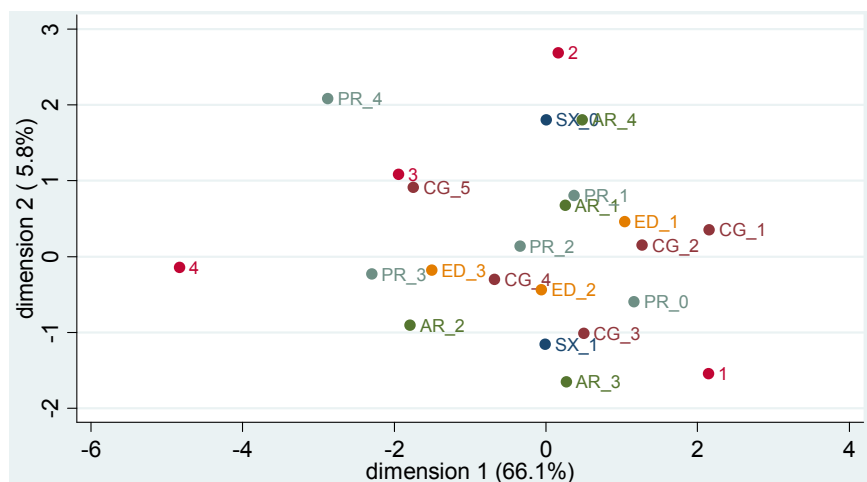


Figura 2. Análisis de Correspondencias Múltiples

Anexo 2. Modelos Jerárquicos. Especificación y Estimación mediante SAS

1. Los modelos lineales de efectos mixtos permiten modelar las respuestas de estudios observacionales o experimentales en función de factores o covariables que pueden ser fijas o aleatorias. Así, las

- respuestas provenientes de un cierto sujeto pueden considerarse como la suma de efectos fijos y efectos aleatorios, y estos últimos sólo contribuyen a la estructura de covarianza de los datos.
2. El modelo jerárquico como un modelo de efectos mixtos. Se considera que los profesores están agrupados en facultades, clasificadas en cuatro áreas de conocimiento. Además, los profesores, con determinado nivel educativo, sexo y un cierto número de primas, pertenecen a cierta categoría dentro del escalafón académico. Así, las facultades, anidadas en grupos definidos por las áreas, constituyen un factor de efectos aleatorios, mientras que los demás son factores de efectos fijos.
 3. El modelo más general relaciona la variable dependiente $IgRINoS$ con todos los factores especificados, considerando las facultades anidadas dentro de las áreas de conocimiento, como un factor de efectos aleatorios. Se utiliza el procedimiento Proc Mixed del sistema SAS, para obtener las estimaciones de los efectos fijos y de los componentes de varianza de los modelos especificados.

Procedimiento SAS

Modelos	Especificación y Estimación Proc Mixed
Modelo1 $LgRINoS = f(SX, ED, CG, prob) + e$	Class AREA SX CG ED FACULTAD PR; Model IgRINoS = SX ED CG prob; Random facultad(AREA)/Group= AREA;
Modelo2 $LgRINoS = f(AREA, SX, ED, PR, prob) + e$	Class AREA SX CGED FACULTAD PR; Model IgRINoS = AREA SX ED PR prob; Random facultad(AREA)/Group= PR;

Nota: SAS: Statistical Analysis System, Version 9.1.