

Modelación Log-lineal del patrón de asociación entre variables determinantes del Riesgo Académico Institucional en las Universidades Venezolanas

Surendra Prasad Sinha (ULA)

inha32@yahoo.com

Giampaolo Orlandoni Merli (ULA)

orlondon@ula.ve

Josefa Ramoni Perazzi (ULA)

jramoni@ula.ve

Elizabeth Torres Rivas (ULA)

eliza@ula.ve

Luis Antonio Nava Puente

navalu@ula.ve

Douglas Rivas Olivo (ULA)

drivas@ula.ve

Resumen

Basándose en la noción de Riesgo Académico Institucional introducida por Sinha et. al. (2007), este trabajo propone un método para cuantificar dicho riesgo a partir de la información disponible para el caso de la Universidad de Los Andes (ULA, Mérida, Venezuela), utilizando para ello modelos log-lineales. La estructura de dicho modelo, en términos de las variables a incorporar, está respaldada por los resultados del análisis de correspondencias múltiples previos a la modelación. Los resultados evidencian que la relación retraso-postgrado no es significativa, lo que implica una alta incidencia del retraso en los ascensos de los profesores de la ULA, independientemente del nivel de estudios alcanzado. Se deduce así, que el problema de los retrasos no se soluciona mediante programas y proyectos que apunten únicamente a incrementar el número de profesores con postgrado. También, se encontró que la posibilidad de tener postgrado es una función creciente de ICP (Índice de Capacidad Profesional); independientemente de sus valores dicha posibilidad disminuye con el tiempo de permanencia en la institución.

Palabras clave: *Modelo log-lineal, análisis de correspondencias múltiples, Riesgo Académico Institucional, Índice de Capacidad Profesional.*

Log-linear Modelling in the Patterns of Association among Variables that Determine Institucional Academic Risk at Venezuelan Universities

Abstract

Based on the concept of Institutional Academic Risk, introduced by Sinha et. al. (2007) this paper proposes a method to quantify such a risk based on the information available for the case of the University of The Andes (ULA, Mérida, Venezuela), using log-linear models. The structure of the model, in terms of the variables to be included is based on the results of the analysis of multiple correspondence conducted previously to the modelling. Results show a high incidence of delays in the promotion of professors in this university, situation that seems to be independent from their level of study. We conclude that the problem of promotion delays cannot be solved through programs and projects oriented only to increase the number of professors with master and doctoral degrees. Also, we found that the possibility of having a postgraduate degree is an increasing function of PCI (Professional Capacity Index), and independently of its values such a possibility decreases with their tenure.

Key words: *log-linear models, analysis of multiple correspondence, Institutional Academic Risk, Professional Capability Index.*

Introducción

Sinha, Ramoni, Orlandoni, Torres, y Figueroa (2007), introdujeron la noción del Riesgo Académico Institucional (RAI) y propusieron un Índice de Capacidad Profesional (ICP) dado por la suma de dos componentes denominados CICP1 y CICP2. El componente CICP1 depende del nivel de estudio que posee el profesor mientras CICP2 está relacionado con la experiencia profesional. El presente estudio analiza la posibilidad de utilizar el ICP y sus dos componentes, conjuntamente con otras variables tales como antigüedad laboral, facultad de adscripción, cumplimiento con los requisitos de formación de niveles medio y alto y condición de jubilable o no del profesor en la determinación del riesgo académico de una institución o dependencia universitaria.

El procesamiento estadístico de las diversas variables y la revisión de los índices que se pueden construir utilizando la información disponible en la base de datos de profesores de una institución universitaria, deben considerarse como un paso previo para diagnosticar los niveles de calidad que posee la institución en un momento dado. Las propuestas de planes y acciones para las mejoras posteriores de dicha calidad requerirán la aplicación de diferentes tipos de modelaciones estadísticas.

El objetivo general de este trabajo es proponer un método que permita detectar y cuantificar el posible riesgo académico institucional, a partir del análisis de la información disponible o de índices construidos. Para ello se requiere, en primer lugar, modelar algunas variables e índices que se pueden obtener o construir a partir de la base de datos de profesores de la Universidad de Los Andes (ULA), utilizando la metodología log-lineal a fin de hallar patrones de asociación y relación de dependencias entre los factores estudiados. Los resultados así obtenidos pueden ser utilizados para calcular cocientes de posibilidad ("odds"), que permitan estimar el efecto de los diferentes factores sobre dicho riesgo y cuantificar la gravedad del mismo.

La modelación log-lineal se utiliza cuando no existe claramente una distinción entre alguna variable denominada como respuesta y otras variables consideradas como explicativas. Los modelos de este tipo tratan a todas las variables como variables respuesta y se utilizan para hallar el patrón de dependencia e independencia entre ellas. La complejidad de dicho patrón dependerá no sólo del fenómeno que se considera sino también del número de variables que existan. Los resultados corroboran la alta incidencia del retraso en los ascensos de los profesores de la ULA, problema que no parece resolverse solamente a través de programas y proyectos orientados a incentivar los estudios de postgrado entre los profesores.

Metodología de análisis

VARIABLES EN ESTUDIO

El estudio utiliza una muestra aleatoria de 1782 profesores, tomada a partir de la base de datos de profesores activos de la ULA al 31 de Agosto del 2006,¹ la cual se corresponde con la empleada por Sinha et al (2007). Para el mismo se consideran las siguientes variables:

La modelación log-lineal se utiliza cuando no existe claramente una distinción entre alguna variable denominada como respuesta y otras variables consideradas como explicativas. Los modelos de este tipo tratan a todas las variables como variables respuesta y se utilizan para hallar el patrón de Retraso en el trabajo de ascenso (RETRASO):

Variable dicotómica que toma valor "SI" si $Rasc_i > 0$; "NO" en otro caso.

$Rasc_i$ se define como el retraso (en años) acumulado para todos los trabajos de ascenso que el profesor tiene aprobados hasta la fecha fija de referencia del estudio (31 de Agosto 2006). Es decir, $Rasc_i$ es la diferencia entre T(fecha de nombramiento como profesor ordinario, fecha del último ascenso) y el tiempo reglamentario de espera acumulado correspondiente a todos los trabajos de ascenso aprobados. Donde T(.) indica la diferencia en años entre dos momentos de tiempo.

Índice de capacitación del profesor (ICP): Categorización de la variable ICP por cuartiles A, B, C y D, tal que $ICP_A(.) > ICP_B(.) > ICP_C(.) > ICP_D(.)$ donde $ICP_x(.)$ indica el valor de la variable ICP para cualquier elemento que pertenezca al grupo cuartil particular que se indica por la letra latina correspondiente como subíndice.²

Condición de jubilable o no (JUBILABLE): Variable binaria con valor igual a "SI" en el caso de que el profesor cumpla los requisitos establecidos en los estatutos de la Universidad de Los Andes para ser jubilable; "NO" en el caso contrario.

Escalafón del profesor (ESCALAF): Variable categórica que toma 5 posibles valores, según la categoría o escalafón del profesor: "INS"

para instructor, "AST" para asistente, "AGR" para agregado, "ASO" para asociado y "TIT" para titular.

Tiempo de permanencia (TPERM): Variable cualitativa que toma valores 1, 2 ó 3, según si la antigüedad laboral del profesor sea menor a 7 años; mayor o igual que 7 y menor que 15 y por último, mayor igual que 15, respectivamente.

Formación al nivel alto (FORMNALT): Variable dicotómica que toma valor "SI" si ICP \geq 105; "NO" en caso contrario.

Posee título de postgrado (POSTGRADO): Variable dicotómica que toma valor "SI" cuando el profesor tiene un título de maestría o doctorado; "NO" en otro caso.

Metodología

El log-lineal es un tipo de modelación estadística que se utiliza cuando no existe claramente una distinción entre alguna variable denominada como respuesta y otras variables consideradas como explicativas. Los modelos de este tipo tratan a todas las variables como variables respuesta y se utilizan para hallar el patrón de dependencia e independencia entre ellas. La complejidad de dicho patrón dependerá no sólo del fenómeno que se considera sino también del número de variables que existan. Por ejemplo, en el caso de dos variables X e Y, el modelo log-lineal posee una forma simple, como se indica a continuación:

$$\text{Log}(m_{ij}) = \mu + \lambda_i^X + \lambda_j^Y + \lambda_{ij}^{XY} \quad (1)$$

donde m_{ij} es la frecuencia esperada, μ es el efecto medio, λ_i^X es el efecto del i-ésimo nivel del factor X y λ_j^Y es el efecto del j-ésimo nivel del factor Y. En cambio, λ_{ij}^{XY} es el componente de interacción entre los factores X e Y.

En el caso de dos variables, el único tipo de asociación que puede existir depende de la presencia de la interacción entre X e Y.

En el caso de tres variables X, Y, Z , el modelo log-lineal saturado tiene la siguiente forma:

$$\text{Log}(m_{ijk}) = \mu + \lambda_i^X + \lambda_j^Y + \lambda_k^Z + \lambda_{ij}^{XY} + \lambda_{ik}^{XZ} + \lambda_{jk}^{YZ} + \lambda_{ijk}^{XYZ} \quad (2)$$

donde μ es el efecto medio, con superíndice de una letra que representa un efecto principal; dos letras para interacción doble y tres letras para interacción triple.

Sea p_{ijk}^{δ} la probabilidad de una celda en una tabla de contingencia tridimensional para $i=1, \dots, I; j=1, \dots, J; k=1, \dots, K$. Entonces, los diferentes tipos de asociaciones que pueden existir en un modelo log-lineal de tres factores son las siguientes según Agresti (2002) y Stokes, Davis, y Koch. (2000):

(i) Las variables X, Y y Z son mutuamente independientes si

$$p_{ijk}^{\delta} = p_{i++}^{\delta} p_{+j+}^{\delta} p_{++k}^{\delta} \text{ para todo } i, j, k$$

(ii) Y es conjuntamente independiente de X y Z , si

$$p_{ijk}^{\delta} = p_{+j+}^{\delta} p_{i+k}^{\delta} \text{ para todo } i, j, k$$

(iii) X e Y se llaman condicionalmente independientes para cualquier nivel k de Z si

$$p_{ijk}^{\delta} = p_{i+jk}^{\delta} p_{+j|k}^{\delta} \text{ para todo } i, j, k$$

(iv) X e Y se llaman marginalmente independientes si

$$p_{ij+}^{\delta} = p_{i++}^{\delta} p_{+j+}^{\delta} \text{ para todo } i, j, k$$

Los datos de una tabla de contingencia bajo la metodología log-lineal también se pueden modelar como casos particulares de regresión Poisson y asimismo regresión logística, que surge como una aplicación del modelo lineal generalizado, facilitando así la interpretación de los resultados obtenidos. Previamente a la modelación log-lineal, resulta interesante realizar estudios descriptivos multivariantes: tipo análisis de correspondencias (AC). Panagiotakos y Pitsavos (2004) sugieren que la combinación de estos dos métodos contribuye a entender mejor la estructura de los datos y facilita la interpretación de los resultados obtenidos. El propósito original del análisis de correspondencias simple en el estudio de las tablas de contingencias binarias es analizar la desviación de las frecuencias observadas en la tabla con relación a las frecuencias esperadas, bajo la hipótesis de independencia estadística. El análisis se basa en la descomposición del valor singular de las matrices de perfiles filas y

columnas de las tablas de contingencia. Bajo la hipótesis de independencia, los perfiles fila teóricos para cada fila deben ser iguales a los valores marginales columnas, y de manera equivalente, los perfiles columna teóricos deben igualar a los valores marginales filas.

El AC se caracteriza por no establecer distribución probabilística alguna para los datos en estudio, ni tener que probar ningún modelo; simplemente intenta descubrir la estructura subyacente en los datos observados. En cambio, en el análisis log-lineal se establece cierta distribución bajo la que se obtienen los datos, se hipotetiza algún modelo para esos datos, se hacen estimaciones de los parámetros del modelo bajo el supuesto de que es cierto, y finalmente se evalúan los resultados haciendo análisis de residuos apropiados.

Dado que tanto el AC como el log-lineal tienen como objeto de estudio las tablas de contingencia, es interesante combinar ambos enfoques para así obtener resultados más robustos en los análisis. Específicamente, el AC puede plantearse como un estudio descriptivo previo que permita descubrir las relaciones y posibles interacciones entre las variables de interés, y que a su vez sugieran posibles modelos para el análisis log-lineal.

La relación fundamental entre ambos se da por el hecho de que la inercia o variabilidad total, expresada como la traza de los valores singulares cuadrados de la tabla de contingencia, es igual al índice de contingencias de Pearson, expresado como el cociente entre el valor Chi-cuadrado y el tamaño de la muestra n ($\text{tr}(L^2) = \text{Chi}^2/n$).

Selección de variables

Un modelo log-lineal se puede visualizar como un modelo lineal generalizado para datos que siguen distribución de Poisson. Este modelo especifica la relación de dependencia entre el tamaño de conteos de celdas sobre los niveles de las variables categóricas correspondientes. La forma funcional que posee dicha relación determina el tipo de asociación y la estructura de interacción que existe entre las variables.

En este trabajo, de las siete variables definidas anteriormente, se decidió no incluir simultáneamente más de tres variables en una misma modelación para evitar las complicaciones que pueden surgir por aparecer celdas vacías debido al aumento del número de combinaciones entre factores, con la

consiguiente dificultad en la interpretación de los resultados. De esta manera, fue necesario probar las combinaciones de selecciones simultáneas de modelos en el procesamiento preliminar en la búsqueda de modelos que pudieran ajustarse a datos en forma adecuada sin que sean saturados. El aporte del AC puede ser crucial en la búsqueda de combinaciones óptimas de variables.

El modelo log-lineal saturado en tres variables dado por (2) posee el ajuste perfecto, pero no es un modelo "parsimonioso". Es necesario hallar un modelo que no sea saturado y posea un ajuste adecuado. Dicha adecuación se puede determinar por el uso de la prueba de la razón de verosimilitud también llamado "deviance". La forma general de la razón de verosimilitud es $G^2 = 2 \sum n \text{Log}(n/m)$, donde n y m denotan las frecuencias de celdas observadas y estimadas, respectivamente. Si el modelo es verdadero, entonces G^2 se distribuye asintóticamente como una Chi-cuadrado, con grados de libertad dados por la diferencia entre el número total de celdas en la tabla de contingencia y el número de parámetros independientes en el modelo lineal ajustado.

Los modelos considerados en este trabajo son jerárquicos, lo que significa que el modelo debe incluir cada uno de los términos del orden inferior que aparezcan en la composición de algún término de orden superior. Por ejemplo si el modelo contiene el término , entonces necesariamente los términos λ_i^x y λ_j^y también deben aparecer en el mismo modelo. Esta práctica ha sido recomendada por Agresti (2002) quien argumenta que, al no usar un modelo jerárquico, la significación estadística y la interpretación de los términos de orden superior llegan a ser dependientes de la codificación de las variables.

Para analizar la calidad del ajuste del modelo, es necesario evaluar los valores residuales de las celdas individuales. Los valores residuales pueden ayudar para identificar aquellas celdas que muestran falta de ajuste aún cuando el modelo en forma global pueda poseer un buen ajuste, lo que habría sido ya verificado por el "deviance" no significativo del modelo. Los valores positivos y negativos de los

residuos se deben repartir aproximadamente en forma equitativa sin ningún patrón en el caso de un modelo adecuado. En aquellas celdas donde se observen valores grandes de residuos, para estos casos se puede concluir que el modelo no tiene buen ajuste y debe buscarse una explicación del problema a través de la consideración de niveles específicos de los factores que forman aquellas combinaciones a las cuales pertenecen las celdas afectadas.

Análisis de Resultados

Análisis de correspondencias

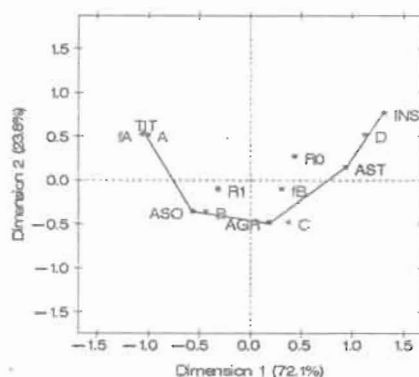
El análisis sobre la base de datos de los profesores de la ULA parte de la construcción de tablas de contingencia de triple entrada. La tabla 1 cruza a los profesores de la ULA en una tabla de tres entradas, según el criterio de jubilación, el escalafón docente y su clasificación según el ICP. Se observa que la hipótesis de independencia entre ICP y la categoría del escalafón (Escalaf) se rechaza para los dos grupos formados por profesores no jubilables ($n=1419$, $\chi^2=1356.5$) y los profesores jubilables ($n=363$, $\chi^2=193.8$).

Tabla 1. Tabla de contingencias de Profesores ULA, según condición de jubilable, escalafón e ICP

Jubilable	Escalafón	ICP				Total
		A	B	C	D	
SI Chi ² = 1356.5 (p<0.0001)	INS	0 0.00	0 0.00	4 0.28	108 7.61	112 7.89
	AST	1 0.07	20 1.41	121 8.53	263 18.53	405 28.54
	AGR	12 0.85	118 8.32	176 12.40	68 4.79	374 26.36
	ASO	60 4.23	178 12.54	73 5.14	4 0.28	315 22.20
	TIT	153 10.78	52 3.66	8 0.56	0 0.00	213 15.01
	Total	226 15.93	368 25.93	382 26.92	443 31.22	1419 100.00
	NO Chi ² = 193.8 (p<0.0001)	INS	0 0.00	0 0.00	4 1.10	0 0.00
AST	0 0.00	7 1.93	23 6.34	0 0.00	30 8.26	
AGR	23 6.34	11 3.03	31 8.54	2 0.55	67 18.46	
ASO	64 17.63	27 7.44	5 1.38	0 0.00	96 26.45	
TIT	133 36.64	32 8.82	1 0.28	0 0.00	166 45.73	
Total	220 60.61	77 21.21	64 17.63	2 0.55	363 100.00	

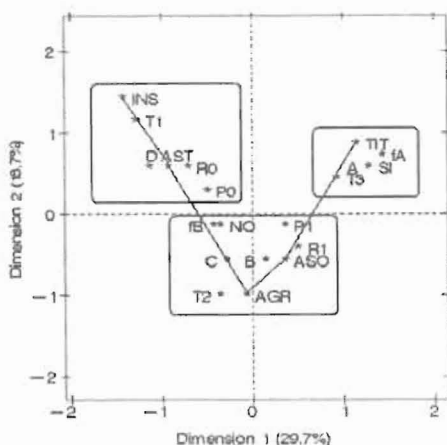
Se observa, por tanto, la conveniencia de realizar un análisis de correspondencias simple o binaria, cruzando las variables ICP y Escalaf como variables activas, tomando como suplementarias las variables Retraso y Formnalt (formación de nivel alto). Los resultados de este análisis se resumen en la Figura 1, cuyos dos primeros ejes recogen el 95.83% de la variabilidad de los datos. En ella se observa un ordenamiento natural de las categorías, desde instructor hasta titular, asociadas éstas a una jerarquización también natural del ICP, desde un índice alto para la categoría de los titulares, hasta un índice bajo para los instructores, pasando por categorías intermedias relacionadas con los grupos de profesores asistentes, agregados y asociados³.

Figura 1. Análisis de correspondencias simple



Finalmente, a efectos de verificar posibles interacciones entre las variables que se relacionan con el ICP, se realiza un análisis de correspondencias múltiple, considerando las variables activas Escalaf, Retraso, Formnalt, Postgrado, Jubilable, Tperm; el ICP se incorpora como variable suplementaria. Los resultados se muestran en la Figura 2.

Figura 2. Análisis de correspondencias múltiple



Las dos primeras dimensiones explican el 48.5% de la variabilidad total de los datos. Nuevamente se observa el ordenamiento natural de las categorías. El grupo de profesores titulares está asociado con características propias de ese nivel: formación alta, largo tiempo de permanencia en la universidad, con un ICP alto. Es interesante observar cómo este grupo de profesores no está fuertemente asociado a tener postgrado, y a la vez muestra tendencias a presentar retrasos en el ascenso. Los grupos de Instructores y Asistentes presentan baja formación, bajo tiempo de permanencia en la ULA, no tienen postgrados y tienen el nivel más bajo del índice ICP. Los profesores agregados y asociados presentan comportamientos intermedios en relación con estas categorías de las variables analizadas (Figura 2).

Este análisis sustenta y sugiere la definición de modelos de tipo log-lineal entre las variables mencionadas. Específicamente el modelo Escalaf, ICP, Tperm, Formnalt. En el anexo se presenta un esquema metodológico con un enfoque combinado para analizar tablas de contingencia usando AC, y así seleccionar modelos log-lineales apropiados.

Modelación log-lineal

El procesamiento preliminar de $\binom{7}{3}$ combinaciones entre las 7 variables permitió hallar 5 posibles modelos log-lineal de 3 variables cada uno que mostraron un buen ajuste a los datos analizados. Los resultados se muestran en las Tablas 2 a la 8. Solamente en el caso de la primera modelación se tabulan los valores de coeficientes de regresión, sus errores estándares y los intervalos de confianza debido a que la técnica de interpretación que se utilizó depende solamente de las probabilidades observadas y estimadas para las distintas celdas para cada una de las modelaciones consideradas.

En el análisis de estimadores máximos verosímiles de la modelación log-lineal para las variables Tperm, Retraso y Postgrado, no se incluyó la interacción Retraso*Postgrado ya que ésta no alcanzó significación al nivel de 0.05 en el modelo preliminar (ver Tabla 2). El valor del deviance de este modelo, sin incluir la interacción, es igual a 1.05 con 3 grados de libertad y valor-p igual a 0.7902. Esto confirma que el modelo se ajusta bien a los datos y que la interacción Retraso*Postgrado no es significativa. La no significación de esta interacción doble implica que existe independencia condicional entre Retraso y Postgrado para cualquier nivel de la variable Tperm.

Tabla 2. Análisis de Estimadores de parámetros Modelación Log-lineal para variables Tperm Postgrado y Retraso

Parámetro	Nivel		DF	Estimador	Error estándar	Wald 95% Límites de confianza	
Intercepta			1	5.9069	0.0501	5.8086	6.0051
Retraso	NO		1	-1.3695	0.0914	-1.5487	-1.1903
Tperm	1		1	-5.3090	0.4555	-6.2018	-4.4163
Tperm	2		1	-0.2779	0.0750	-0.4250	-0.1309
Postgrado	NO		1	-0.5022	0.0759	-0.6509	-0.3535
Retraso *Tperm	NO	1	1	5.6094	0.4596	4.7085	6.5102
Retraso *Tperm	NO	2	1	0.9033	0.1203	0.6674	1.1391
Tperm*postgrado	1	NO	1	1.0618	0.1343	0.7986	1.3250
Tperm*postgrado	2	NO	1	-0.1456	0.1104	-0.3620	0.0707

Fuente: cálculos propios

La posibilidad estimada de no retraso versus retraso se muestra en la tabla 3. En ella se observa que el valor $T_{perm}=1$ incluye al profesor que tiene permanencia en la institución por un tiempo menor de 7 años. Para este grupo de profesores, la posibilidad de que ocurra algún retraso en el trabajo de ascenso es muy baja. Esta posibilidad aumenta con el tiempo de permanencia.

Por ejemplo, un profesor quien tiene 15 años o más de permanencia en el trabajo ($T_{perm}=3$) y no posee título de postgrado, tiene $(1/0.24) = 4.17$ veces más posibilidad de tener retraso que de no tenerlo (equivalentemente, 0.24 veces la posibilidad de no tener retraso que tenerlo); esta situación no parece cambiar mucho en el caso de que el profesor tenga algún título de postgrado, ya que la posibilidad de que ocurra un retraso en este caso es $(1/0.26) = 3.85$ veces más, comparada con la de no retraso. Lo cual es similar para los otros valores de T_{perm} . Se comprueba así que poseer el título de postgrado no influye en forma significativa en que ocurra o no algún retraso en el trabajo de ascenso del profesor. Estos resultados se desprenden de la tabla A1, donde se hace uso del concepto de posibilidad ("Odds") para interpretar los resultados obtenidos. Los valores de las posibilidades estimadas se pueden calcular usando la columna probabilidad observada o equivalentemente a partir de la columna frecuencia observada (tabla A1), ya que produce una mejor precisión en los cálculos.

Tabla 3. Posibilidad de no retraso en ascenso en relación a T_{perm} y Postgrado

T_{perm}	Postgrado = NO	Postgrado = SI
1: Menos de 7	73.67	63.00
2: 7 - 15	0.57	0.66
3: Más de 15	0.24	0.26

Fuente: cálculos propios

En efecto, la ULA tiene una alta incidencia de retrasos en ascensos. El análisis preliminar de la base de datos utilizada en este estudio revela que 57.18% de los profesores han tenido retrasos en algunos de sus trabajos de ascenso; dicho porcentaje es levemente

menor al observado (62.2%) en 1997 reportado por Torres y Torres (2001). Estos resultados indican que el fenómeno del retraso continúa afectando a la mayoría de los profesores de la ULA.

De lo anterior, y considerando que la interacción retraso-postgrado (tabla 3) no fue significativa, se deduce que el problema de retrasos no se soluciona mediante programas y proyectos que apunten únicamente hacia el incremento del número de profesores que tienen algún título de postgrado.

Torres y Torres (2001) utilizaron la metodología de análisis de varianza para un modelo factorial con los factores: facultad, categoría en el escalafón, nivel académico (Licenciatura, Especialidad, Maestría y Doctorado), tipo de actividad predominante (Docencia, Extensión, Investigación y Administrativa) y número de publicaciones (realizadas en los últimos 5 años), para estudiar la relación de dependencia entre el retraso (medido en número de años) y las variables explicativas o factores que han sido nombrados; dicho análisis reveló resultados significativos solo para los factores: categoría en el escalafón y nivel académico, en consecuencia según estos resultados hubo diferencia en el número promedio de años de retraso de acuerdo al escalafón y al nivel académico, respectivamente. En cambio la modelación log-lineal que es usada en el presente estudio no distingue entre alguna variable denominada como respuesta y otras que se pueden considerar como explicativas. Dicho modelo se utiliza para hallar el patrón de dependencia e independencia entre las variables, según el grado de complejidad del modelo.

Cabe mencionar que el factor nivel académico en el artículo de Torres y Torres (2001) se define de manera diferente que la variable Postgrado en este trabajo. La variable nivel académico puede asumir 4 posibles valores mientras que la variable Postgrado (Si posee o no algún título de postgrado) solo asume dos valores por ser dicotómica. Lo anterior indica que no se pueden comparar directamente los hallazgos de esta investigación con el mencionado artículo; a no ser que se recodifiquen los valores de la variable nivel académico para que correspondan a los niveles de la variable Postgrado en el presente estudio.

Dicho comportamiento se aprecia mejor al observar la tabla 4, la cual muestra la posibilidad que tiene un profesor de la ULA de no tener retraso vs. tenerlo de acuerdo a su formación, su condición de jubilable y su condición de poseer o no postgrado. La columna (1) resume los resultados del modelo loglineal considerando formnalt, retraso y jubilable (tabla A2), mientras que la columna (2) resume los resultados del modelo con formnalt, retraso y postgrado (tabla A3). En dicha tabla se nota que la posibilidad de que una persona de formación alta no se retrase (0.17) es menor a cuando su formación no es alta (1). Esto ocurre aún si el profesor tiene o no postgrado. Ello significa que el retraso de un profesor no está relacionado con tener o no postgrado sino con su formación de nivel alto (formnalt) (observe que las posibilidades cuando cambia de no tener postgrado a tenerlo no varían significativamente), y como la variable formnalt está relacionada con la categoría del escalafón y el nivel de estudio, entonces, los profesores con formación de nivel alto tienen mayor posibilidad que ocurra algún retraso (en forma acumulativa) en sus trabajos de ascensos. En general es más probable que una persona no tenga una formación alta a tenerla, es decir, es más probable que una persona no tenga doctorado y no sea titular que serlo. Además, cuando una persona tiene una formación alta, la posibilidad de tener retraso es mayor a que esto no suceda.

Se observa además que para un profesor cuya formación no sea alta, la posibilidad de no retrasarse en el ascenso (1.12) cuando no es jubilable es mayor que si ya es jubilable (0.17); el mismo comportamiento se da si el profesor tiene formación alta. Por lo tanto, la condición de jubilable o no, tiene una incidencia significativa sobre la posibilidad de no retraso. Esto se debe probablemente a que un profesor jubilable no debe tener en la mayoría de los casos interés alguno de ascender. Por otro lado, la formación solo incide en el retraso de los profesores cuando no son jubilables, pues aquellos profesores con baja formación académica son los más propensos a generar trabajos de investigación, ya que buscan alcanzar una alta formación académica, bien sea a través de estudios de postgrado o ascendiendo rápidamente a categorías superiores en el escalafón de los profesores

Tabla 4. Posibilidad de no retrasarse vs. retrasarse en ascenso

Formnalt	Jubilable (1)		Postgrado (2)	
	No	Si	No	Si
No	1.12	0.17	1	0.92
Si	0.53	0.12	0.17	0.28

Fuente: cálculos propios

Según se observa en la tabla 5, la posibilidad de que un profesor tenga estudios de postgrado aumenta a medida que su ICP⁵ aumenta. Estas posibilidades se obtienen a partir de la tabla A4. En efecto, independientemente del ICP la posibilidad de que una persona tenga postgrado disminuye con el tiempo de permanencia; esto se debe a que los profesores en los primeros años tienen mayor oportunidad e incentivos para realizar estudios de postgrado de acuerdo a la normativa vigente y a los baremos existentes actualmente, los cuales penalizan categorías más altas.

Tabla 5. Posibilidad de tener postgrado vs. no tenerlo

Tperm (Años)	ICP			
	A	B	C	D
1: Menos de 7	-	-	4,300	0,350
2: 7 – 15	-	24,889	1,768	0,090
3: Más de 15	14,192	0,774	0,024	-

Fuente: cálculos propios

- Indica que el cómputo no procede para la categoría correspondiente.

La tabla 6 muestra la posibilidad que tiene un profesor de la ULA de tener postgrado versus no tenerlo, según escalafón y tiempo de permanencia en la institución. Esta se obtiene a partir de la tabla A5 que presenta los resultados del modelo loglineal para las variables

tiempo de permanencia en la institución (T_{perm}), categoría en el escalafón ($Escalaf$) y si el profesor posee o no postgrado ($Postgrado$). Se observa que la posibilidad es casi nula (0.033) que un instructor con menos de 7 años de permanencia posea postgrado; para las otras categorías del tiempo (7 a 15) y más de 15 años es cero, debido a que ninguno de los instructores ha realizado postgrado. Para un profesor asistente, con menos de 7 años de antigüedad, la posibilidad de tener postgrado es 0.859; esta posibilidad baja a medida que aumentan los años de antigüedad.

Tabla 6. Posibilidad de tener postgrado

T_{perm}	Escalafón				
	Instructor	Asistente	Agregado	Asociado	Titular
1: Menos de 7	0.033	0.859	2.000	-	-
2: 7 - 15	0.000	0.658	2.052	3.711	9.750
3: Más de 15	0.000	0.203	0.646	2.414	3.395

Fuente: cálculos propios

- Indica que el cómputo procede para la categoría correspondiente, según reglamento.

Un profesor agregado con menos de 7 años en la institución, tiene 2 veces más posibilidad de poseer postgrado que no tenerlo; igual ocurre para aquellos profesores que tienen entre 7 y 15 años; mientras que la posibilidad es menor (0.646) para los que tienen más de 15 años de permanencia. En tanto, un profesor asociado con una antigüedad entre 7 a 15 años tiene 3.711 más posibilidad de poseer postgrado; mientras la posibilidad para los que tienen más años de servicio es de 2.414. Por último, un profesor titular con una antigüedad entre 7 y 15 años tiene una posibilidad de 9.75 frente a no poseer postgrado; mientras para aquellos que tienen más de 15 años de permanencia en la institución la posibilidad baja a 3.395.⁶ En resumen, se observa para cada categoría del escalafón que la posibilidad de poseer postgrado disminuye a medida que aumenta el tiempo de permanencia en la institución. Sin embargo, manteniendo fijo el tiempo

de permanencia dicha posibilidad aumenta con cada categoría del escalafón.

Conclusiones

Entre los principales hallazgos de la investigación resaltan los siguientes:

- Siendo que los modelos log-lineales están basados en tablas de contingencia, se recurre al análisis de correspondencia a fin de conocer la o las posibles combinaciones de variables a modelar. El análisis sugiere la incorporación al modelo de las variables Escalaf, ICP, Tperm, Formnalt, principalmente. Los resultados muestran un ordenamiento natural y creciente de las categorías o escalafones, asociados con niveles también crecientes de ICP, de antigüedad laboral y niveles de formación. Lamentablemente, la tendencia a mostrar retraso en el ascenso también se incrementa con el escalafón.
- El fenómeno del retraso en los ascensos del profesorado de la ULA continúa presentando una alta incidencia (57,18%), es decir, más de la mitad de la plantilla profesoral ha presentado algún retraso en el ascenso. La magnitud del retraso global de cada profesor se ha determinado en términos comparativos entre el tiempo transcurrido desde el año de su ingreso como profesor ordinario a la institución hasta el año 2006, de acuerdo al tiempo pautado de permanencia para las categorías que haya alcanzado en el escalafón, según lo consagrado en la Ley de Universidades y el Estatuto del Personal Docente y de Investigación (EPDI), vigentes.
- En la modelación loglineal se encontró que la interacción retraso postgrado no fue significativa, se deduce que el problema de los retrasos no se soluciona mediante programas y proyectos que apunten únicamente hacia el incremento del número de profesores que tienen algún título de postgrado. Estadísticamente, esta ausencia de interacción indica la existencia del patrón de asociación independencia condicional que se detectó por el uso del modelo loglineal.

del ICP la posibilidad de que una persona tenga postgrado disminuye con el tiempo de permanencia en la institución. También dicha posibilidad es una función creciente de la categoría del escalafón, y decreciente del tiempo de permanencia para la posición que ocupa en el escalafón.

Notas

1. Los autores agradecen a la Oficina de Asuntos Profesorales de la Universidad de Los Andes por suministrar la base de datos empleada en este estudio.

2. Recuérdese que ICP es igual a la suma $CICP1 + CICP2$, donde $CICP1 = P(1+W1)$, para P igual al tiempo de permanencia del profesor en la institución, y $W1$ una valoración del mérito del nivel máximo de estudios alcanzado por el profesor: 0, 1.5, 2, 4 según sea licenciatura, especialización, maestría o doctorado, respectivamente.

En cambio, $CICP2 = (P - Ab) \left(1 + W2 \left(1 - \frac{Rasc}{P} \right) \right)$, donde Ab es el

tiempo de abandono al trabajo de ascenso, W_2 es un coeficiente de ponderación que valora el mérito alcanzado por el profesor al realizar su trabajo de ascenso, que puede ser 2/14, 6/15, 10/15 y 15/15 = 1 según si el tipo del trabajo de ascenso que puede ser Asistente, Agregado, Asociado y Titular respectivamente.

3. A fin de reducir espacio y poder identificar las variables y sus categorías en la gráfica del análisis de correspondencias, las variables fueron categorizadas como sigue: T1, T2 y T3 para TPERM 1, 2 y 3, respectivamente; R0 y R1 para la ausencia y presencia de retardo en ascenso, respectivamente; FA para formación de nivel alto, FB en otro caso y, finalmente, P1 para profesores con postgrado, P0 en otro caso. Las variables activas se muestran en negro y las suplementarias en rojo.

4. Conviene utilizar el recíproco cuando el valor de la posibilidad es menor que la unidad a fin de mejorar la interpretación, por lo cual cambia también la definición de la posibilidad.



5. Recuérdese que los valores de ICP (A,B,C y D) representan los cuartiles ordenados de mayor a menor.

6. Es importante señalar que en las categorías de asociado y titular con menos de 7 años de servicio no se calculan las posibilidades debido a que no poseen la antigüedad requerida para ascender a las mismas. Las posibles excepciones a esta regla pueden deberse a traslados de otras universidades.

Referencias

Agresti, A. (2002) *Categorical Data Analysis*. 2d. edition. John Wiley and Sons, Inc. New York.

Christensen, R. (1997) *Log-Linear Models and Logistic Regression*. Springe Verlag Inc. New York, New York, USA.

Panagiotakos, D. B. y Pitsavos, C. (2004) "Interpretation of Epidemiological Data Using Multiple Correspondence Analysis and Log-linear Models." *Journal of Data Science*, nº 2, pp 75-86.

Ramoni, J.; Orlandoni, G.; Sinha, S. y Rivas, D. (2007). "El Factor Capital Humano en la Determinación de los Sueldos de los Profesores Universitarios en Venezuela" Aceptado para su publicación en la *Revista Venezolana de Análisis de Coyuntura*. Universidad Central de Venezuela. Vol. XIII, No. 2 (jul-dic).

Sinha, S. P.; Ramoni, J.; Orlandoni, G.; Torres, E. y Figueroa M. (2007) "Conceptuación y Análisis Descriptivo del Riesgo Académico Institucional en las Universidades Nacionales Venezolanas". Aceptado para su publicación en la *Revista Educere*, Universidad de Los Andes.

Stokes, M. E., Davis, C. S. y Koch G. G. (2000) *Categorical Data Analysis Using the SAS System*, 2nd ed. Cary, NC: SAS Institute.

Torres, E. y Torres, J. E. (2001). "Ascensos Retrasados: Un fenómeno extendido entre profesores de una Universidad Venezolana." *Revista Fermentum*, Facultad de Humanidades, Universidad de Los Andes. Mérida. Nº. 31 (Mayo-Agosto): 279-294.



Anexo A

Figura A1. Esquema combinado Análisis de Correspondencias – Análisis Log-lineal para ajustar modelos log-lineales (MLL) a tablas de contingencia

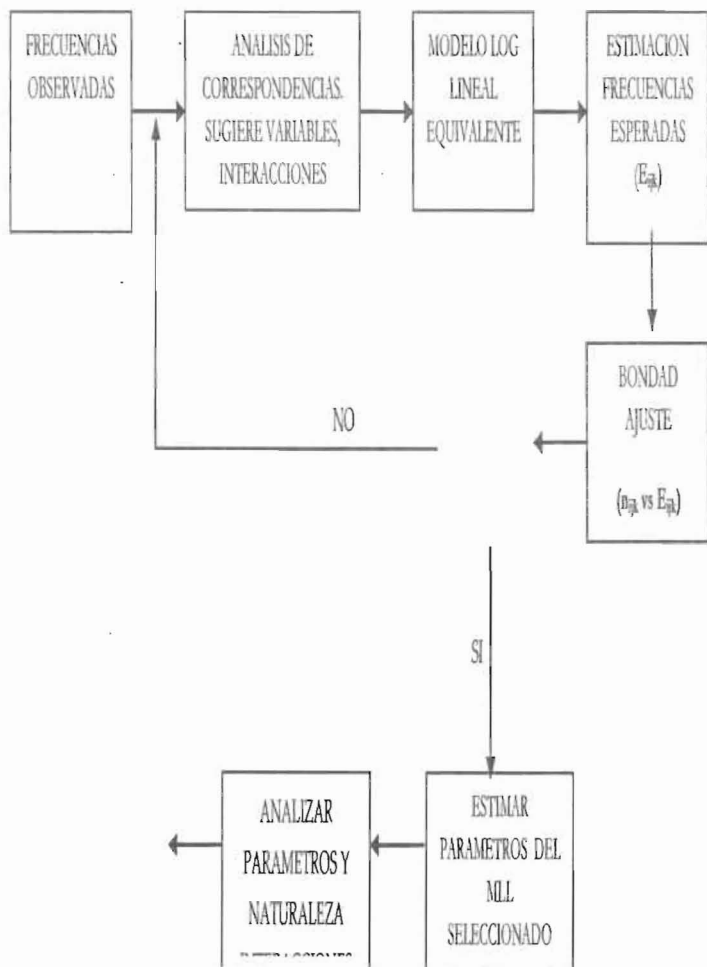


Tabla A1. Modelación log-lineal para variables Tprm, Postgrado y Retraso

Tprm	Postgrado	Retraso	Frecuencia observada	Probabilidad observada	Probabilidad estimada	Residual
1	NO	NO	221	0.124	0.1239	0.0001
1	NO	SI	3	0.0017	0.0018	-1E-4
1	SI	NO	126	0.0707	0.0708	-1E-4
1	SI	SI	2	0.0011	0.001	0.0001
2	NO	NO	86	0.0483	0.0513	-0.0030
2	NO	SI	151	0.0847	0.0817	0.0030
2	SI	NO	180	0.101	0.098	0.0030
2	SI	SI	273	0.1532	0.1562	-0.0030
3	NO	NO	54	0.0303	0.0317	-0.0014
3	NO	SI	225	0.1263	0.1248	0.0014
3	SI	NO	96	0.0539	0.0524	0.0014
3	SI	SI	365	0.2048	0.2063	-0.0015
Razón de verosimilitud = 1.05 G.L. = 3 Valor-p = 0.7902						

Fuente: cálculos propios

Tabla A2. Modelación log-lineal para variables Retraso, Formnalt y Jubilable

Retraso	Formnalt	Jubilable	Frecuencia observada	Probabilidad Observada	Probabilidad estimada	Residual
NO	NO	0	656	0.3681	0.3664	0.0017
NO	NO	1	21	0.0118	0.0135	-0.0017
NO	SI	0	62	0.0348	0.0365	-0.0017
NO	SI	1	24	0.0135	0.0118	0.0017
SI	NO	0	584	0.3277	0.3294	-0.0017
SI	NO	1	121	0.0679	0.0662	0.0017
SI	SI	0	117	0.0657	0.0639	0.0017
SI	SI	1	197	0.1105	0.1123	-0.0018
Razón de verosimilitud = 1.21 G.L. = 1 Valor-p = 0.2706						

Fuente: cálculos propios

Tabla A3. Modelación log-lineal para variables Formnalt, Retraso y Postgrado

Formnalt	Retraso	Postgrado	Frecuencia observada	Probabilidad observada	Probabilidad estimada	Residual
NO	NO	NO	357	0.2003	0.196	0.0043
NO	NO	SI	320	0.1796	0.1839	-0.0043
NO	SI	NO	356	0.1998	0.2041	-0.0043
NO	SI	SI	349	0.1958	0.1915	0.0043
SI	NO	NO	4	0.0022	0.0033	-0.0011
SI	NO	SI	82	0.046	0.045	0.0010
SI	SI	NO	23	0.0129	0.0119	0.0010
SI	SI	SI	291	0.1633	0.1643	-0.0010
Razón de verosimilitud = 1.52 G.L. = 2 Valor-p = 0.4669						

Fuente: cálculos propios

Tabla A4. Modelación log-lineal para variables Tperm, ICP y Postgrado

Tperm	ICP	Postgrado	Frecuencia observada	Probabilidad observada	Probabilidad estimada	Residual
1	A	SI	2	0.0011	0.0011	-1E-10
1	B	SI	8	0.0045	0.0045	0
1	C	NO	10	0.0056	0.0046	0.001
1	C	SI	43	0.0241	0.0251	-97E-5
1	D	NO	214	0.1201	0.1211	-97E-5
1	D	SI	75	0.0421	0.0411	0.001
2	A	SI	49	0.0275	0.0275	0
2	B	NO	9	0.0051	0.004	0.0011
2	B	SI	224	0.1257	0.1268	-0.001
2	C	NO	95	0.0533	0.0553	-0.002
2	C	SI	168	0.0943	0.0922	0.002
2	D	NO	133	0.0746	0.0737	0.001
2	D	SI	12	0.0067	0.0077	-97E-5
3	A	NO	26	0.0146	0.0146	0
3	A	SI	369	0.2071	0.2071	0
3	B	NO	115	0.0645	0.0656	-0.001
3	B	SI	89	0.0499	0.0489	0.0011
3	C	NO	127	0.0713	0.0702	0.0011
3	C	SI	3	0.0017	0.0027	-0.001
3	D	NO	11	0.0062	0.0062	0
Razón de verosimilitud = 2.36 G.L. = 2 Valor-p = 0.3079						

Fuente: cálculos propios

Tabla A5. Modelación log-lineal para variables Tperm, EsEscalaf y Postgrado

Tperm	Escalaf	Postgrado	Frecuencia observada	Probabilidad observada	Probabilidad estimada	Residual
1	AGREGADO	NO	6	0.0034	0.0029	0.0005
1	AGREGADO	SI	12	0.0067	0.0072	-5E-4
1	ASISTENTE	NO	128	0.0718	0.0723	-5E-4
1	ASISTENTE	SI	110	0.0617	0.0612	0.0005
1	ASOCIADO	SI	1	0.0006	0.0006	-4E-10
1	INSTRUCTOR	NO	90	0.0505	0.0505	0
1	INSTRUCTOR	SI	3	0.0017	0.0017	0
1	TITULAR	SI	2	0.0011	0.0011	0
2	AGREGADO	NO	96	0.0539	0.0574	-0.004
2	AGREGADO	SI	197	0.1105	0.107	0.0035
2	ASISTENTE	NO	76	0.0426	0.0435	-89E-5
2	ASISTENTE	SI	50	0.0281	0.0272	0.0009
2	ASOCIADO	NO	45	0.0253	0.0205	0.0048
2	ASOCIADO	SI	167	0.0937	0.0985	-0.005
2	INSTRUCTOR	NO	16	0.009	0.009	0
2	TITULAR	NO	4	0.0022	0.0026	-34E-5
2	TITULAR	SI	39	0.0219	0.0215	0.0003
3	AGREGADO	NO	79	0.0443	0.0413	0.0030
3	AGREGADO	SI	51	0.0286	0.0317	-0.0031
3	ASISTENTE	NO	59	0.0331	0.0317	0.0014
3	ASISTENTE	SI	12	0.0067	0.0081	-0.0014
3	ASOCIADO	NO	58	0.0325	0.0373	-0.0048
3	ASOCIADO	SI	140	0.0786	0.0738	0.0048
3	INSTRUCTOR	NO	7	0.0039	0.0039	0
3	TITULAR	NO	76	0.0426	0.0423	0.0003
3	TITULAR	SI	258	0.1448	0.1451	-34E-5
Razón de verosimilitud = 6.44 G.L. = 4 Valor-p = 0.1687						

Fuente: cálculos propios