

EL PROBLEMA DE LA HOMOGENEIDAD EN LAS UNIVERSIDADES PÚBLICAS ESPAÑOLAS

José María Gómez Sancho
Universidad de Zaragoza

ABSTRACT

Uno de los aspectos clave a considerar por el investigador, a la hora de evaluar la eficiencia, es la homogeneidad de las unidades analizadas.

Este supuesto se suele dar por satisfecho en la mayoría de la literatura y pocos son los trabajos que le dedican a su análisis un estudio pormenorizado. En el ámbito de la educación superior, inmediatamente surge la duda de si son comparables entre sí las universidades en su conjunto o los departamentos pertenecientes a una misma universidad. Sin aclarar este punto, todo desarrollo posterior de la evaluación puede perder gran parte de su significado.

En este trabajo se pretende analizar esta cuestión. Para abordarla se estructura en tres apartados. En la introducción se trata de resaltar su importancia. En el segundo punto, partiendo de la revisión de los trabajos que han evaluado la eficiencia de las instituciones de educación superior, se procede a agrupar nuestras universidades tomando como criterio el considerar homogéneas aquellas que tengan una oferta de titulaciones parecida. Para ello, aplicamos el tradicional análisis clúster basado en medidas de distancia; siendo sus resultados confusos. Ante ello desarrollamos una agrupación basada en dos etapas; en la primera se obtiene la matriz de correlación; en la segunda, agrupamos con un análisis clúster basado en medidas de distancia y obtenemos unos resultados claros e interpretables en función de la especialización de las universidades en su oferta de titulaciones. Finaliza con el habitual apartado de conclusiones.

1. INTRODUCCIÓN

En la evaluación de la eficiencia de nuestras universidades públicas, un aspecto previo y clave es determinar si son homogéneas entre sí. Dentro del sector público, donde se engloban, y entre las técnicas disponibles para realizar tal evaluación; los autores se decantan por el análisis envolvente de datos (Lovell y Muñiz Pérez, 2003, p.54).

El análisis envolvente de datos descansa sobre la noción de eficiencia relativa introducida por Farrel (1957) y que fue desarrollado en el artículo de Charnes, Cooper y Rodhes (1978). Ya entonces, destacaron la necesidad de que las entidades analizadas fueran homogéneas, tanto en recursos utilizados como en la producción obtenida ya que los resultados van a depender de ello (Pinillos García, 2003, p.218).

En el DEA (siglas en inglés del análisis envolvente de datos) se pueden distinguir dos procesos centrales en el desarrollo del método envolvente. En primer lugar, la construcción de una frontera de producción empírica definida por las mejores realizaciones muestrales. En segundo lugar, la cuantificación del grado de eficiencia, calculando la ineficiencia como la distancia que las separa de la frontera. Ambos procesos se ejecutan simultáneamente a través de la resolución de un problema de programación lineal (Mancebón Torrubia, 1998, pp.166-167). En todo momento estamos comparando entre sí las unidades de decisión objeto de la evaluación; de ahí que, como señalan Ganley y Cubbin (1992, p.15), el punto clave a la hora de la evaluación vía DEA sea que cada unidad sea lo suficientemente similar a las restantes para hacer comparaciones de eficiencia significativas.

A pesar de este carácter clave; pocos son los trabajos, teóricos o empíricos, que analizan esta necesidad, quedándose casi todos en la mera mención de la misma y en unas valoraciones subjetivas por parte del investigador acerca de si su muestra es suficientemente homogénea.¹

Para llevar a cabo nuestro propósito, un primer paso será revisar otros trabajos que han tratado de comparar universidades o instituciones de educación superior. Como no obtenemos una respuesta satisfactoria en esa revisión, procederemos a establecer algún método para distinguir si existe o no existe homogeneidad, para ello y basándonos en la similitud de la oferta de titulaciones agrupadas por área de conocimiento trataremos contestar a la pregunta de si nuestras universidades públicas son homogéneas. Aplicamos la metodología clúster, como proponen algunos autores (Albi, González-Páramo y López Casanovas, 1997, p. 294). En primer lugar, basado en medidas de distancia. Al interpretar los resultados comprobaremos que algo falla en esas clasificaciones. El segundo análisis se basa en la agrupación a través de

¹ Merece la pena destacarse el trabajo de la profesora Pinillos García (2003) por ser una de las pocas excepciones a lo anteriormente comentado. En su trabajo analiza centros de salud pero previamente trata de establecer si existe homogeneidad en el entorno y entre los propios centros.

medidas de correlación. Obtendremos una matriz de correlaciones entre universidades en función de esas titulaciones ofertadas agregadas por ramas de conocimiento. Esas correlaciones obtenidas se pueden agrupar directamente o pueden ser de nuevo agrupadas aplicándole un nuevo análisis cluster. El resultado es que tenemos tres claros grupos en función de la especialización en la oferta de titulaciones. Por último planteamos algunas consideraciones sobre estos resultados.

2. CLASIFICACIÓN DE LAS UNIVERSIDADES ESPAÑOLAS ATENDIENDO A SU OFERTA DE TITULACIONES AGRUPADAS POR RAMAS DE CONOCIMIENTO.

2.1. Tratamiento de la homogeneidad de las universidades en la literatura.

En todos los trabajos que han tratado de evaluar la eficiencia de las universidades en su conjunto, se hace referencia a la homogeneidad de la muestra. Ya sea para excluir universidades, ya sea para subdividir las en grupos atendiendo a algún tipo de criterio.

El estudio de la evaluación de la eficiencia en la educación superior se inició en los Estados Unidos. Desde el primer momento los autores trataron de trabajar con universidades parecidas, así, en esos primeros estudios apareció como determinante el que las universidades comparadas ofreciesen ciclo de doctorado (Ahn, Arnold, Charnes y Cooper, 1989, p.174). Casi al mismo tiempo, otros trabajos trataban de comparar si eran más eficientes las universidades públicas o privadas; los resultados eran opuestos según se agruparan las universidades entre aquellas que ofertaban titulaciones de medicina de aquellas que no la poseían en su catálogo de titulaciones o simplemente no se subdividiese el grupo (Ahn, Charnes y Cooper, 1988, p.261; Rodhes y Soutwick, 1993, p.150; Ahn y Seiford, 1993, p.195). Dentro de este grupo de trabajos entraría el aplicado a las universidades austriacas ya para incrementar la homogeneidad se excluyeron los datos de medicina en aquellas universidades en que se impartía (Hanke y Leopoldseder, 1998, p.195).

Un segundo grupo de trabajos corresponde a aquellos en los que sus autores destacan el hecho de la necesidad de homogeneidad, pero lo solucionan de una manera subjetiva. Así, en el trabajo acerca de las instituciones de educación superior británicas, optan por incrementar la homogeneidad eliminando las instituciones escocesas, también eliminan aquella que no imparten en todos los ciclos y la Universidad de Londres aparece representada por seis de sus mayores escuelas (Athanasopoulos y Shalle, 1997, pp.123-124). En el caso de las universidades federales brasileñas excluyen aquellas muy especializadas, sin indicar en que criterio se basan (Marinho, Resende y Façanha, 1997, pp.498-499). Por último, incluimos aquí el trabajo sobre instituciones de educación superior chinas, en él los autores escogen las más

importantes, en aras a una mayor homogeneidad muestral, sin precisar tampoco en qué se basan para tal selección (Li y Ng, 2000, p.144).

En último lugar, agrupamos los trabajos que comparan los resultados obtenidos al considerar las universidades de sus países como un solo grupo o atendiendo a distintas agrupaciones. En primer lugar, encontramos el trabajo sobre universidades canadienses²(McMillan y Datta, 1998, pp.493-495). En segundo lugar, el estudio de las universidades australianas³ (Abbot y Doucouliagos, 2003, pp.94-96).

Ninguno de los trabajos, a nuestro entender, estudia con detalle el problema. Es más, muchas de las selecciones que se efectúan no serían aplicables para el caso español, así la selección de instituciones en función de los ciclos que imparten carece de sentido ya que todas nuestras universidades están capacitadas e imparten en todos los ciclos. La división entre públicas y privadas tampoco nos sirve ya que nos centramos tan sólo en las públicas. También se observa que la existencia o no de facultades de medicina se ha empleado para dividir a las universidades, no consideramos que sea un criterio lo suficientemente objetivo, ya que por el mismo motivo sería perfectamente factible separar entre aquellas que tienen ingenierías o no las tienen u otro similar.

2.2. Homogeneidad entre las universidades públicas españolas.

Para tratar de clasificar las universidades españolas hemos acudido a la oferta de titulaciones agrupadas por ramas de conocimiento (véase el cuadro 1)⁴. Entenderemos que dos universidades son homogéneas si su oferta de titulaciones es parecida.

² Aplican el análisis sobre todas ellas como un único grupo, señalan que esos resultados son consistentes con otras subdivisiones realizadas siguiendo el criterio de división que utiliza la revista Maclean en su análisis anual sobre las instituciones de educación superior canadiense. Maclean identifica tres tipos de universidades: las que cubren todos los ciclos y tienen facultad de medicina, las que son como las anteriores pero no tienen facultad de medicina y aquellas que se dedican fundamentalmente a los primeros ciclos.

³ También presentan los resultados agrupándolas según su investigación/docencia output mix. Al mismo tiempo señalan otros tres tipos de agrupación: según su localización (regional o urbana), usando el análisis clúster (no indican sobre qué variables agrupan), y por último, clasificándolas si eran predominantemente universidades tradicionales antes de la reforma educativa o eran escuelas de educación avanzada.

⁴ Hemos ponderado las titulaciones de sólo primer ciclo como igual a las de ciclo completo. Por otro lado no incluimos la UNED por sus especiales características. Los propios datos que hemos tomado clasifican a las titulaciones de segundo ciclo como de ciclo largo.

El uso de las titulaciones agrupadas por rama de conocimiento como variable sobre la que descansa la clasificación nos parece el más adecuado.

Partiendo del hecho de que lo que tratamos de evaluar es la eficiencia, es decir la transformación de inputs similares entre ellas en outputs similares entre ellas a través de tecnologías parecidas, parece razonable pensar que podrían existir diferencias tanto en unos como en otros atendiendo a la rama de conocimiento.

En el caso de los inputs es razonable pensar que se puede hacer un uso más intensivo de capital en aquellas titulaciones que necesiten de laboratorios o de maquinas y equipos. Como señalaban ya en su artículo Rodhes y Sothwick (1993, p.151).

Los outputs en este tipo de estudios suelen agruparse en tres grandes bloques: resultados de docencia, de investigación y servicios generales. Respecto al tercero no comentamos nada ya que en principio podemos pensar que se distribuyen para toda la comunidad perteneciente a esa universidad. En cuanto a la docencia, parece razonable considerar la incorporación al mercado de trabajo de los titulados como un resultado de la misma y pueden existir diferencias dependiendo de los estudios cursados, así las ingenierías suelen tener menos paro que las humanidades. En cuanto a la investigación, una medida habitual son los artículos publicados en revistas científicas, este formato de salida de resultados es habitual en departamentos de ciencias pero no tanto en humanidades que pueden tener otros tipos de formato para la difusión del conocimiento como son los libros o en las ingenierías las patentes. En España la propia Comisión Nacional de la Evaluación de la Actividad Investigadora establece 11 áreas de conocimiento⁵ para la concesión de sexenios, fácilmente equiparables a las 5 ramas que empleamos. Por último, si consideramos todo lo relacionado con la oferta de estudios propios, o con la obtención de financiación para la investigación o la transferencia de la misma, podemos esperar que existan diferencias entre universidades tan sólo por el hecho que su oferta de titulaciones esté más o menos sesgada hacia una o varias de las ramas de conocimiento.

2.2.1. Medidas de similitud⁶

La similitud entre objetos es una medida de correspondencia, o parecido, entre objetos que van a ser agrupados. Puede medirse de varias formas pero tres métodos dominan las

⁵ Matemáticas y Física; Química; Biología Celular y Molecular; Ciencias Biomédicas; Ciencias de la Naturaleza; Ingenierías y Arquitectura; Ciencias Sociales, Políticas, del Comportamiento y de la Educación; Ciencias Económicas y Empresariales; Derecho; Historia y Arte; Filosofía; Filología y Lingüística.

⁶ En algunos libros llaman a las medidas de distancia medidas de disimilitud y a las medidas de correlación medidas de similitud.

aplicaciones del análisis clúster: medidas de correlación, medidas de distancia y medidas de asociación. Para las dos primeras se exigen datos métricos, mientras que las medidas de asociación se aplican a datos no métricos, es por ello que no las vamos a tener en cuenta⁷.

Las más utilizadas en los análisis clúster son las medidas de distancia ya que son las más adecuadas cuando el interés de la agrupación se centra en las magnitudes de los objetos, mientras las medidas de correlación se centran en los patrones de los valores.

2.2.2. Decisiones a tener en cuenta a la hora de realizar el análisis clúster

A la hora de desarrollar una aplicación del análisis clúster el investigador juega un papel fundamental a la hora de tomar diversas decisiones, de ahí que muchas veces se comente que tiene mucho más de arte que de ciencia. Se trata de una metodología objetiva de cuantificación de las características estructurales de un conjunto de observaciones. Como tal, tiene fuertes propiedades matemáticas pero no fundamentos estadísticos.

En primer lugar, se tiene que decidir sobre qué tipo de medida emplear, de distancia o de correlación, para medir esa similitud. Ente las medidas de distancia, se distinguen entre aquellas basadas en la distancia euclídea y las que entrarían en el enfoque de la distancia absoluta. Para estas últimas hay que tener en cuenta que si las variables están correlacionadas los conglomerados no son válidos. Hemos comprobado que en nuestro caso sí existe correlación con lo que rechazamos el optar por este tipo de medidas (véase cuadro 2).

Una segunda decisión a tomar por el investigador es la selección del algoritmo de aglomeración a utilizar en la formación de los conglomerados. Existen multitud de posibilidades pero el criterio esencial es maximizar las diferencias entre conglomerados relativa a la variación dentro de los conglomerados. Se clasifican en jerárquicos y no jerárquicos. Para los no jerárquicos se parte de especificar el número de conglomerados a formar y entonces se asignan los objetos, en nuestro caso desconocemos que número de conglomerados sería el apropiado. Optamos, por tanto, por el procedimiento de obtención de conglomerados jerárquicos. De nuevo nos encontramos con diversas posibilidades. En primer lugar, tenemos el denominado encadenamiento simple basado en el vecino más próximo, se van juntando los objetos separados por la distancia más corta, podemos encontrar problemas si existen largas cadenas ya que los individuos que se encuentran en los límites opuestos de una cadena pueden ser muy diferentes. Otra posibilidad sería el denominado el encadenamiento completo en el que el criterio de aglomeración se basa en la distancia máxima. Ambos métodos dependen de los valores

⁷ Nos hemos ayudado para esta parte del manual *Análisis Multivariante* de Hair, Anderson, Tatham y Black (1999). Para el uso del paquete estadístico SPSS, con el que hemos trabajado, nos hemos apoyado en el libro de Visauta Vinacua (1998) *Análisis estadístico con SPSS para Windows. Estadística Multivariante*.

extremos. Frente a ellos podemos adoptar criterios de aglomeración que se basen en la distancia media, el enfoque del encadenamiento medio tiende a combinar conglomerados con variaciones reducidas dentro de los conglomerados, hay que tener en cuenta que tiende a estar sesgado hacia la producción de conglomerados con aproximadamente la misma varianza. Un penúltimo tipo de encadenamiento es el método de Ward, se recomienda haber utilizado la distancia euclídea al cuadrado anteriormente, en este caso la distancia entre dos conglomerados es la suma de los cuadrados entre dos conglomerados sumados para todas las variables, el problema es que está sesgado hacia la producción de conglomerados con aproximadamente el mismo número de observaciones. Por último, el método del centroide agrupa los valores medios de las observaciones y varía cada vez que se añade un nuevo individuo, es el más popular entre los biólogos, aunque a veces pueden dar lugar a ordenaciones confusas pero se ve menos afectados por los atípicos que los métodos anteriores.

La siguiente decisión a tomar por el investigador es decidir cuantos conglomerados deben escogerse. Para ello se suele acudir a la matriz de distancias para ver en que momentos hay variaciones significativas en la formación de los conglomerados. Como veremos en nuestro caso, la matriz de correlaciones nos ayudará a este propósito.

2.2.3. Agrupación de las universidades públicas españolas mediante medidas de distancia.

Hemos procedido a realizar un primer análisis clúster basado en medidas de distancia, para clasificar las Universidades Públicas Españolas atendiendo a su oferta de titulaciones agrupadas por ramas de conocimiento. Se ha escogido la distancia euclídea al cuadrado que es la recomendada si posteriormente utilizamos los métodos de Ward o el del centroide. Optamos por el encadenamiento medio (entre grupos), los resultados aparecen en la figura 1.

Observando el dendograma, comprobamos que algunas agrupaciones muestran resultados confusos y difícilmente interpretables. Por ejemplo, si comprobamos la oferta de titulaciones de universidades como la Politécnica de Cartagena o la Universidad de Cantabria llama la atención que no estén agrupadas con el resto de politécnicas. Esto nos demuestra la sensibilidad que tiene esta técnica de obtención de conglomerados con respecto a la magnitud de los valores y que en nuestro caso explica estos encadenamientos difícilmente comprensibles.

2.2.4. Agrupación de las universidades públicas españolas mediante medidas de correlación.⁸

La insatisfacción con los resultados obtenidos anteriormente nos ha llevado a explorar otro tipo de agrupación atendiendo a medidas de correlación, ya que lo que realmente estamos buscando es un patrón en la oferta de titulaciones por parte de nuestras universidades.

En primer lugar hemos procedido a calcular la matriz de correlaciones⁹. Para ello se ha invertido la matriz de las variables. Ahora las filas son las titulaciones y las columnas son las universidades, por tanto la correlación entre las columnas es la correlación (o similitud) entre los perfiles de las universidades. Ya podemos especificar que entendemos por parecidas, establecemos que son parecidas si tienen una correlación superior a 0,5. Así, un simple vistazo al cuadro nos indica que tenemos universidades parecidas entre sí (correlaciones superiores a 0,5) y diferencias notables entre otras (correlaciones negativas e inferiores a 0,5). Para poder comprender la información que proporciona esa matriz aplicamos un análisis clúster con medidas de distancia. En este caso no tendremos problemas en la formación de conglomerados con las magnitudes; puesto que los valores están estandarizados, al variar entre menos uno y uno. Aplicado el clúster y tomando la distancia euclídea al cuadrado y con agrupación entre grupos obtenemos el dendograma que aparece en la figura 2. Los resultados en este caso son claros e interpretables¹⁰. Se distinguen claramente 3 grupos de universidades¹¹:

Primer grupo. Universidades técnicas: Agrupa 9 universidades, las cuatro politécnicas y las universidades de Cantabria, La Coruña, Cádiz, Córdoba y la Miguel Hernández. En todas ellas destaca un predominio de las titulaciones técnicas. Si acudimos a la matriz de correlaciones observamos que la correlación mínima se produce entre las universidades Politécnica de Cataluña y la Miguel Hernández que tiene un valor de 0,723.

Segundo grupo. Universidades con poco peso de las titulaciones técnicas: Grupo formado por 11 universidades: Complutense, Autónoma de Barcelona, Granada, Pablo Olavide, Valencia Estudio General, Murcia, Autónoma de Madrid, Barcelona, Pompeu Fabra, Santiago de Compostela, Islas Baleares. Engloba todas las grandes universidades en las que en sus comunidades autónomas existe algún tipo de universidad de tipo técnico y por tanto poco

⁸ Aplicando directamente la agrupación a través del coeficiente de correlación de Pearson nos daba también tres grupos casi idénticos (Cádiz, Illes Balears y Santiago de Compostela pasaban al grupo general) con el problema de que la correlación entre Cádiz y Santiago es inferior a 0,5 (0.4791).

⁹ Es la matriz que obtenemos agrupando a través del coeficiente de correlación de Pearson.

¹⁰ Coincide exactamente con la agrupación a través de centroides.

¹¹ Hemos comprobado que intentar formar sólo dos grupos conduciría a agrupar universidades con correlaciones muy bajas. Es por ello que optamos por elegir tres conglomerados.

especializadas en las titulaciones de esa rama. En este grupo la correlación mínima se produce entre las universidades Pompeu Fabra y de Barcelona con valor de 0,711.

Tercer grupo. Universidades con una oferta más variada entre titulaciones sin observarse especialización: Aparecen las otras 27 universidades, su rasgo es que ofrecen todo tipo de titulaciones. Parece lógico que aparezcan en este grupo aquellas que son únicas en sus comunidades autónomas como son la de Extremadura, Zaragoza, País Vasco, Pública de Navarra, Rioja, Castilla La Mancha, Oviedo. La correlación mínima se da entre la universidad de Extremadura y la de Alicante con un valor de 0,697.

2.2.5. Algunas consideraciones sobre los resultados obtenidos.

En primer lugar, si se pretende evaluar a las universidades públicas españolas en su conjunto, parece que debemos contar con unos datos sobre inputs y outputs, agregados/desagregados al nivel de rama de conocimiento, en aquellos casos en que puedan existir diferencias. Si ello no es posible, sería más adecuado realizar la evaluación de la eficiencia para cada uno de los grupos obtenidos. Si dispusiésemos de esos datos, podríamos tratar de analizarlas de manera conjunta ya que el agrupamiento anterior lo que nos garantiza es que existe homogeneidad dentro del grupo. Pero no estamos ante departamentos estancos. Si se observa la matriz de correlaciones, existen universidades pertenecientes a un mismo grupo con correlaciones entre ellas inferiores a las que tienen con otras pertenecientes a otros grupos. Como ejemplo, la Universidad de Extremadura tiene una correlación de 0,9133 con la de Almería que pertenece a su mismo grupo; pero correlaciones superiores (0,9831) con la de Cádiz perteneciente al grupo de las técnicas.

En segundo lugar, y en caso de intentar analizarlas conjuntamente, esos resultados pueden servirnos para realizar un control ex post del análisis de eficiencia. Si observáramos que alguna entidad ineficiente tiene como referente una universidad con un patrón distinto (baja correlación entre ellas) en las ofertas de titulaciones, nos estaría indicando algún tipo de error al seleccionar las variables.

En tercer lugar, si se pretende realizar análisis con una perspectiva temporal, eso permite ver como ha ido evolucionando una misma universidad, deberemos ser cautelosos y comprobar si han variado en el tiempo los grupos con los que se compara esa universidad.

En cuarto lugar, el buscar agrupaciones mediante la tradicional técnica del análisis clúster basada en las medidas de distancias debe realizarse con la cautela suficiente sabiendo el investigador qué es lo que realmente quiere agrupar y cómo. En nuestro caso es más apropiado la búsqueda de un patrón de comportamiento y por tanto una agrupación basada en medidas de correlación.

3. CONCLUSIONES.

En este trabajo nos hemos propuesto establecer un criterio objetivo para clasificar a nuestras universidades atendiendo a su homogeneidad, al no encontrar en la literatura ningún trabajo que nos convenciera en su tratamiento. Hemos partido del supuesto de que consideramos homogéneas aquellas que tienen una oferta de titulaciones parecida.

Con ello pretendemos abordar un paso previo crucial a realizar en cualquier análisis de eficiencia. En nuestro caso, al tratarse de entidades públicas, parece adecuada la metodología DEA. Es una metodología de evaluación relativa, es decir, que tanto para fijar la frontera de las mejores prácticas como para calcular los valores de las ineficiencias observadas, se comparan entre sí las unidades escogidas. En estos casos la importancia de este paso previo es decisiva, ya que los resultados y su significatividad dependen de esa homogeneidad.

Hemos podido comprobar que el recurrir al análisis clúster basado en las medidas de distancia, prácticamente hegemónico en la literatura cuando tratamos con datos métricos, obtenemos unos resultados confusos. Achacamos estos resultados al sesgo que impone la magnitud de los valores de las variables a esta técnica. Si realmente lo que buscamos son patrones de comportamiento debemos acudir a la agrupación tomando medidas de correlación. Considerando que como mínimo deben tener dentro de los grupos una correlación de 0,5; hemos realizado un análisis en dos etapas cuyos resultados se adecuan a los criterios que hemos fijado. Hallamos la matriz de correlaciones, y sobre ella aplicamos un análisis clúster con medidas de distancia.

Los resultados así obtenidos, nos clasifican a las universidades españolas en tres claros grupos dependiendo de su especialización en la oferta de titulaciones. Por un lado, las que hemos denominado técnicas; por otro lado, las que se especializan en otras ramas siendo residual su oferta de titulaciones técnicas; por último, un tercer grupo, el más numeroso, en el que no se detecta mucha o poca especialización en ninguna de las ramas de conocimiento.

Por último, estos resultados nos indican que en principio deberíamos realizar esa evaluación para tres grupos distintos. Los grupos nos garantizan la homogeneidad dentro de ellos pero se observa que entre las 47 universidades existe una continuidad en la especialización de las mismas, de más a menos técnicas y eso se refleja en que, aunque el clúster nos las agrupe en distintos conglomerados, existen universidades pertenecientes a grupos distintos que pueden tener entre ellas correlaciones superiores a las que tienen con algunas de sus propios grupos. En la medida en que los datos de los inputs y de los outputs estén disponibles, cuando sea necesario, agrupados por ramas de conocimiento; se podría proceder a realizar el análisis como un único grupo. Y además, las correlaciones entre universidades permitirían comprobar si las eficiencias al final obtenidas tienen sentido.

5. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABBOTT, M. y DOUCOULIAGOS, C. (2003): "The Efficiency of Australian universities: a data envelopment análisis", *Economics of Education Review*, Vol. 22, nº 1, pp. 89-97.
- AHN, T.; ARNOLD, V., CHARNES, A. y COOPER, W. W. (1989): "DEA and Ratio Efficiency Analyses for Public Institutions of Higher Learning in Texas", *Research in Governmental and Nonprofit Accounting*, vol. 5, pp. 165-185.
- AHN, T.; CHARNES, A. Y COOPER, W.W. (1988): "Some Statistical and DEA Evaluations of Relative Efficiencies of Public and Private Institutions of Higher Learning", *Socio-Economic Planning Sciences*, vol. 22, nº 6, pp. 259-269.
- AHN, T. Y SEIFORD, L.M. (1993): "Sensitivity of DEA to Models and Variable Sets in a Hypothesis Test Setting: The Efficiency of University Operations," in *Creative and Innovative Approaches to the Science of Management*, Y. IJIRI, ed., Quorum Books, New York, pp. 191-208.
- ATHANASSOPOULOS, A.D. y SHALLE, E. (1997): "Assessing the Comparative Efficiency of Higher Education Institutions in the UK by Means of Data Envelopment Analysis", *Education Economics*, Vol. 5, nº 2, pp.117-134.
- ALBI, E.; GONZÁLEZ-PÁRAMO, J.M. Y LÓPEZ CASASNOVAS, G. (1997): *Gestión pública. Fundamentos, técnicas y casos*, ed. Ariel, Barcelona.
- CHARNES, A.; COOPER, W.W. y RODHES, E. L. (1978): "Measuring the efficiency of decision making units", *European Journal of Operational Research*, nº 2, pp. 429-444.
- FARRELL, M.J. (1957): "The Measurement of Productive Efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, vol. 120, Part 3, pp. 253-290.
- GANLEY, J.A. y CUBBIN, J.S. (1992): *Public Sector Efficiency Measurement. Applications of Data Envelopment Analysis*, Elsevier, Amsterdam.
- HAIR Jr, J.F.; ANDERSON, R.E.; TATHAM, R.L. y BLACK, W.C. (1999): *Análisis multivariante*, Quinta edición, Prentice Hill Ibérica, Madrid.
- HANKE, M. y LOPOLDSEDER, T. (1998): "Comparing the Efficiency of Austrian Universities. A Data Envelopment Analysis Application", *Tertiary Education and Management*, Vol. 4, nº 3, pp.191-197.

- HERNÁNDEZ ARMENTEROS, J. (2002): *La Universidad española en cifras (2002). Información académica, productiva y financiera*, Observatorio Universitario Conferencia de Rectores de Universidades Españolas, Madrid.
- LOVELL, C.A.K. y MUÑIZ PÉREZ, M.A. (2003): “Eficiencia y productividad en el sector público”, *Papeles de economía española*, nº 95, pp.47-65.
- MANCEBÓN TORRUBIA, M.J. (1998): “La riqueza de los resultados suministrados por un modelo envolvente de datos: una aplicación al sector de la educación secundaria”, *Hacienda Pública Española*, nº 145, pp. 165-186.
- MARINHO, A.; RESENDE, M. y FAÇANHA, L.O. (1997): “Brazilian Federal Universities: Relative Efficiency Evaluation and Data Envelopment Analysis”, *Revista Brasileira de Economia*, Vol. 51, nº 4, pp. 489-508.
- MCMILLAN, M.L. AND DATTA, D. (1998): “The Relative Efficiencies of Canadian Universities: A DEA Perspective”, *Canadian Public Policy- Analyse de Politiques*, Vol. XXIV, nº 4, pp. 485-511.
- NG, Y.C. y LI, S.K. (2000): “Measuring the Research Performance of Chinese Higher Education Institutions: An Application of Data Envelopment Analysis”, *Education Economics*, Vol. 8, nº 2, pp.139-156.
- PINILLOS GARCIA, M. (2003): “Eficiencia del servicio público de atención sanitaria primaria”, *Papeles de economía española*, nº 95, pp.213-225.
- RHODES, E.L. Y SOUTHWICK, L. JR. (1993): "Variations in Public and Private University Efficiency," in *Applications of Management Science. Public Policy Applications of Management Science*, E. L. RHODES y R. L. SCHULTZ (ed.), AJI Press inc., Greenwich, CT, pp. 145-170.
- VISAUTA VINACUA, B. (1988): *Análisis estadístico con SPSS para Windows. Estadística Multivariante*, McGraw Hill, Madrid.

CUADRO 1: OFERTA TITULACIONES AGRUPADAS POR RAMA

UNIVERSIDAD	HUMANIDADES	SOCIALES	EXPERIMENTALES	SALUD	TECNICAS
UALM	3	12	3	1	9
UCA	8	14	5	4	20
UCO	6	8	6	4	12
UGR	19	24	11	6	8
UHU	3	13	2	1	13
UJA	3	13	4	1	12
UMA	8	20	4	4	13
UPO	1	5	1	0	0
USE	13	19	7	6	13
UZA	8	18	7	5	15
UOV	14	20	7	5	20
UIB	9	14	5	1	5
ULL	13	20	9	6	14
ULPGC	9	18	1	5	19
UCN	2	10	2	2	17
UCLM	11	43	4	6	24
UBU	1	12	2	0	10
ULE	6	18	3	3	11
USA	21	35	10	6	19
UVA	12	32	6	4	26
UAB	17	22	10	3	5
UBA	21	23	7	6	3
UDG	6	13	3	1	13
UDL	7	11	1	2	11
UPC	0	0	4	0	48
UPF	2	9	1	0	2
URV	6	14	3	3	9
UAL	11	21	4	3	10
UJCS	3	12	1	0	7
UMH	2	7	6	4	9
UPVA	1	3	2	0	38
UVEG	11	26	8	6	4
UEX	9	18	6	6	21
ULC	4	12	2	5	17
USC	15	20	5	5	10
UVI	6	15	5	1	8
UAH	4	13	3	4	11
UAM	11	13	7	2	2
UCAR	1	15	2	0	10
UCM	19	31	9	9	6
URJC	3	8	1	3	5
UPM	0	1	1	0	32
UMU	8	21	7	6	4
UPCT	0	2	0	0	18
UPNA	0	12	0	1	8
UPV	13	30	9	5	32
URI	4	9	3	0	6

Fuente: HERNANDEZ ARMENTEROS, J. (2002)

CUADRO 2: CORRELACIONES ENTRE RAMAS

		HUMANIDADES	SOCIALES	EXPERIMENTALES	SALUD	TECNICAS
HUMANIDADES	Correlación de Pearson	1	,786(**)	,824(**)	,773(**)	-0,14
	Sig. (bilateral)	.	0	0	0	0,346
	N	47	47	47	47	47
SOCIALES	Correlación de Pearson	,786(**)	1	,631(**)	,728(**)	-0,061
	Sig. (bilateral)	0	.	0	0	0,686
	N	47	47	47	47	47
EXPERIMENTALES	Correlación de Pearson	,824(**)	,631(**)	1	,702(**)	-0,043
	Sig. (bilateral)	0	0	.	0	0,777
	N	47	47	47	47	47
SALUD	Correlación de Pearson	,773(**)	,728(**)	,702(**)	1	-0,046
	Sig. (bilateral)	0	0	0	.	0,759
	N	47	47	47	47	47
TECNICAS	Correlación de Pearson	-0,14	-0,061	-0,043	-0,046	1
	Sig. (bilateral)	0,346	0,686	0,777	0,759	.
	N	47	47	47	47	47

** La correlación es significativa al nivel 0,01 (bilateral).

FIGURA 2: DENDOGRAMA DE LAS CORRELACIONES EMPLEANDO ENCADENAMIENTO MEDIO ENTRE GRUPOS
Rescaled Distance Cluster Combine

