Economía, XXXV, 29 (enero-junio, 2010), pp. 209-225
ISSN 1315-2467, Depósito legal pp: 198702me336

Modelado del Índice de Capacidad Profesional de profesores universitarios por regresión cuantil: El caso de la Universidad de Los Andes

Professional capacity index modelling of university professors by quantile regression: Case of the Universidad de Los Andes

Surendra P. Sinha[*], Ramoni P. Josefa[**], Torres R. Elizabeth[***] y Orlandoni M., Giampaolo[****]

Código JEL: J31

Recibido: 13-11/09, Revisado: 24/03/10, Aceptado: 22/06/10

Resumen

Este estudio utiliza regresión cuantil para analizar los factores que inciden en el Índice de Capacidad Profesional (ICP) y el Riesgo Académico Institucional (RAI) a partir de datos de la Universidad de Los Andes (Mérida, Venezuela). Los resultados muestran que el efecto de las covariables varía según el cuantil y que los principales factores que determinan el RAI son la condición de jubilable, el escalafón y el nivel de estudio del profesor, pudiendo incluso "medirse" la magnitud en que se reduce el ICP según sea el perfil del profesor que se jubila. Se hace perentoria la creación de programas que permitan elevar el ICP de los Profesores Universitarios y reducir así el riesgo de pérdida progresiva de recurso humano calificado.

Palabras clave: Índice de capacidad profesional, riesgo académico institucional, regresión cuantil.

* Instituto de Estadística Aplicada y Computación (IEAC), Edificio G, primer piso, Núcleo Universitario Liria, Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Universidad de Los Andes, Mérida, Venezuela, Código Postal 5101. Correo electrónico: sinha32@yahoo.com

** Departamento de Economía, Edificio H, tercer piso, Núcleo Universitario Liria, Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Universidad de Los Andes, Mérida, Venezuela, Código Postal 5101. Correo electrónico: jramoni@ula.ve

*** Instituto de Estadística Aplicada y Computación (IEAC), Edificio G, primer piso, Núcleo Universitario Liria, Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Universidad de Los Andes, Mérida, Venezuela, Código Postal 5101. Correo electrónico: eliza@ula.ve

**** Instituto de Estadística Aplicada y Computación (IEAC), Edificio G, primer piso, Núcleo Universitario Liria, Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Universidad de Los Andes, Mérida, Venezuela, Código Postal 5101. Correo electrónico: orlandon@ula.ve

Abstract

This study uses quantile regression to analyze the factors affecting the Professional Capacity Index and the Institutional Academic Risk based on data from the University of Los Andes (Mérida, Venezuela). Empirical results show that the effects of the covariables considered vary upon the specified quantiles. The main factors affecting the Institutional Academic Risk are the condition of being retired, the category or rank, and the level of education of the professor. It is even possible to measure the magnitude of the reduction of the *ICP* given the characteristics of the professor who is about to retire. It is necessary to promote programs that allow such an Index to increase as well as to reduce the risk of a progressive loss of highly qualified human capital.

Key words: Professional capacity index, institutional academic risk, quantile regression.

1. Introducción

En el 2007, Sinha, Ramoni, Orlandoni, Torres y Figueroa propusieron un nuevo concepto en el área de riesgo institucional llamado Riesgo Académico Institucional (RAI) "como el conjunto de factores externos e internos que pueden exponer a una institución académica al deterioro progresivo de su calidad", y definen índices basados en el RAI, referidos a la capacidad profesional y sus componentes básicos (formación académica y antigüedad profesoral). El Índice de Capacidad Profesional (ICP) es un indicador a partir del cual se calcula el riesgo de descapitalización profesional que experimentan las universidades venezolanas. Dicho indicador toma en cuenta aspectos de formación del profesor, experiencia y desempeño. De acuerdo con esto, el Riesgo Académico Institucional (RAI) es una medida del deterioro (mejora) progresivo del funcionamiento de las universidades por descapitalización (capitalización) de su recurso humano.

El presente estudio modela los cuantiles condicionales de dicho índice a partir de datos de profesores de la Universidad de Los Andes y compara los resultados con aquellos obtenidos a partir del tradicional método de regresión por mínimos cuadrados. Con ello, se busca determinar si el comportamiento de los parámetros es el mismo en cada cuantil. Así mismo, se define el grupo con mayor RAI y se determina el "valor" de la pérdida de Capacidad Profesional ocasionada por el retiro de un profesor según su cuantil. Se consideran como covariables el área de adscripción del profesor, su escalafón, nivel de estudio y si es jubilable o no.

El artículo se ha estructurado en 5 secciones: la introducción; una breve descripción de la teoría de la metodología estadística de regresión cuantil; la tercera explica todos los aspectos del modelado de regresión cuantil aplicado al caso de la Universidad de Los Andes; en la cuarta, se muestran los resultados encontrados y por último, la quinta sección contiene las conclusiones del estudio.

2. Marco teórico

El análisis de regresión cuantil, desarrollado por Koenker y Bassett (1978), complementa y amplía el análisis clásico de la regresión mínimo cuadrática, en el sentido de permitir analizar la muestra por subgrupos correspondientes a los cuantiles de interés. Actualmente, el método ha recibido mucha atención tanto desde el punto de vista teórico como empírico.

La regresión cuantil es una generalización del concepto de cuantil.[1] Por ejemplo, si se evalúa el desempeño del profesorado, se dice que un profesor está en el cuantil τ si su actuación está por encima del desempeño de la proporción τ inferior de la población de profesores, y por debajo del desempeño de la proporción $(1-\tau)$ superior de la población. Así, puede afirmarse que la mitad superior de los profesores se desempeñan mejor que el profesor con calificación mediana, mientras que la mitad inferior se desempeña peor, debido a que la mediana coincide con el cuantil $\tau=50\%$. De manera similar, los cuartiles dividen a la población objeto de estudio en cuatro segmentos, cada uno con una proporción igual al 25% de la población analizada. Los quintiles dividen la población en cinco partes, cada segmento con un 20% de ella. También se puede dividir a la población según los deciles y también, según los percentiles. Los cuantiles o fractiles generalizan este concepto a cualquier fracción de la población. La regresión cuantil extiende esta idea a la estimación de funciones cuantiles condicionales, modelando los cuantiles de la distribución condicional de la variable respuesta expresada como función de covariables observables y medibles.

Tradicionalmente, el método clásico de regresión permite modelar el valor esperado condicional de la variable aleatoria Y como una función del vector de covariables x, $E(Y/X=x)$ sujeto a una serie de supuestos. La regresión cuantil, en cambio, es un procedimiento que permite estimar funciones cuantiles condicionales. En efecto, esta regresión modela cuantiles condicionales de la distribución de la variable respuesta y produce una información más completa acerca de las posibles relaciones que pueden existir entre dicha variable y las diferentes covariables. Para tales efectos, se pueden utilizar tipos de cuantiles específicos, como por ejemplo, la mediana o deciles extremos tanto bajos (inferiores) como altos (superiores). La selección del tipo de cuantil a utilizar debe ser tal que el conjunto completo de los mismos caractericen la distribución de la variable respuesta.

Lee *et al.* (2006) comentan las ventajas del análisis de la regresión cuantil sobre el método de regresión clásica que se usa para modelar la media condicional de una variable respuesta como una función de covariables de interés. Según los autores, la regresión cuantil permite modelar cualquier número de cuantiles condicionales que se pueden requerir en el estudio de una misma muestra, sin riesgo alguno de sesgo en la estimación de los parámetros del modelo. No obstante, dependiendo del tamaño de muestra, solamente un número finito de cuantiles estimados podrán ser distintos. Además, dado que los parámetros de regresión cuantil se estiman minimizando la suma de los valores absolutos ponderados de residuos, en lugar de la suma de cuadrados de residuos como es el caso de la regresión clásica, existe robustez en la estimación por regresión cuantil contra la posible presencia de heterocedasticidad y observaciones extremas. Esta ventaja es muy conocida en el caso especial de regresión mediana o regresión cuantil condicional τ=0,50.

Buchinsky (1998) señala dos ventajas adicionales del modelo de regresión cuantil. Las propiedades deseables y óptimas que poseen los estimadores mínimo-cuadráticos de la regresión clásica se obtienen bajo una situación restrictiva que requiere el cumplimiento de la distribución idéntica e independiente para los errores. Cuando la distribución de errores no es normal, entonces los estimadores de la regresión cuantil son más eficientes que los estimadores mínimos cuadrados. Además, la función objetivo que se usa para estimar los parámetros en regresión cuantil se basa en una suma ponderada de desviaciones absolutas, lo que produce la propiedad de robustez en los estimadores.

La regresión cuantil generaliza el concepto de cuantil de una variable aleatoria a una función cuantíl, dados los valores observados de un conjunto de covariables. Sea Y una variable aleatoria con la función de distribución $F_Y(.)$ tal que

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = \tau \tag{1}$$

De modo que la función de distribución de una variable aleatoria permite hallar la probabilidad de ocurrencia del evento de interés en el intervalo (-∞, *y*]. La solución de un problema opuesto, en el que se requiera calcular el valor de $y = Q_y(\tau)$, donde $Q_y(.)$ es la función inversa de $F_Y(.)$, tal que (1) sea cierto, se obtiene por la siguiente función cuantil:

$$Q_Y(\tau) = [0,1] \rightarrow R$$

donde

$$Q_Y(\tau) = \inf\{a : F_y(a) \geq \tau\},\ 0 \leq \tau \leq 1 \tag{2}$$

representando $\inf\{.\}$ el ínfimo.

En el caso de una muestra aleatoria observada $\{y_1, y_2 ... y_n\}$, el cuantíl estimado $\hat{Q}_y(\tau)$ se puede obtener resolviendo el siguiente problema de minimización:

$$\hat{Q}_y(\tau) = \arg\min_g \sum_{i=1}^{n} \rho_\tau(y_i - g) \tag{3}$$

con:

$$\rho_\tau(z) = \begin{cases} \tau z, & z \geq 0 \\ (\tau - 1)z, & z < 0 \end{cases} \tag{4}$$

La especificación que implica $\rho_\tau(z)$ llamada función de verificación se puede expandir en (3) para obtener otra expresión equivalente para $\hat{Q}_y(\tau)$ dada por:

$$\hat{Q}_y(\tau) = \arg\min_g \left[\sum_{i:y\geq g}^{n} \tau |y_i - g| + \sum_{i:y\leq g}^{n} (1-\tau)|y_i - g| \right] \tag{5}$$

Bajo el supuesto que la variable respuesta Y depende linealmente de un vector fila de *p* covariables, se puede escribir la función cuantil condicional como:

$$Q_y(\tau \mid X = x) = \inf\{a : F_y(a \mid X = x) \geq \tau\} \tag{6}$$

$$\Rightarrow Q_y(\tau \mid X = x) = \sum_{j=1}^{p} \beta_j(\tau) x_j = x'\beta(\tau) \tag{7}$$

Cuando τ =0,5, se obtiene el caso especial de la regresión mediana. En este caso la optimización que se muestra en (5) se reduce a:

$$\arg_\beta^{\min} \frac{1}{n} \left\{ \sum_{i=1}^{n} |y_i - x_i'\beta| \right\} \tag{8}$$

La expresión (8) es similar a la fórmula de mínimos cuadrados, salvo que la cantidad a minimizar en este caso es la suma de los valores absolutos de las desviaciones.

Dado que la función de verificación $\rho_\tau(z)$ no posee derivada en el origen, no existe una solución explícita para la estimación del vector β. No obstante, se puede plantear esta estimación como un problema de programación lineal, según un algoritmo desarrollado y propuesto por Koenker y Dorey (1987).

Buchinsky en (1994) desarrolló un conjunto de técnicas y guías para la aplicación de la metodología de regresión cuantil y presentó un ejemplo empírico para modelar los efectos de covariables. Dicho enfoque será utilizado en el presente trabajo.

3. Modelado

Esta sección se presenta el modelado del Índice de Capacidad Profesional (ICP) propuesto por Sinha *et al.* (2007), utilizando como covariables el área de adscripción del profesor, su escalafón, nivel de estudio y su condición de jubilable o no.

El área de adscripción del profesor (Área) se divide en cuatro grupos: Ciencias (1); Ingenierías y Arquitectura (2); Ciencias Sociales, Ciencias Jurídicas y Educación (3) y Ciencias de la Salud (4). En cuanto al escalafón (Escalafón), las categorías son: instructor, asistente, agregado, asociado y titular. En tanto, la variable Estudios se refiere al máximo nivel educativo alcanzado por el profesor, ya sea licenciatura, especialidad, maestría o doctorado. Finalmente, la variable Jubilable señala si el profesor reúne los requisitos para optar a la jubilación cuando lo desee. El estudio utiliza una muestra aleatoria de 1527 profesores, tomada de la base de datos de profesores activos de la Universidad de Los Andes, actualizada hasta 29/02/2008.

El Índice de Capacidad Profesional (ICP), fue construido y definido por Sinha *et al.* (2007) tomando en cuenta la antigüedad, estudios, escalafón y puntualidad en los ascensos de los profesores universitarios. El Índice es el resultado de la suma de dos componentes, los cuales miden factores de estudio y de antigüedad y ascenso, respectivamente. En efecto, el primer componente del ICP (CICP1) viene dado por $CICP1=P(1+W1)$, donde P es el tiempo de permanencia del profesor en la institución y $W1$ es una valoración del mérito que posee el profesor por el máximo nivel del estudio alcanzado (0 para licenciatura, 1,5 para especialización, 2 para maestría y 4 para doctorado). Por su parte, el componente dos (CICP2), se define por:

$$CICP2 = (P - Ab)\left(1 + W2\left(1 - \frac{Rasc}{P}\right)\right)$$

donde Ab es el tiempo de abandono incurrido en la preparación de un trabajo de ascenso, W_2 es un coeficiente de ponderación según el escalafón alcanzado por el profesor, que puede ser 2/15, 6/15, 10/15 y 15/15 = 1, para el Asistente, Agregado, Asociado y Titular, respectivamente.

Un concepto asociado con el ICP es el Riesgo Académico Institucional (RAI), propuesto por Sinha *et al*. (2007) para definir "el conjunto de factores tanto externos como internos, que exponen a una institución académica al influjo y la contingencia de un deterioro progresivo en la calidad y el funcionamiento de sus proyectos y/o programas" (p. 655). Si bien el RAI es un concepto netamente teórico, la cuantía del ICP puede utilizarse como un indicativo de la magnitud del riesgo de pérdida de capital humano de las universidades, la cual intenta aproximarse en este estudio.

En el presente trabajo, se usó el siguiente modelo de regresión cuantil:

$$\hat{Q}_y(\tau \mid X = x) = \sum_{j=1}^{p} \hat{\beta}_j(\tau) x_j$$

donde $\hat{Q}_y(\tau \mid X = x)$ representa el cuantil estimado para la variable respuesta *ICP*; X = *x* indica una matriz cuya *i*-ésima fila contiene valores de las *p* covariables consideradas (área de adscripción del profesor, escalafón, nivel de estudio y si es o no jubilable), correspondientes a la *i*-ésima unidad muestral, para *i*=1,…,N; $\hat{\beta}_j(\tau)$ es el *j*-ésimo coeficiente de regresión estimado con respecto al τ–ésimo cuantil y x_j es el valor de la *j*–ésima covariable, para *j* = 1, …, *p*. Para el caso de la base de datos de profesores, se tiene N=1527 y *p*=4. Los valores de τ considerados son los correspondientes a los cuatros quintiles, la mediana y un extremos superior, para un total de seis diferentes τ, {0,20; 0,40; 0,50; 0,60; 0,80; 0,90}.

4. Resultados

Las relaciones entre las diferentes variables en estudio se presentan de forma gráfica en la figura 1 del anexo. La misma muestra la distribución de las variables, las cuales son todas categóricas. Así, por ejemplo, se observa una relación positiva entre ICP y las variables Escalafón, Estudios y Jubilable.

El cuadro 1 presenta los valores de los coeficientes de regresión estimados para el proceso de regresión cuantil considerando seis diferentes valores de τ, que corresponden a cuatro quintiles (τ=0,2; τ=0,4; τ=0,6 y τ=0,8), la mediana (τ=0,5) y un valor extremo superior (τ=0,9). Todas las variables explicativas consideradas fueron significativas al 5%, con la única excepción de Área, que no fue significativa en la regresión para τ=0,20. Sin embargo, se aplica aquí el criterio según el cual una variable explicativa se considera significativa siempre que posea por lo menos una categoría que así lo sea. El valor del intercepto se puede considerar como el nivel base del valor del ICP estimado para la muestra, condicionado por el valor fijado del cuantil correspondiente.

Se observa además en el cuadro 1 que el valor del intercepto crece de forma monótona desde 2,19 a 13,53 para el proceso cuantil entre τ=0,2 (20% de profesores con valores más bajos del ICP) y τ=0,9 (10% de profesores con valores más altos del ICP). Evaluando la ecuación en las distintas características de los profesores se observa que para el primer grupo el ICP se mueve en el rango entre 2,19 y 152,28 mientras que para el segundo grupo dicho rango va de 13,53 a 230,04. Para ambos τ, el valor mínimo se obtiene al evaluar los modelos cuantiles para el caso de un profesor instructor, licenciado, no jubilable y del área 4, mientras que el valor máximo se obtiene para un profesor titular, doctor, jubilable, del área cuyo parámetro muestra el mayor valor. Otros coeficientes de regresión también presentan tendencia creciente, con algunos casos más acentuados que otros. En efecto, el crecimiento de los coeficientes de regresión a través de los cuantiles para las variables Estudio y Jubilable es mucho más acentuado que para las variables Escalafón y Área.

El agregado de los valores del ICP de todos los profesores de una universidad se puede considerar como una medida de su excelencia académica. Para cada profesor, su ICP varía según sea que se hallen o no en pleno proceso de formación y por tanto aún no tengan estudios de postgrado y pertenezcan a un escalafón inferior al de agregado.[2] En contraste, los profesores que ya han finalizado su etapa de formación poseen títulos de estudios de postgrado, pertenecen a niveles más altos del escalafón y se encuentran en una etapa muy productiva de su labor académica. Es precisamente este último grupo de profesores

Cuadro 1. Coeficientes de Regresión para quintiles, mediana y cuantil extremo (0,90)

Variable	Estimador					
	τ=0,2	τ=0,4	τ=0,5	τ=0,6	τ=0,8	τ=0,9
Intercepto	2,19	4,00	4,22	5,32	8,16	13,53
Escalafón: ASISTENTE	2,39	3,64	4,89	7,03	9,46	8,38
Escalafón: AGREGADO	14,81	17,44	19,31	20,30	22,79	23,47
Escalafón: ASOCIADO	33,25	32,96	34,12	33,84	33,71	33,16
Escalafón: TITULAR	59,88	60.77	61.42	60.42	66.72	65.08
Estudios: DOCTORADO	49,52	60,49	62,22	66,01	75,70	81,05
Estudios: ESPECIALIDAD	19,80	21,09	23,66	25,78	29,73	31,25
Estudios: MAESTRIA	21,68	25,96	27,15	29,74	32,59	32,95
Área 1:Ciencias	-0,27[a]	2,15[a]	3,88	4,82	6,25	4,24[a]
Área 2: Arq. Forestal. Ing.	2,05[a]	1,47[a]	1,92	1,55[a]	3,77	4,21[a]
Área 3: Arte Econ. Human	1,75[a]	2,15	2,66	2,48	3,78	3,45
Jubilable: SI	38,65	49,47	54,20	57,60	59,45	66,13

Fuente: Elaboración propia a través de datos de la Dirección de Asuntos Profesorales de la Universidad de Los Andes (DAP-ULA). Nota: (a): resultado no significativo para α=0.05. Para las distintas covariables, los grupos de referencia son Instructor, Licenciatura, Area4 (Farm., Med.y Odont.), No Jubilable.

el que, al alcanzar la condición de jubilable, trae consigo lo que se conoce como riesgo académico institucional (RAI), que no es sino el deterioro progresivo de la calidad y funcionamiento de los programas universitarios por la pérdida (debida a jubilación) de recurso humano de calidad, sin que el mismo sea reemplazado. La magnitud de dicho riesgo para el caso de la Universidad de Los Andes, puede medirse a partir de los resultados anteriores.[3]

Así, por ejemplo el retiro de un profesor jubilable que pertenece al grupo cuantil de los 10% mejores, implicaría como mínimo la disminución de 66,13 puntos del ICP. Dicha disminución podría incluso ser mayor dependiendo del nivel de estudio y el escalafón del profesor. En cambio, el efecto del área de adscripción al cual pertenece el profesor que se jubila es muy leve, lo que indica que Jubilable, Estudio y Escalafón son los que más influyen en el RAI.

La figura 2 del anexo muestra la relación entre ICP estimado y el Escalafón, para las diferentes Áreas, según que los profesores sean o no jubilables, todo ello para el cuantil mediano (τ=0,5). En efecto todos los profesores jubilables (identificados con "1") tienen valores de ICP superiores a los no jubilables (identificados con "0"), independientemente de su categoría o escalafón. Similar comportamiento se observa en la figura 3, en el cual, como es de esperarse, el ICP es mayor para aquellos profesores con maestría (identificados con "2") y doctorado (identificados con "3"), en comparación con los licenciados ("0"), sin importar su escalafón.

La figura 4 es una representación de la estimación del proceso cuantil, considerando distintos niveles de τ, para las covariables Estudios, Escalafón y Jubilable. Las estimaciones de los coeficientes se interpretan como el impacto que un cambio unitario de cada covariable tiene sobre la variable dependiente (ICP), manteniendo constante el resto de las covariables. Cada panel describe en el eje horizontal la escala τ de los cuantiles, mientras que en el eje vertical se representa el efecto de la correspondiente covariable sobre la variable dependiente. Se grafican las estimaciones mínimo cuadráticas (MCO) del efecto medio condicional (línea horizontal), conjuntamente con sus correspondientes bandas de confianza (líneas segmentadas horizontales). Las estimaciones cuantiles se representan como líneas segmentadas no horizontales. Las áreas sombreadas representan bandas confidenciales del 90% para las correspondientes estimaciones cuantiles.

Se puede constatar el carácter aproximadamente monótono creciente del proceso de regresión cuantil, para cada uno de los parámetros estimados, indicando que el efecto de cada covariable sobre el ICP no es constante a lo largo de su distribución condicional, sino que en general crece con el grupo cuantil, hecho por demás no detectable por la metodología de regresión clásica. En efecto, en casi todos los paneles de la figura 4, las estimaciones de los coeficientes de regresión cuantil están fuera de las bandas de confianza para las estimaciones mínimo cuadráticas. Ello revela además, la superioridad de la estimación cuantil con relación a la estimación mínimo cuadrática, que asume constancia de los parámetros para toda la distribución de las variables.

5. Conclusiones

La aplicación del método de regresión cuantil hizo posible determinar el comportamiento diferencial del valor del *ICP* entre diferentes cuantiles de la población profesoral. Los resultados de esta investigación permiten extraer las siguientes conclusiones:

1. Los factores que ejercen mayor influencia en el comportamiento del *ICP* en la planta profesoral de la Universidad de Los Andes son: la condición de ser jubilable, su nivel de estudio y su escalafón. En cambio, el área de adscripción del profesor influye muy poco en la cuantía del *ICP*.
2. El valor del intercepto muestra un crecimiento estrictamente monótono desde el grupo cuantil más bajo (τ = 0,20) hasta el más alto (τ = 0,90). Este valor del intercepto se puede interpretar como el estimado más bajo del ICP cuando todos los factores, tales como: Escalafón, Estudios, Áreas de adscripción y la condición de Jubilable del profesor, se encuentran a sus respectivos niveles de referencias. Dicho valor estimado crecerá según la combinación específica de los niveles de los distintos factores a la cual el profesor pertenezca.
3. Los profesores jubilables y con estudios tanto de especialidad, como maestría y doctorado, mostraron un aumento estrictamente monótono del ICP entre los grupos cuantiles cuando crece el valor del τ desde 0,20 a 0,90. Para el factor Escalafón, esta tendencia se observó solamente en el caso de profesores con categoría agregado. La diferencia más alta que existe en el valor del *ICP* estimado entre los grupos cuantiles más bajo y alto, corresponde a profesores con doctorado (31,53), seguido por los jubilables (27,48), por lo que podemos afirmar que el riesgo institucional más alto se encuentra relacionado con estos dos subgrupos de profesores. Las áreas de adscripción del profesor no muestran efectos significativos y por lo tanto, la variación observada entre sus diferentes niveles se debe considerar como aleatoria sin que puedan señalar tendencia definitiva alguna.

4. Los valores de las estimaciones del efecto de maestría y especialidad son muy similares entre sí, moviéndose en un rango de 19,80 a 31,26 para la especialidad, y de 21,68 a 32,95 para la maestría, según sean los cuantiles. Ambos se encuentran muy por debajo del efecto del doctorado, cuyo rango va de 49,62 a 81,06. Con respecto al efecto del escalafón, se observa que todos tienen comportamientos diferenciados entre si, con rangos de variación que van disminuyendo a medida que el profesor se mueve a niveles de escalafón más alto. Este efecto es especialmente marcado en el caso de los Asociados, donde incluso el valor del coeficiente es comparativamente menor en el cuantil superior.

Los resultados obtenidos en este estudio implican un conjunto de acciones que la institución educativa debe emprender a fin de incentivar los programas continuos de formación de nuevas generaciones de profesores, de modo tal que se reduzca la brecha y la heterogeneidad que existe actualmente entre valores del ICP para los grupos cuantiles extremos bajos y altos. Se hace perentoria la creación de programas que permitan elevar el Índice de Capacidad Profesional de los profesores universitarios y reducir así el riesgo de pérdida progresiva de recurso humano altamente calificado. En efecto, los profesores jubilables son los que generalmente poseen mayores niveles de excelencia académica, medida ésta a través del ICP. Su retiro puede implicar una reducción del ICP de, al menos, 66 puntos. Este riesgo se hace más evidente en facultades con predominio de profesores jubilables.

También, se comprueba gráficamente que el método de regresión cuantil es más flexible e informativo que el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios, lo que sugiere la conveniencia del primero método sobre el segundo. Ello se evidencia en el hecho de que el impacto de las covariables sobre la variable dependiente cambia para los distintos grupos cuantiles, lo que se refleja en diferentes conjuntos de estimaciones de los parámetros del modelo.

6. Notas

1 El cuantil constituye una generalización del concepto de mediana. Así como la mediana divide la serie estudiada en dos partes con el mismo número de elementos cada una, si la división se hace en cuatro partes, o en diez partes, en cien partes o en cualquier número de partes constituye el concepto de cuantil.

2 Las universidades venezolanas asumen el papel de contribuir a formar su propio plantel profesoral, por lo que se permite el ingreso en calidad de profesores a profesionales sin mayor preparación, los cuales eventualmente llevarán a cabo estudios de postgrado con el apoyo y financiamiento de la propia universidad.

3 Es de suponer que este problema se repite en general en todas las universidades venezolanas. En efecto, estudios llevados a cabo en la Universidad Central de Venezuela ponen en evidencia la gravedad del problema en dicha Institución (Méndez, 2006).

7. Referencias

Buchinsky, Moshe (1994). "Changes in the U.S. Wage Structure 1963-1987: Application of Quantile Regression." *Econometrica,* 62, pp. 405-58.

Buchinsky, Moshe (1998). "Recent Advances in Quantile Regression Models: A Practical Guideline for Empirical Research." *Journal of Human Resources*, 33, pp. 88-126.

Koenker, Roger and Bassett, Gilbert (1978). "Regression Quantiles." *Econometrica*, 46, pp. 33-50.

Koenker, Roger and D'Orey, Vasco (1987). "Computing Regression Quantiles." *Journal of the Royal Statistical Society, Applied Statistics,* 36, pp. 383-93.

Koenker, Roger and Hallock Kevin (2001). "Quantile Regression: An Introduction." *Journal of Economic Perspectives*, 15, pp. 143-156.

Lee, Byung-Joo and Lee, Mary J (2006). "Quantile Regression Analysis of Wage Determinants in the Korean Labor Market." *The Journal of the Korean Economy*, 7, 1, pp. 1-31.

Méndez, Gustavo (23 de Julio de 2006). “La UCV se queda sin profesores.” *El Universal*, pp. 1-8, Caracas.

Sinha, Surendra; Ramoni, Josefa; Orlandoni, Giampaolo; Torres, Elizabeth y Figueroa, Miguel (2007). “Conceptuación y análisis descriptivo del riesgo académico institucional en las universidades nacionales venezolanas: el caso de la ULA.” *Educere*, 11, 39, pp. 653-663.

8. Anexos

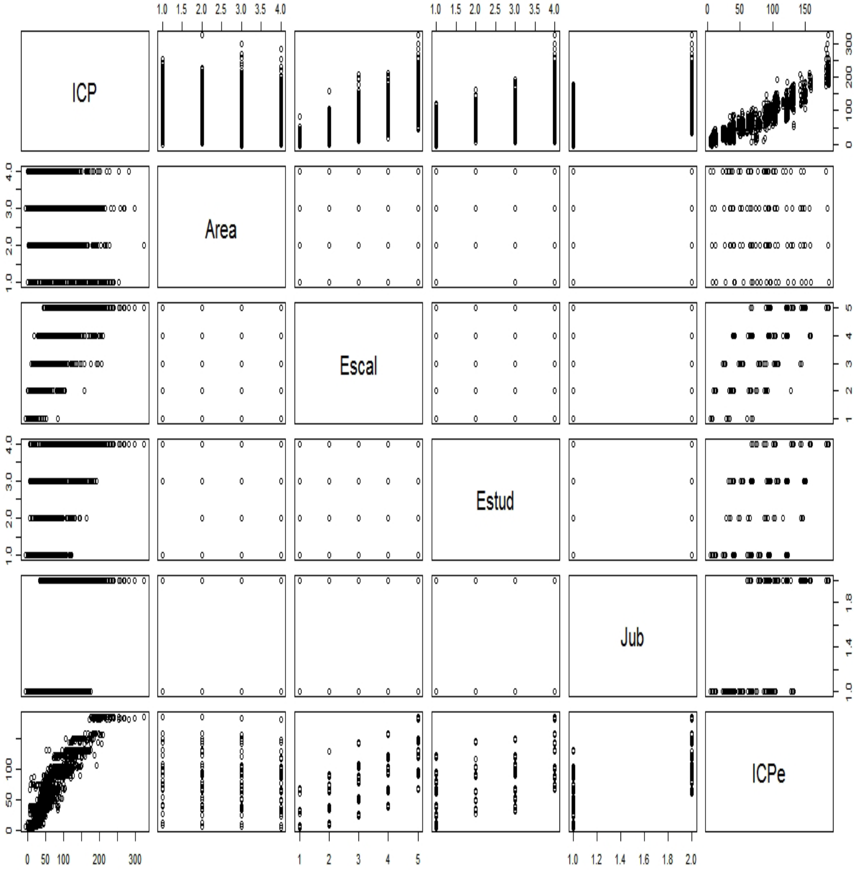

Figura 1. Gráfico matricial, Variables: *ICP*, Área, Escalafón, Educación, Jubilable, *ICPe* (cuantil 50%)

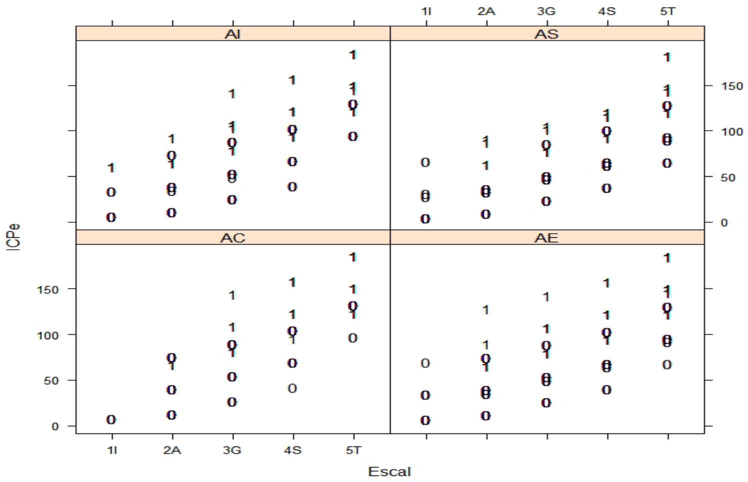

Figura 2. *ICP* estimado *ICP*e (Cuantil 50%). Variables Clasificatorias: Área (AI=Arquitectura e Ingeniería, AC=Ciencias; AS=Ciencias Sociales y AE=Humanidades y Educación); Escalafón (1I=Instructor, 2A=Asistente, 3G=Agregado, 4S=Asociado y 5T=Titular). Variables Clasificatorias: Área, Escalafón. Variable Grupo: Jubilable (0: No; 1; Si)

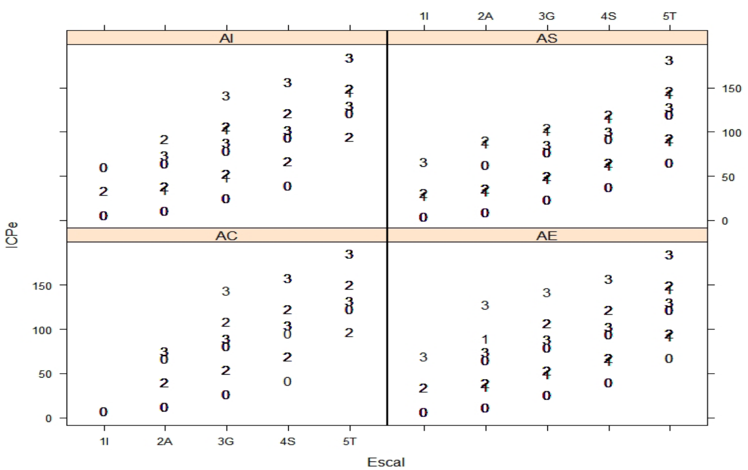

Figura 3. *ICP* estimado *ICP*e (Cuantil 50%). Variables Clasificatorias: Área (AI=Arquitectura e Ingeniería, AC=Ciencias; AS=Ciencias Sociales y AE=Humanidades y Educación); Escalafón (1I=Instructor, 2A=Asistente, 3G=Agregado, 4S=Asociado y 5T=Titular). Variable Grupo: Estudios (0: Licenciatura, 1: Especialidad, 2: Maestría, 3: Doctorado)

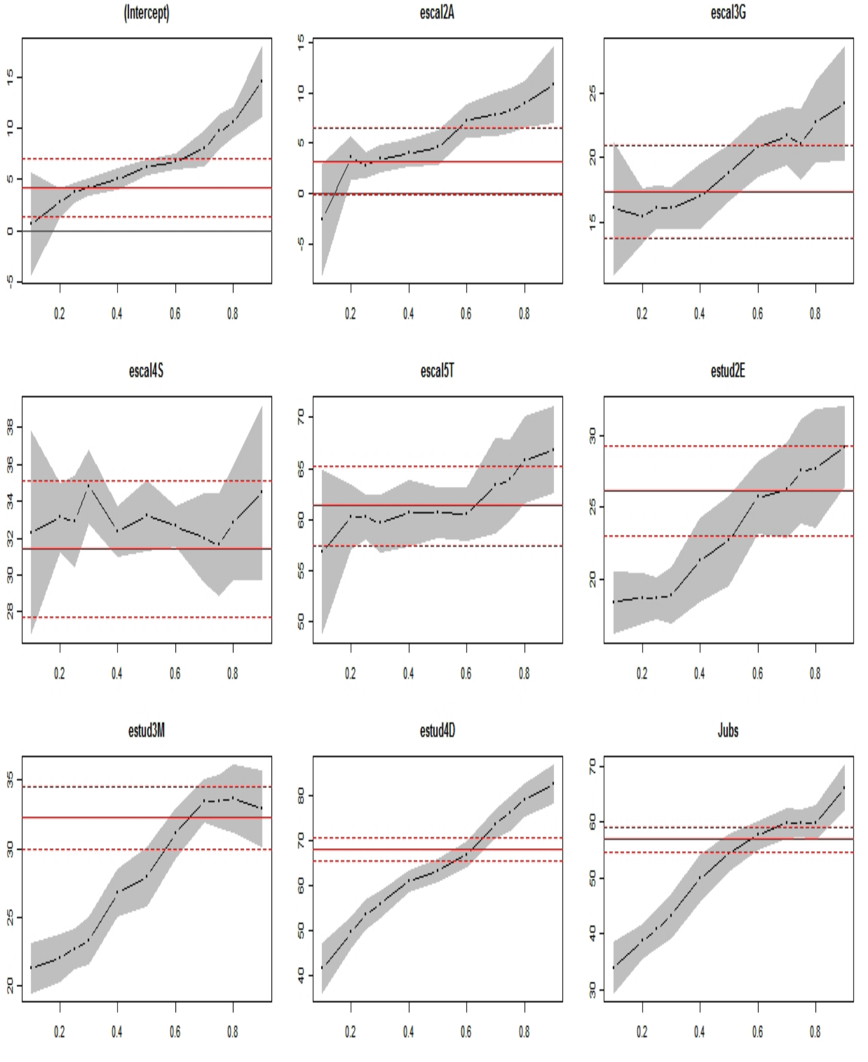

Figura 4. Estimación del proceso cuantil para el ICP. Proceso Cuantil: {t=0,10; 0,20; 0,25; 0,30; 0,40; 0,50; 0,60; 0,75; 0,80; 0,90} Variables Explicativas: Escalafón (escal2A=Asistente, escal3G=Agregado, escal4S=Asociado, escal5T=Titular), Estudios (estud2E=Especialista, estud3M=Master, estud4D=Doctor), Jubilable (Jubs=si es Jubilable). Líneas Horizontales: Estimaciones MCO y Bandas de Confianza del 90%. Líneas Segmentadas y áreas sombreadas: Estimaciones Cuantiles y Bandas de Confianza del 90%.