

No. 09-01

2009

MODELOS DE ELECCIÓN DISCRETA: UNA APLICACIÓN A LA DEMANDA POR CUPOS UNIVERSITARIOS EN COLOMBIA.

Andrés Ramírez Hassan

Documentos de trabajo

Economía y Finanzas

Centro de Investigaciones Económicas y Financieras (CIEF)



**UNIVERSIDAD
EAFIT®**
Abierta al mundo

MODELOS DE ELECCIÓN DISCRETA: UNA APLICACIÓN A LA DEMANDA POR CUPOS UNIVERSITARIOS EN COLOMBIA

Andrés Ramírez Hassan[∞]

Resumen: En este artículo se realiza una caracterización cuantitativa de la demanda de cupos universitarios por parte de bachilleres egresados de ciudades intermedias. Esto se realiza a través de modelos de elección discreta. Específicamente se encuentra que el número de programas ofrecidos aumenta la probabilidad de selección de las universidades por parte de los bachilleres, mientras que el ranking universitario está inversamente relacionado con dicha probabilidad. Por otra parte, se encuentra que la posición socioeconómica, medida a través del estrato, es una variable bastante explicativa de la elección universitaria; específicamente, los bachilleres provenientes de estratos bajos y medios tienden a optar por universidades públicas, mientras que los bachilleres de estratos altos seleccionan universidades privadas.

Palabras clave: modelos de elección discreta, utilidad aleatoria, servicios educativos.

Abstract: This article makes a quantitative characterization of high school graduates from intermediate cities and their demand for university places. Specifically speaking, the results show that the number of programs offered by universities increases the probability of choosing the latter, whereas university ranking has an inverse relationship with that probability. On the other hand, the socio-economic state of high school graduates measured by their “estrato” is a variable that explains their choice of university. Specifically, the students from low and middle estratos show a strong trend in terms of choosing public universities, whereas those from high estratos prefer private universities.

Key words: discrete choice models, random utility, educational services.

[∞] Docente e investigador del Departamento de Economía de la Universidad EAFIT.

Contacto: aramir21@eafit.edu.co. Teléfono: 2619549. Medellín, Colombia.

Este artículo es resultado de la investigación caracterización cuantitativa de la demanda de la universidad EAFIT, la cual fue financiada con fondos de la Dirección de Investigación y Docencia de esta misma institución.

Agradezco enormemente la colaboración prestada por el asistente de investigación Leonel Arango Vásquez y a la jefa de mercadeo institucional de la Universidad EAFIT Beatriz Mora y su asistente Hernán Caro.

Introducción

Una de las herramientas básicas para el proceso de planeación de las instituciones es la caracterización cuantitativa de la demanda, puesto que dicho análisis genera un marco de referencia fundamental para la toma de decisiones estratégicas, como por ejemplo lanzar un nuevo producto al mercado. En la medida que se conozca al potencial demandante se pueden implementar campañas institucionales que estén orientadas a influir sobre los principales inductores de los consumidores. Las instituciones universitarias no son una excepción a la regla, especialmente las de propiedad privada, puesto que en general éstas instituciones dependen de la evolución de las matriculas para garantizar su supervivencia financiera. En este orden de ideas, identificar las variables relevantes que inciden sobre la probabilidad de elección de las universidades ofrece pistas interesantes para orientar campañas tendientes a maximizar dicha probabilidad.

El objetivo del presente artículo es determinar cuales son las variables más relevantes que inciden en la probabilidad de elección de las principales universidades colombianas por parte de bachilleres provenientes de ciudades intermedias con una posición socioeconómica media – alta. Esto se realizará a través de modelos de elección discreta, los cuales se proveerán de información recolectada a partir de una serie de encuestas que fueron realizadas en las ciudades objeto de estudio.

Al momento de realizar la presente investigación no se encontraron aplicaciones de este tipo en Colombia. A nivel internacional la literatura al respecto no es muy extensa, pero se puede citar a Modrego (1988), la cual plantea un modelo de elección discreta en dos fases. La primera considera la elección de continuar estudiando, y la segunda, optar por formación técnica o formación universitaria. El objetivo es discriminar las tendencias por sexo considerando variables socioeconómicas. Salas y Martín-Cobos (2004) realizan un modelo Logit binomial donde la variable endógena toma valores dependiendo de si los agentes seleccionan formación técnica o formación universitaria; este modelo se establece en función del nivel educativo de los padres, ingresos familiares y costos de la educación. Otro estudio desarrollado por Carla (2004) pone especial

énfasis en una variable poco explorada en los trabajos tradicionales, la dimensión espacial de los potenciales estudiantes. El trabajo analiza la demanda por educación superior de estudiantes graduados teniendo en cuenta su región de origen, como también la región en la que está ubicada la universidad elegida. Así mismo, Gallet (2007) realiza un análisis econométrico exhaustivo (meta-análisis) sobre el comportamiento de la elasticidad de la demanda de educación superior basándose en tres variables relevantes: el nivel de ingreso del estudiante, el costo promedio de la educación superior y la oferta educativa. Además, tiene en cuenta algunas variables que son características propias de la institución (privada, oficial, duración de los cursos, etc) y otras que lo son de los estudiantes (sexo, raza, nacional, extranjero, entre otras).

El artículo está organizado de la siguiente forma: la primera sección enseña el marco teórico microeconómico, la segunda muestra los resultados obtenidos a partir de la implementación de los diferentes modelos de elección discreta planteados, y finalmente se plantean algunas conclusiones.

1. Marco teórico microeconómico

La interpretación económica de los modelos de elección discreta parte de la utilidad que le genera a los individuos los productos o servicios que éstos demandan. Bajo este contexto, la racionalidad de los agentes económicos hace que se comporten de forma que maximicen la utilidad esperada que les proporciona cada una de las alternativas disponibles dentro de un conjunto exhaustivo y mutuamente excluyente.

Obviamente, la satisfacción de cada uno de los individuos dentro de la muestra no es una variable observable, y lo que realiza el investigador es descomponer dicha variable aleatoria en un componente determinístico y un componente aleatorio (no observable). Al respecto del componente determinístico, se asume cierta forma funcional, la cual depende de una serie de variables que recopilan atributos propios de las alternativas y características inherentes al individuo. Con referencia al componente aleatorio se asumen funciones de densidad específicas, las cuales generan diversos modelos. Las funciones de densidad más utilizadas son la normal, la cual da

origen al modelo Probit, y la función valor extremo tipo uno, la cual genera el modelo Logit. De esta forma, la satisfacción que percibe un individuo por elegir la alternativa j , está dada por:

$$(1) \quad \begin{aligned} U_j &= V_j + e_j \\ j &= 1, 2, \dots, m \end{aligned}$$

Donde V denota el componente determinístico de la satisfacción del individuo, y e es el componente aleatorio de la alternativa en cuestión. Generalmente, se encuentra que la especificación para el componente determinístico de la utilidad del individuo i ésimo es:

$$(2) \quad V_{ij} = x'_{ij}\beta \quad \text{o} \quad V_{ij} = x'_i\beta_j$$

Donde x representa un vector de variables que explican el componente determinístico de la satisfacción.¹ En la primera especificación, las variables son inherentes a la alternativa en cuestión, y en la segunda especificación, las variables dependen del individuo en consideración.

La alternativa que se selecciona es aquella que brinda un mayor grado de satisfacción (U), es decir, la probabilidad de seleccionar la j ésima alternativa es:

$$(3) \quad \begin{aligned} P[Y = j] &= P[U_j \geq U_k, k \neq j] = P[U_k - U_j \leq 0, k \neq j] \\ &= P[e_k - e_j \leq V_j - V_k, k \neq j] = [\tilde{e}_{kj} \leq -\tilde{V}_{kj}, k \neq j] \end{aligned}$$

De la anterior expresión se encuentra que al asumir que el componente aleatorio de la utilidad sigue una distribución de densidad normal, entonces la probabilidad de elección de la j ésima alternativa será una variable aleatoria normal, la cual da origen a los modelos Probit. Si se asume que el componente estocástico de la utilidad es una variable con función de densidad valor extremo tipo

¹ Train (2003) argumenta que cualquier función puede ser aproximada mediante una función lineal en los parámetros.

uno, entonces la probabilidad de elegir la alternativa en cuestión será una variable aleatoria logística, la cual genera los modelos Logit.²

En general, dado que hay m alternativas, la variable dependiente toma el valor j , si la j ésima alternativa es seleccionada, luego, la probabilidad que la j ésima alternativa sea seleccionada será:

$$(4) \quad \begin{aligned} p_j &= P[Y = j] \\ j &= 1, 2, \dots, m \end{aligned}$$

Introduciendo m variables binarias para cada observación Y ,

$$(5) \quad y_j = \begin{cases} 1 & \text{si } Y = j \\ 0 & \text{si } Y \neq j \end{cases}$$

Esto implica que para cada observación sobre Y , exactamente sólo una de las y_j tomará un valor diferente de cero. Luego la función de densidad implícita en el análisis es multinomial, la cual para una de las observaciones se puede escribir como:

$$(6) \quad f(y) = \prod_{j=1}^m p_j^{y_j}$$

Introduciendo los regresores x , la probabilidad que el individuo i seleccione la alternativa j , está dada por:

$$(7) \quad \begin{aligned} p_{ij} &= P[Y_i = j] = F_j(x_i, \beta) \\ j &= 1, 2, \dots, m \\ i &= 1, 2, \dots, N \end{aligned}$$

La función F debe ser tal que las probabilidades pertenezcan al intervalo $(0 - 1)$, y sumen uno sobre j .

² McFadden (1978) propuso una clase general de modelos bajo el supuesto de que la función de distribución conjunta de los componentes aleatorios de la utilidad es valor extremo generalizada, este supuesto genera los modelos Logit Anidados.

Básicamente, el proceso de estimación se fundamenta en Máxima Verosimilitud, donde se asume independencia sobre los individuos y las alternativas. Esto implica que el logaritmo de la función de Verosimilitud está dado por:

$$(8) LL = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^m y_{ij} \ln p_{ij}$$

De esta forma, la condición de primer orden para el estimador Máximo Verosímil será:

$$(9) \frac{\partial LL}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^m \frac{y_{ij}}{p_{ij}} \frac{\partial p_{ij}}{\partial \beta} = 0$$

En este contexto se aplica la teoría asintótica usual, y asumiendo una correcta especificación para el proceso generador de datos de la probabilidad de elección, se tiene $E[y_{ij}] = p_{ij}$, dado que la distribución para y_j es necesariamente multinomial. Luego,

$$(10) \hat{\beta}_{MV} \overset{a}{\sim} N \left(\beta_0, \left(\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^m \frac{1}{p_{ij}} \frac{\partial p_{ij}}{\partial \beta} \frac{\partial p_{ij}}{\partial \beta'} - \frac{\partial^2 p_{ij}}{\partial \beta \partial \beta'} \Big|_{\beta_0} \right)^{-1} \right)$$

Se debe tener presente que el modelo Logit implícitamente asume la hipótesis de Independencia de Alternativas Irrelevantes (IIA), lo cual establece que el ratio de probabilidades entre un par de alternativas pertenecientes al conjunto de elección permanece inalterada ante modificaciones en dicho conjunto, lo cual es un supuesto que debe ser contrastado empíricamente. Este supuesto no está implícito en los modelos Probit, pero el limitante de este último modelo es el desgaste computacional por la evaluación de integrales en $(m - 1)$ variables. En los modelos señalados también están presentes los supuestos de homocedasticidad y no autocorrelación, lo cual implica que se deben utilizar estimaciones robustas de la matriz de varianzas y covarianzas.

2. Ejercicio econométrico

Dado el objetivo de caracterizar cuantitativamente la demanda potencial de cupos universitarios por parte de bachilleres egresados de colegios ubicados en las ciudades de Manizales, Pereira, Armenia, Barranquilla, Cartagena, Santa Marta, Montería, Sincelejo, Apartadó, Cúcuta y Bucaramanga, se realizó una encuesta que recopila información socioeconómica y perfil de preferencias en cuanto a universidades y pregrados. Se enuestaron 459 estudiantes que en el año 2007 se encontraban cursando el grado 11 y que pertenecían a colegios de estratos 4, 5 y 6 con alta calificación académica por parte del ICFES.

Dada una población de 2731 estudiantes pertenecientes a 65 colegios ubicados en las ciudades objeto de estudio, la muestra recolectada implica un nivel de confianza del 95% y un error máximo del 0,035.

A partir de la información recopilada se procedió a estimar una serie de modelos de elección discreta. Esto con el objetivo de analizar la probabilidad de elección de las universidades seleccionadas por parte de los estudiantes encuestados en función de características propias de los individuos, tales como: estrato socioeconómico y disposición a pagar, y atributos inherentes a las universidades, tales como: número de programas de pregrado ofrecidos, ranking nacional y carácter (pública o privada). Todos los ejercicios realizados se fundamentan en una especificación robusta de la matriz de varianzas y co-varianzas tomando en consideración la correlación al interior de las regiones.³

En la tabla 1 se encuentran los valores medios de las variables que se utilizaron para el análisis. En primera instancia se debe aclarar que en el rótulo de *otras* se tomaron en consideración todas aquellas universidades que fueron seleccionadas por los bachilleres pero que sólo eran nombradas cuatro veces o menos.

³ Se especificaron cuatro regiones: región 1 (Armenia, Manizales y Pereira), región 2 (Barranquilla, Cartagena, Santa Marta, Sincelejo y Montería), región 3 (Apartadó) y región 4 (Cúcuta y Bucaramanga).

Se evidencia en la tabla 1 que EAFIT es la universidad con mayor probabilidad muestral, luego le sigue la Javeriana, la Nacional, los Andes y UPB. En general, las universidades públicas son seleccionadas en promedio por los bachilleres de menor estrato socioeconómico y cuya disposición a pagar es inferior comparada con la que exhiben los bachilleres que escogen las universidades privadas.

Tabla 1*. Variables utilizadas en los modelos de elección discreta.

Encuesta, ciudades colombianas intermedias, 2007.

	A	B	C ⁴	D	E	F
EAFIT	11,11%	4	4	17	13	1
ICESI	0,87%	5	4	16	5	1
UDEA	4,79%	3	3	64	116	0
SABANA	1,96%	5	5	16	7	1
ANDES	5,66%	5	6	29	156	1
NORTE	4,57%	4	4	19	14	1
ROSARIO	1,08%	5	4	23	17	1
EXTERNADO	2,39%	5	5	10	15	1
JAVERIANA	9,36%	4	4	43	89	1
TADEO	1,08%	4	3	19	7	1
NACIONAL	7,62%	3	3	81	176	0
USB	1,30%	3	2	18	-	1
UPB	5,66%	4	3	44	11	1
UIS	3,05%	3	2	30	28	0
OTRAS	39,43%	4	4	-	-	1
Total muestra	100%	4	4	-	-	-

Fuente: Cálculo del autor.

En primera instancia se estimó un modelo Logit Condicional del cual se destaca que las universidades que poseen un mayor número de pregrados tienen una mayor probabilidad de ser seleccionadas por los bachilleres; además se encuentra que la variable ranking es estadísticamente significativa, pero posee signo negativo; es decir, según la información muestral y el modelo propuesto, las universidades que poseen mejor escalafón presentan una menor probabilidad de ser seleccionada “*ceteris paribus*”. La explicación a este hecho se fundamenta en la alta probabilidad muestral que posee el rótulo de *otras*, el cual está conformado por una serie de pequeñas

* A= probabilidad muestral; B= estrato medio (Encuesta desarrollada por mercadeo institucional Universidad EAFIT); C= rango disponibilidad media a pagar (Encuesta desarrollada por mercadeo institucional Universidad EAFIT); D= pregratos ofrecidos (Sitios en Internet de cada universidad); E= ranking nacional (La Nota Económica, guía de las mejores universidades, 2006). y F= Carácter (Pública = 0 / Privada = 1).

⁴ En \$ 1: [500,000-1'500,000]; 2: [1'500,001-2'500,000]; 3: [2'500,001-3'500,000]; 4: [3'500,001-4'500,000]; 5: [4'500,001-5'500,000]; 6: [5'500,001-6'500,000]; 7: [6'500,001-7'500,000]; 8: [Más de 7'500,000].

universidades con un ranking nacional reducido pero que ofrecen programas que no son encontrados en las universidades más reconocidas del país.

El modelo Logit Condicional también muestra que las universidades privadas presentan una mayor probabilidad de ser seleccionadas, lo cual básicamente está asociado a que los colegios objeto de análisis pertenecen a estratos altos (Ver tabla 2).

En la tabla 2 también se presentan los resultados de un modelo Logit Multinomial. A partir de éste, se encontró que la variable *disposición a pagar* no era estadísticamente significativa en la mayoría de los casos, mientras que el intercepto y el estrato socioeconómico sí son estadísticamente significativos. Como era de esperarse, los estudiantes de menor estrato tienden a seleccionar las universidades públicas, en tanto que las universidades privadas presentan una mayor probabilidad de ser seleccionadas por los estudiantes de mayor perfil socioeconómico.

Tabla 2⁵. Modelos de elección discreta Logit: probabilidad de elección.

Colombia, universidades seleccionadas. 2007.

REGRESOR

CLASE

TIPO DE MODELO

$$p_{i1} = \frac{e^{x_{i1}'\beta + w_i'\gamma_1}}{\sum_{l=1}^m e^{x_{il}'\beta + w_i'\gamma_l}}$$

		Condicional	Multinomial	Mixto
Pregrados	Específica	0,050 (0,004)	-	0,033 (0,017)
Ranking	Específica	-0,002 (0,001)	-	-0,001 (0,007)
Carácter	Específica	1,640 (0,161)	-	-1,691 (0,884)
Intercepto	Invariante:			
	EAFIT		0,000	-
	ICESI		-6,819 (2,121)	-6,861* (2,095)
	UdeA		1,609* (1,083)	-0,220 (1,242)
	Sabana		-6,502 (1,437)	-6,517 (1,422)
	Andes		-5,775 (1,161)	-4,193 (1,843)
	Norte		0,582* (1,409)	0,562* (1,376)
	Rosario		-3,826 (1,769)	-3,940 (1,711)
	Externado		-2,851 (0,607)	-2,555 (0,652)
	Javeriana		-0,764* (1,242)	-.5673* (1,155)
	Tadeo		-1,272* (2,712)	-1,388* (2,708)
	Nacional		1,581 (1,157)	-
	USB		0,410* (1,279)	0,232* (1,191)
	UPB		-0,605* (1,357)	-1,506 (0,945)
	UIS		1,889 (1,006)	-
	Otras		1,659 (0,852)	-

⁵ Notas. En los modelos multinomial y mixto EAFIT es el caso base. En el modelo mixto no se introducen las constantes asociadas a la Universidad Nacional, la Universidad Industrial de Santander y Otras debido a la existencia de multicolinealidad. * No estadísticamente significativos al 0,1.

Estrato	Invariante:		
EAFIT	0,000	-	
ICESI	0,904	0,896	
	(0,271)	(0,268)	
UdeA	-0,656	-0,664	
	(0,278)	(0,270)	
Sabana	0,997	0,989	
	(0,263)	(0,263)	
Andes	1,060	1,052	
	(0,211)	(0,211)	
Norte	-0,377*	-0,385*	
	(0,255)	(0,251)	
Rosario	0,344*	0,336*	
	(0,455)	(0,449)	
Externado	0,303	0,295	
	(0,128)	(0,122)	
Javeriana	0,140*	0,132*	
	(0,271)	(0,266)	
Tadeo	-0,264*	-0,272*	
	(0,607)	(0,604)	
Nacional	-0,513	-0,521	
	(0,272)	(0,267)	
USB	-0,686	-0,694	
	(0,186)	(0,185)	
UPB	-0,016*	-0,024*	
	(0,242)	(0,248)	
UIS	-0,881	-0,889	
	(0,188)	(0,185)	
Otras	-0,096*	-0,106*	
	(0,172)	(0,175)	
Log L	-1040,040	-925,320	-926,212

Fuente. Cálculo del autor.

El último modelo que fue realizado es el Logit Mixto, que combina atributos inherentes a las universidades y características propias de los individuos. Se encuentra bajo este modelo que la variable número de pregrados tiene un efecto positivo en la probabilidad de ser seleccionadas, en tanto que las universidades con mayor ranking y de carácter privado tienen una menor probabilidad. Al respecto del perfil socioeconómico de nuevo se encuentra que los bachilleres con mejor posición tienden a seleccionar las universidades privadas.

Al comparar el logaritmo de la función de verosimilitud se encuentra que el modelo a seleccionar debe ser el Logit Multinomial. Además se debe tener presente que a los tres modelos propuestos se les realizó la prueba de Hausman (Hausman test) para corroborar la hipótesis de Independencia de Alternativas Irrelevantes (IIA); en todos los casos se encontró que los modelos cumplen dicha propiedad.

A partir de los modelos propuestos se realizaron una serie de ejercicios de estática comparativa con el ánimo de ilustrar mejor ciertos rasgos característicos de la población encuestada.

Tabla 3. Cambio marginal en los betas asociados a *programas, ranking y carácter*:

Modelo logit condicional. Universidades seleccionadas. 2007.

Universidad	Sensibilidad Programas	Sensibilidad Ranking	Sensibilidad Carácter
EAFIT	-0,95	-0,90	0,00
ICESI	-0,95	-1,12	0,00
UdeA	0,78	3,55	-0,04
Sabana	-0,95	-1,05	0,00
Andes	-0,71	4,34	0,01
Norte	-0,98	-0,96	0,01
Rosario	-1,02	-1,04	0,01
Externado	-0,82	-0,59	0,00
Javeriana	-0,44	4,35	0,01
Tadeo	-1,00	-1,22	0,01
Nacional	3,18	12,81	-0,08
USB	-1,00	-1,42	0,01
UPB	-0,45	-3,76	0,02
UIS	-0,20	-0,16	-0,01
Otras	5,49	-12,84	0,05

Fuente. Cálculo del autor.

En primera instancia se calcularon las sensibilidades de las probabilidades estimadas a partir del modelo Logit Condicional cuando varían marginalmente los betas de los diversos regresores (ver tabla 3).

Se encuentra que cuando los bachilleres encuestados se vuelven más sensibles al número de programas de las universidades, entonces aumenta la probabilidad de seleccionar la Universidad Nacional, la Universidad de Antioquía y las que se encuentran bajo el rótulo de Otras en detrimento de las demás. Por otra parte cuando se vuelve más importante el ranking, aumenta la probabilidad de elegir a la Universidad Nacional, la Universidad de Antioquía, los Andes y la Javeriana. Finalmente, se encuentra que el carácter tiene un efecto bastante reducido sobre los cambios en las probabilidades de selección.

En la tabla 4 se muestran los cambios en la probabilidad de elección de las universidades objeto de estudio ante la creación de un programa adicional por parte de alguna de éstas.

Las universidades que incrementan de forma más significativa la probabilidad de ser seleccionadas son: Javeriana, UPB y Nacional. Por otra parte, las universidades que exhiben un incremento menor en la probabilidad de ser seleccionadas son ICESI y Externado.

Tabla 4⁶. Cambio en la probabilidad de elección ante la creación de un programa adicional.

Modelo logit condicional. Universidades seleccionadas. 2007.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
(1)	0,149	-0,004	-0,007	-0,004	-0,008	-0,005	-0,006	-0,003	-0,017	-0,005	-0,016	-0,005	-0,018	-0,001	-0,049
(2)	-0,004	0,142	-0,006	-0,004	-0,008	-0,005	-0,006	-0,003	-0,016	-0,005	-0,015	-0,005	-0,017	-0,001	-0,046
(3)	-0,007	0,006	0,216	-0,006	-0,012	-0,007	-0,009	-0,005	-0,025	-0,007	-0,023	-0,007	-0,026	-0,002	-0,072
(4)	-0,004	-0,004	-0,006	0,142	-0,008	-0,005	-0,006	-0,003	-0,016	-0,005	-0,015	-0,005	-0,017	-0,001	-0,046
(5)	-0,008	-0,008	-0,012	-0,008	0,267	-0,009	-0,011	-0,006	-0,031	-0,009	-0,029	-0,009	-0,009	-0,002	-0,089
(6)	-0,005	-0,005	-0,007	-0,005	-0,009	0,164	-0,007	-0,004	-0,019	-0,006	-0,017	-0,005	-0,020	-0,001	-0,054
(7)	-0,006	-0,006	-0,009	-0,006	-0,011	-0,007	0,200	-0,004	-0,023	-0,007	-0,021	-0,006	-0,024	-0,002	-0,066
(8)	-0,003	-0,003	-0,005	-0,003	-0,006	-0,004	-0,004	0,106	-0,012	-0,004	-0,011	-0,003	-0,012	-0,001	-0,034
(9)	-0,017	-0,016	-0,025	-0,016	-0,031	-0,019	-0,023	-0,012	0,509	-0,019	-0,059	-0,018	-0,067	-0,004	-0,181
(10)	-0,005	-0,005	-0,007	-0,005	-0,009	-0,006	-0,007	-0,004	-0,019	0,164	-0,017	-0,005	-0,020	-0,001	-0,054
(11)	-0,016	-0,015	-0,023	-0,015	-0,015	-0,018	-0,022	-0,011	-0,059	-0,018	0,479	-0,017	-0,062	-0,004	-0,169
(12)	-0,005	-0,005	-0,007	-0,005	-0,009	-0,005	-0,006	-0,003	-0,018	-0,005	-0,017	0,157	-0,019	-0,001	-0,051
(13)	-0,018	-0,017	-0,026	-0,017	-0,033	-0,020	-0,024	-0,013	-0,067	-0,020	-0,062	-0,062	0,531	-0,005	-0,005
(14)	-0,001	-0,001	-0,002	-0,001	-0,002	-0,001	-0,002	-0,001	-0,004	-0,001	-0,004	-0,001	-0,005	0,040	-0,013
(15)	-0,049	-0,047	-0,047	-0,047	-0,090	-0,055	-0,067	-0,035	-0,183	-0,183	-0,171	-0,052	-0,193	-0,013	1,114

Fuente. Cálculo del autor.

En la tabla 5 se muestran los resultados que se obtienen a partir del modelo Logit Multinomial, específicamente los cambios marginales en la probabilidad asociados a la variable estrato y la elasticidad probabilística estrato de la demanda evaluados en el estrato medio. Como se evidencia,

⁶ (1) EAFIT, (2) ICESI, (3) Udea, (4) Sabana, (5) Andes, (6) Norte, (7) Rosario, (8) Externado, (9) Javeriana, (10) Tadeo, (11) Nacional, (12) USB, (13) UPB, (14) UIS, (15) otras.

el mayor incremento en la probabilidad de ser seleccionada ante un mejoramiento en la posición socioeconómica de los bachilleres se encuentra para la Universidad de los Andes; esto se logra disminuyendo la probabilidad de seleccionar a las universidades públicas. También se encuentra que la mayor elasticidad probabilística se encuentra también para los Andes, específicamente un incremento del 1% en el estrato socioeconómico implica un incremento del 4,66% en la probabilidad de que los Andes sea seleccionado.

Tabla 5. Cambio marginal y elasticidad estrato. Modelo logit multinomial.

Universidades seleccionadas, 2007.

Universidad	Cambio marginal	Elasticidad estrato
EAFIT	1,03%*	0,347*
	(-0,017)	(0,624)
ICESI	0,52%*	4,030
	(0,006)	(0,537)
UdeA	-2,39%	-2,326
	(0,014)	(1,076)
Sabana	1,15%	4,410
	(0,002)	(0,553)
Andes	3,23%	4,664
	(0,004)	(0,316)
Norte	-1,37%*	-1,189
	(0,010)	(0,477)
Rosario	0,46%*	1,749*
	(0,005)	(1,558)
Externado	0,94%	1,582
	(0,001)	(0,371)
Javeriana	2,26%*	0,919*
	(0,014)	(0,593)
Tadeo	-0,21%*	-0,731*
	(0,007)	(2,389)
Nacional	-3,13%	-1,743
	(0,008)	(0,693)
USB	-0,67%*	-2,447
	(0,005)	(0,331)
UPB	0,43%*	0,279*
	(0,010)	(0,747)
UIS	-1,77%	-3,243
	(0,003)	(0,218)
Otras	-0,48%*	-0,046*
	(0,033)	(0,320)

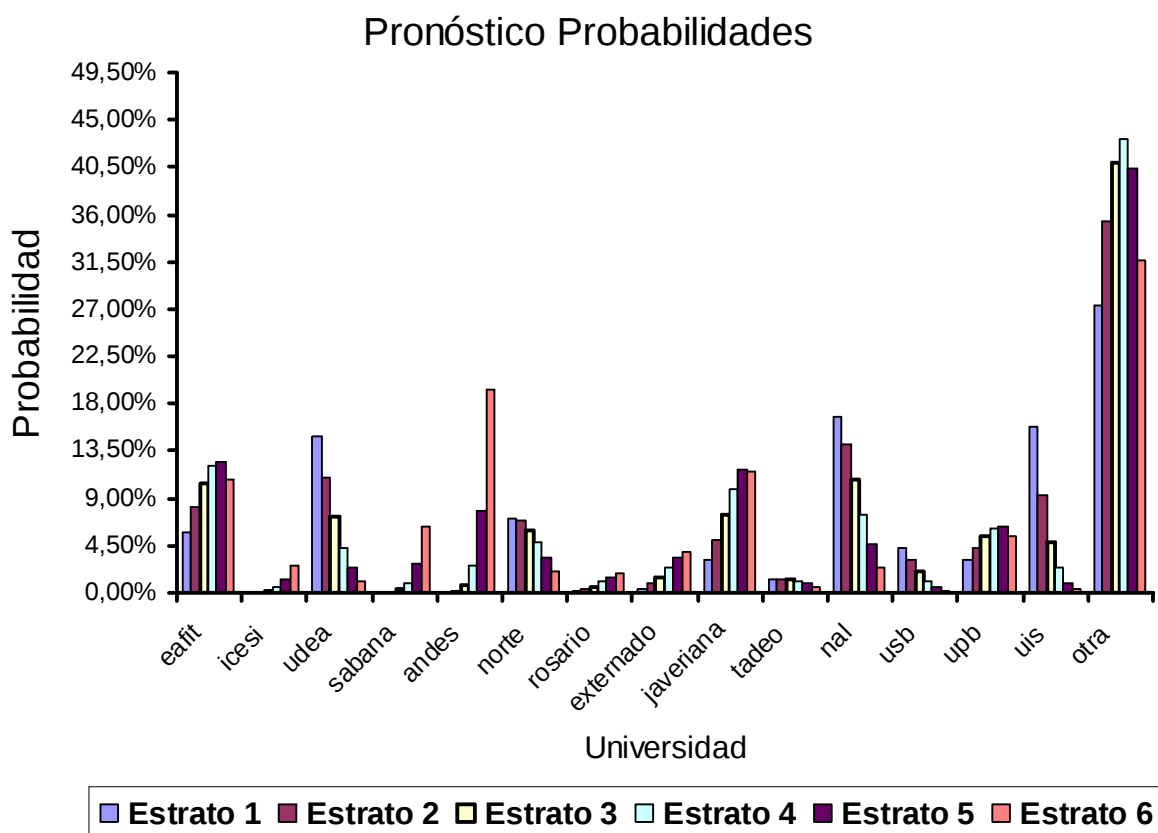
Fuente. Cálculo del autor.

Finalmente se muestra el gráfico 1, el cual recopila la probabilidad de ser seleccionada que se obtiene a partir del modelo Logit Multinomial. Se encuentra como la probabilidad de selección de las

universidades públicas es función decreciente del estrato, mientras que en general, la probabilidad de elección de las universidades privadas es función creciente del estrato.

Gráfico 1. Probabilidad estimada en función del estrato: Modelo Logit Multinomial.

Colombia. Universidades seleccionadas. 2007.



Fuente. Cálculo del autor.

Conclusiones

A partir de los ejercicios realizados se encuentra que el número de pregrados es una variable estadísticamente significativa y con un impacto positivo para determinar la probabilidad de elección de las universidades objeto de estudio, en tanto que el ranking de las universidades colombianas ejerce un efecto negativo sobre la probabilidad de elección. Al respecto de la discriminación entre pública y privada, se encuentra un resultado ambiguo, el cual depende de la especificación del modelo, aunque en general el cambio marginal asociado a esta variable es bastante reducido.

Las universidades que ganan mayor participación ante la generación de un programa adicional son la Nacional y la Universidad de Antioquia, mientras que si los bachilleres se tornan más sensibles al ranking universitario, las universidades más beneficiadas son los Andes, la Nacional y la Universidad de Antioquia.

Uno de los resultados más contundentes de la investigación se fundamenta en el hecho de que pese a la corta edad de los bachilleres encuestados, en promedio 16 años, éstos son bastante conscientes de la situación socioeconómica que evidencian en sus hogares, lo cual se manifiesta en los modelos al observar que los estudiantes de menores estratos tienden a seleccionar las universidades públicas, las cuales por obvias razones presentan matriculas universitarias a precios más reducidos, mientras que los bachilleres de posición socioeconómica más elevada tienden a seleccionar las universidades privadas.

Finalmente hay que tener presente las discrepancias en las probabilidades muestrales de la presente investigación y lo que evidentemente se corrobora cuando se observan las inscripciones en las diferentes universidades del país. Esta discrepancia se explica teóricamente por los conceptos de preferencia declarada y preferencia revelada. En primera instancia, a la hora de realizar análisis de mercado a partir de encuestas, los agentes encuestados declaran ciertas preferencias, lo cual no implica necesariamente que lo declarado sea evidentemente lo revelado, puesto que al responder las encuestas hay una serie de factores que afectan la decisión de los agentes y que no son tomados en consideración por éstos, además de ciertos aspectos del entorno específico que pueden sesgar la respuesta de los encuestados. Este tipo de fenómenos ocasionan

mayores discrepancias cuando la decisión objeto de análisis involucra una cuantía significativa de recursos, específicamente tiempo y dinero. En este orden de ideas, una posible extensión a la presente investigación es realizar el análisis de selección de universidades a partir de las preferencias reveladas por los bachilleres.

Bibliografía

- Gallet, Craig. (2007). "A comparative analysis of the demand for higher education: results from a meta-analysis of elasticities". En: *Economics Bulletin*, Vol. 9, No. 7 pp. 1-14.
- Modrego Rico, Aurelia (1988). "Demanda de educación: resultados de la estimación de un modelo de demanda de educación superior para la provincia de Vizcaya". En: *Revista vasca de economía*. No. 12. Pag. 87 – 96.
- Salas Velasco, Manuel y Martin-Cobos Puebla, Manuel. (2006). "La demanda de educación superior: un análisis microeconómico con datos de corte transversal". En: *Revista de Educación*, 339 (2006), pp. 637-660.
- McFadden, D. (1978). "*Modelling the Choice of Residential Location*". In *Spatial Interaction Theory and Planning Models*, 75 – 96, A. Karlquist, L. Lundquist, F. Snickars, & J. W. Weibull et al. (Eds) Amsterdam, New York, North – Holland.
- Train, Kenneth E. (2003). *Discrete Choice Methods with Simulations*. Cambridge University Press.
- Carla Sa, Raymond; J.G.M, Florax y Piet, Riedvelt. (2004). *Determinants of the regional demand for higher education: a gravity model approach*. Tinbergen Institute Discussion paper.
http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=384861.