

**UN MODELO DE ELECCIÓN MULTINOMIAL DE  
CONSUMO DE ALIMENTOS FUERA DEL HOGAR CON DATOS  
DE ENCUESTA DE HOGARES**

Rodrigo García Arancibia, Edith Depetris Guiguet, Gustavo Rossini  
Departamento de Economía  
Facultad de Ciencias Económicas  
Universidad Nacional del Litoral  
Moreno 2557 - Santa Fe - S300CVE - Argentina  
rgarcia@fce.unl.edu.ar, eguiguet@fce.unl.edu.ar, grossini@fce.unl.edu.ar

Recibido 12 de febrero de 2010, aceptado 30 de abril de 2010

---

**Resumen**

Este trabajo tiene por objetivo identificar y cuantificar la relación empírica entre las características socioeconómicas y demográficas de las familias y el consumo de alimentos fuera del hogar (AFH) en base a la información provista por la Encuesta Nacional de Gasto de Hogares (ENGH). Para ello se especifica un modelo multinomial de utilidad aleatoria sobre la base de respuestas politómicas en función de los motivos o de las circunstancias prevalecientes al momento en que las familias deciden consumir AFH, sea en horas de esparcimiento, por motivos de trabajo o estudio, o bien por ambas razones.

**Palabras clave:** modelo multinomial, utilidad aleatoria, AFH, ENGH.

---

**A MULTINOMIAL CHOICE MODEL OF FOOD AWAY  
FROM HOME CONSUMPTION WITH HOUSEHOLD SURVEY  
DATA**

Rodrigo García Arancibia, Edith Depetris Guiguet, Gustavo Rossini  
Departamento de Economía  
Facultad de Ciencias Económicas  
Universidad Nacional del Litoral  
Moreno 2557 - Santa Fe - S300CVE - Argentina  
rgarcia@fce.unl.edu.ar, eguiguet@fce.unl.edu.ar, grossini@fce.unl.edu.ar

Received February 12<sup>th</sup> 2010, accepted April 30<sup>th</sup> 2010

---

**Abstract**

This paper aims to identify and quantify the empirical relationship between socioeconomic and demographic household characteristics –and their food away from home (FAFH) consumption based on information provided by the Household Expenditure Survey (HES). A multinomial random utility model based on polytomous responses is specified, taking into account the reasons or circumstances prevailing at the time that families choose to consume FAFH: leisure time, work or study reasons, or both.

**Keywords:** multinomial model, random utility, FAFH, HES.

---

## 1. INTRODUCCIÓN

El estudio del consumo de alimentos fuera del hogar (AFH) en un país aporta información relevante sobre la calidad de vida de los habitantes en relación a su forma de alimentarse, como también sobre la importancia del rubro de servicios gastronómicos en cuanto a su oferta de alimentos. El crecimiento de restaurantes de comida rápida acompañado por una demanda propicia ha llevado a cuestionar desde diferentes ámbitos su efecto sobre la salud de los consumidores. Verbigracia, en estudios recientes se ha mostrado la existencia de una relación importante entre el consumo de comidas o bebidas fuera de los hogares y el grado de obesidad (Kyureghian, 2009; Kyureghian, *et al.* 2007).

Una fuente de datos de gran utilidad para analizar el consumo de AFH en Argentina la constituye la Encuesta Nacional de Gasto de Hogares realizada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos, la que adicionalmente brinda información sobre las características económicas, sociales y demográficas de las familias. Por lo tanto, un buen aprovechamiento de la misma mediante metodologías aplicadas para la obtención de resultados que caractericen los factores que intervienen al momento en que un agente/familia decide comprar comidas y/o bebidas fuera del hogar resulta indispensable a los fines de revisar las consecuencias de una alimentación que va de la mano de acelerados cambios en los estilos de vida sobre la salud de la población.

Sobre la base de la teoría del consumidor y sus aplicaciones empíricas, existe un serie de estudios sobre la asociación entre el consumo de alimentos fuera del hogar y variables demográficas, sociales y económicas, como ser género, nivel de instrucción, situación ocupacional o composición del hogar, y el ingreso percibido (Fabiosa, 2008, Gäl *et al.*, 2007; Stewart, 2004; Mihalopoulos, 2001; Nayga Jr, 1992). Dado que la decisión de alimentarse fuera del hogar puede considerarse como una respuesta binaria, varios trabajos se han volcado a este tratamiento, interpretando asociaciones con las características socioeconómicas (Depetris Guiguet *et al.*, 2009) o bien especificando un modelo 'logit' (Nayga Jr. *et al.*, 1992; Nayga Jr., 1993) o por medio de un 'tobit' (Ham *et al.*, 2004), o modelando con más categorías de compra de AFH en función de las distintas comidas horarias, i.e. desayuno, almuerzo o cena, (Kyureghian *et al.*, 2007).

En el espíritu de estos últimos enfoques recae el presente trabajo. En particular, se propone cuantificar y explicar el consumo de AFH en función de las características de los hogares, y a su vez aprovechar la

información adicional que da la ENGH sobre las circunstancias prevaletentes al momento en que un hogar o miembro de éste se enfrenta ante la elección de comer afuera o no. Específicamente, estas circunstancias o motivos de consumo son: esparcimiento u otras razones, como ser trabajo o estudio. En función de ello se especifica un modelo donde la elección de compra de AFH es politómica al tener distintas alternativas para cada escenario prevaletente.

Lo que resta del presente trabajo se estructura de la siguiente manera: en la próxima sección se presenta un modelo econométrico basado en la respuesta multinomial y en la utilidad aleatoria. Luego se explica la utilización de los datos para la aplicación empírica, detallando la selección de las variables explicatorias o covariables. Por último, se enseñan los resultados obtenidos y se dan unas breves conclusiones.

## **2. ESPECIFICACIÓN DEL MODELO**

A los fines de modelar la elección del consumo de alimentos fuera del hogar, se tendrán en cuenta los motivos o circunstancias bajos las cuales un miembro decide consumir alimentos fuera del hogar, que según los datos disponibles de la ENGH puede ser en horas de esparcimiento, por motivos de trabajo, estudio o por otras razones. Dado que se desea cuantificar la relación entre las características de los hogares y la pauta alimenticia en relación a AFH, la elección entre consumir en cada circunstancia o no hacerlo se modela en función de variables económicas y demográficas que hacen a la heterogeneidad de las familias.

Para obtener una especificación bien detallada, en primer lugar se indaga sobre la naturaleza de la variable respuesta, para luego analizar el proceso de elección a partir de la utilidad del agente que elige racionalmente dicha respuesta, obteniendo dos enfoques alternativos: uno más estadístico y otro basado en la teoría económica, ambos equivalentes.

### **2.1. La respuesta multinomial**

La variable respuesta del modelo es una variable aleatoria categorizada  $y$  con  $J$  categorías, donde cada categoría queda definida por una determinada circunstancia o entorno en el que se realiza la decisión de consumir o no alimentos fuera del hogar.

Sean  $p_1, \dots, p_J$  las probabilidades respectivas (i.e.  $p_j = \Pr(y = j)$ ) con  $\sum_{j=1}^J p_j = 1$ , si hay  $n$  observaciones independientes de  $y$  de las que resultan  $y_1$  resultados en la categoría 1,  $y_2$  resultados en la categoría 2 y así sucesivamente, luego se tiene que el vector  $\mathbf{y}' = (y_1, \dots, y_J)$  con  $\sum_{j=1}^J y_j = n$  sigue una distribución multinomial, cuya densidad está dada por:

$$f(\mathbf{y} | n) = \frac{n!}{y_1! y_2! \dots y_J!} p_1^{y_1} \cdot p_2^{y_2} \dots p_J^{y_J} \quad (1)$$

Desde el punto de vista de los ‘Modelos Lineales Generalizados’ resulta conveniente analizar (1) a partir de la distribución Poisson a los fines de compatibilizarla dentro de la denominada Familia de Funciones Exponenciales, ya que cada  $y_j$  puede pensarse como una variable

Poisson con parámetro  $\lambda_j$  tal que  $p_j = \lambda_j / \sum_{j=1}^J \lambda_j$  (McCullagh *et al.*, 1989; Dobson, 2002). Para la distribución multinomial (1) puede probarse que  $E(y_j) = n \cdot p_j$ ;  $V(y_j) = n \cdot p_j \cdot (1 - p_j)$  y  $Cov(y_j, y_k) = n \cdot p_j \cdot p_k$  (Agresti, 2002).

Sea  $\mathbf{x}$  el vector de variables explicatorias del modelo, luego una función de enlace entre el predictor lineal  $\eta_j \equiv \mathbf{x}' \beta_j$  y la esperanza de la variable respuesta, cuando para la misma no existe un orden natural entre las categorías, está dado por la función *logit* entre cada una de las  $J$  categorías (una de ellas tomada como referencia)<sup>1</sup>. Sin pérdida de generalidad, si  $j=1$  es la categoría de referencia, luego

$$\text{logit}(p_j) = \log\left(\frac{p_j}{p_1}\right) = \eta_j = \mathbf{x}' \beta_j ; \quad j = 2, \dots, J \quad (2)$$

---

<sup>1</sup> Otra posible función de enlace comúnmente utilizada es la función de distribución acumulada normal estándar, lo que da origen a un modelo Probit Multinomial, con algunas ventajas sobre la flexibilidad de los supuestos, aunque con un mayor costo computación en relación al Logit Multinomial. En las simulaciones realizadas por Kropko J. (2008) se obtienen evidencias a favor de la utilización del *logit* en respuestas multinomiales.

De estas  $(J - 1)$  ecuaciones simultáneas *logit* bajo la condición de que  $\sum_{j=1}^J p_j = 1$  se obtienen, para una muestra dada, las estimaciones de los parámetros  $\beta_j$ . El modelo (2) puede ser estimado por el método de máxima verosimilitud. Suponiendo que se tienen  $N$  vectores independientes, cada uno con  $J$  categorías, i.e.  $\mathbf{y}_1, \dots, \mathbf{y}_N$  tales que  $\mathbf{y}_i = (y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iJ})$  y  $\sum_{j=1}^J y_{ij} = n_i$  con  $n_i$  fijo para cada  $i = 1, \dots, N$  y sus correspondientes vectores de probabilidades  $\mathbf{p}_1, \dots, \mathbf{p}_N$ . De (1) puede observarse que la verosimilitud será función de estos vectores de probabilidad, y por (2) tales probabilidades pueden expresarse en términos de los parámetros del modelo. De este modo, para la observación  $i$ -ésima la parte relevante (para la maximización) del logaritmo de la verosimilitud estará dado por:

$$l(\mathbf{p}; \mathbf{y}_i) = \sum_{j=1}^J y_{ij} \log p_{ij} \quad (3)$$

Donde las observaciones cumplen que  $\sum_{j=1}^J y_{ij} = n_i$  y las probabilidades que  $\sum_{j=1}^J p_{ij} = 1$ . Dado que se tienen  $N$  observaciones independientes, el logaritmo de la verosimilitud de las mismas es igual a la suma de las verosimilitudes en (3) para cada  $i$ , esto es

$$l(\mathbf{p}; \mathbf{y}) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J y_{ij} \log p_{ij} \quad (4)$$

Luego por medio de la maximización de esta función, teniendo en cuenta la función de enlace entre las  $\mathbf{p}$  y el predictor lineal  $\mathbf{x}'\beta_j$  se obtienen los estimadores máximos verosímiles de los parámetros del modelo, i.e.  $\beta_1, \dots, \beta_J$ <sup>2</sup>.

Por el momento el problema ha sido presentado de acuerdo con la naturaleza estadística de la variable dependiente del modelo, no así en función de su carácter de respuesta o elección de los agentes económicos. En lo que sigue se presenta su equivalente desde el punto de vista de la maximización de una función de utilidad de las familias.

---

<sup>2</sup> Una excelente presentación del proceso de estimación en modelos multinomiales puede verse en McCullagh y Nelder (1989).

## 2.2. Elección en un marco de utilidad aleatoria

El proceso de elección analizado desde el enfoque de la utilidad aleatoria (McFadden, 1974; 1981) supone que la utilidad de un individuo (o familia)  $i$  ante la elección ( $y_{ij}$ ) de una alternativa  $j$  en un espacio  $A$  de alternativas factibles (con cardinal  $|A|=J$ ) puede expresarse mediante la especificación de una componente determinística ( $V_{ij}$ ) y otra aleatoria ( $v_{ij}$ ), i.e.

$$U_{ij} = V_{ij} + v_{ij} \quad (5)$$

En un marco de racionalidad el individuo  $i$  elegirá la alternativa  $j$  siempre  $U_{ij} > U_{ik}$ , para toda  $k \in A$  distinta de  $j$ . Luego, la probabilidad de que el individuo  $i$  elija la alternativa  $j$  está dada por

$$\Pr(y_i = j) = \Pr(U_{ij} > U_{ik}) = \Pr(v_{ik} - v_{ij} < V_{ij} - V_{ik}) \quad \forall k \neq j \quad (6)$$

La forma de especificar el modelo depende del supuesto que se haga sobre los términos de perturbación  $v_{ij}$ . Suponiendo que los mismos son independientes y están idénticamente distribuidos con una distribución de valor extremo tipo I, también conocida como distribución *Gumbel*, luego su función de densidad está dada por

$$f_v(v_{ij}) = e^{-v_{ij}} \cdot \exp(-e^{-v_{ij}}) \quad (7)$$

Dado que por hipótesis  $v_{ij}$  y  $v_{ik}$  son independientes, cualesquiera sean las alternativas  $j \in A$  y  $k \in A$  con  $k \neq j$ , es posible probar que la variable aleatoria definida por la diferencia de ambas  $z_i = v_{ij} - v_{ik}$  tiene una distribución logística estándar<sup>3</sup> por lo que su función de distribución es

$$F_z(z_{ij}) = \frac{1}{1 + \exp(-z_{ij})} \quad (8)$$

---

<sup>3</sup> Cfr. Balakrishnan N. (1992), p. 209-219

Así de (6) y (8) se tiene que

$$\Pr(y_i = j) = \frac{\exp(V_{ij})}{\sum_{k \in A} \exp(V_{ik})} \quad (9)$$

En este trabajo se supone que la componente determinística de la utilidad es función lineal de las características socioeconómicas y demográficas de los hogares, que definen el conjunto de variables regresoras  $\mathbf{x}_i$ , y de parámetros  $\beta$ 's desconocidos. De esta forma (9) puede expresarse como

$$\Pr(y_i = j) = \frac{\exp(\mathbf{x}_i' \beta_j)}{\sum_{k \in A} \exp(\mathbf{x}_i' \beta_k)} \quad (10)$$

De acuerdo a lo que se mencionó anteriormente, el espacio de alternativas  $A$  queda sujeto a las posibilidades que da la Encuesta de Gastos sobre la información brindada respecto a los gastos realizados en alimentos fuera del hogar (AFH). En base a ello se propone una variable categórica  $y_i = j$  con  $j = 1, 2, 3, 4$  (i.e.  $A = \{1, 2, 3, 4\}$  y  $J = 4$ ), donde  $y_i = 1$  si en el hogar  $i$  no se consumen comidas o bebidas fuera del hogar;  $y_i = 2$  si en el hogar  $i$  se consumen comidas o bebidas fuera del hogar sólo en horas de esparcimiento;  $y_i = 3$  si en el hogar  $i$  se consumen comidas o bebidas fuera del hogar sólo por otras razones ajenas al esparcimiento, particularmente por estudio o trabajo,  $y_i = 4$  si en el hogar  $i$  se consumen comidas o bebidas fuera del hogar tanto en horas de esparcimiento como por otros motivos. Esta variable no sólo caracteriza la decisión de consumir o no alimentos fuera del hogar, sino que también permite diferenciar motivos, razones o circunstancias sobre las que se realiza dicha decisión, obteniendo de este modo cuatro alternativas excluyentes. Con ésta, el interés es conocer cómo se comporta la probabilidad de que un determinado hogar decida entre estas cuatro alternativas en función de sus características sociales, económicas y demográficas. Por lo tanto por (10) la probabilidad de que la elección de una familia  $i$  sea la alternativa  $j$ , condicionada al conjunto de variables explicatorias (características del hogar)  $\mathbf{x}_i$  es:



$$p_{ij} = \Pr(y_i = j) = F_j(\mathbf{x}_i, \beta) = \frac{\exp(\mathbf{x}_i' \beta_j)}{\sum_{k=1}^4 \exp(\mathbf{x}_i' \beta_k)} \quad ; \quad j = 1, 2, 3, 4 \quad (11)$$

con  $0 < p_{ij} < 1$  y  $\sum_{j=1}^4 p_{ij} = 1$ . Para asegurar la identificación del modelo, debe fijarse una categoría base para la cual su correspondiente  $\beta_j$  se fija en cero y los demás coeficientes son interpretados con respecto a dicha categoría. Según los objetivos del presente trabajo, resulta natural tomar como base la categoría 1, es decir aquella en la que el hogar decide no consumir alimentos fuera del hogar. Por lo que si  $\beta_1 = 0$  se tiene que

$$\frac{\Pr(y_i = j)}{\Pr(y_i = 1)} \equiv \frac{p_{ij}}{p_{i1}} = \frac{\exp(\mathbf{x}_i' \beta_j)}{1 + \exp(\mathbf{x}_i' \beta_j)} \quad ; \quad j = 2, 3, 4 \quad (12)$$

Que se corresponde con la expresión del logit multinomial dada en (2) con  $J = 4$ . Esto nos dice que el modelo puede pensarse de dos formas equivalentes: a través de un modelo lineal generalizado con componente aleatoria multinomial utilizando la función de enlace 'logit' o por medio de la Utilidad Aleatoria suponiendo que la componente aleatoria sigue una distribución de valor extremo tipo I, siendo este último el enfoque comúnmente adoptado en economía y el que se adopta en el presente a los fines de ser compatibles con la teoría económica del consumidor<sup>4</sup>. Adicionalmente, al tomar la categoría 1 como base, los coeficientes estimados de (12) para cada  $j \neq 1$  pueden ser interpretados tal como los parámetros de un *logit* binario entre la alternativa  $j$  y la 1, pues de (11) y usando que  $\beta_1 = 0$  se tiene que para cada  $j = 2, 3, 4$

$$\Pr(y_i = j | y_i = j \vee y_i = 1) = \frac{\Pr(y_i = j)}{\Pr(y_i = j) + \Pr(y_i = 1)} = \frac{\exp(\mathbf{x}_i' \beta_j)}{1 + \exp(\mathbf{x}_i' \beta_j)} \quad (13)$$

---

<sup>4</sup> A pesar de la equivalencia de estos dos enfoques, la consideración de ambos enriquece la presentación del modelo al expresar la variable explicada por el mismo a través de su distribución estadística 'natural' por un lado, como así también como resultado del proceso de elección racional del consumidor.

Una vez estimados los coeficientes, es posible calcular las probabilidades de que un hogar con ciertas características consuma AFH bajo las distintas circunstancias. A su vez, con dichas estimaciones es posible calcular la tasa de cambio de tales probabilidades ante un cambio marginal (si la regresora es continua) o unitario (si la regresora es binaria) de las variables que caracterizan al hogar, estos son los denominados efectos marginales. De (11) resulta sencillo ver que los cambios marginales (caso continuo) están dados por:

$$\frac{\partial p_{ij}}{\partial \mathbf{x}_i} = p_{ij} \cdot \left[ \beta_j - \sum_{k=1}^4 \beta_k \cdot p_{ik} \right] \quad (14)$$

Como los efectos marginales varían de acuerdo con el valor que asumen las  $\mathbf{x}_i$  a través de las  $p_{ij}$ , una posibilidad es computarlos en los valores medios de las variables explicatorias, por lo que el cambio marginal es representativo del hogar con la característica cercana a la media. Sin embargo, ello no quita la posibilidad de que sean evaluados en cualquier punto de interés del investigador. En este trabajo se presentarán los efectos marginales evaluados en la media, dado el interés general del mismo.

### 3. DATOS Y SELECCIÓN DE VARIABLES

Los datos utilizados corresponden a los últimos publicados de la Encuesta Nacional de Gastos de Hogares (ENGH) 1996-97 elaborada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC). El modelo presentado intenta explotar al máximo la información revelada en estas encuestas en lo que hace al consumo de alimentos fuera del hogar ya sea en bares o restaurantes, definiendo categorías de acuerdo con los motivos de su consumo, donde se precisa el gasto en los mismos durante el período de relevamiento, no así la frecuencia con la que miembros del hogar van a consumir AFH. Específicamente, se tiene una partida de gastos en AFH en horas de esparcimiento y una por 'otras razones', particularmente, por motivos de trabajo o estudio. Con esto se observan cuatro resultados de elección de consumo de los hogares: 1) no realizan ningún gasto en los mismos, 2) consumen sólo en horas de esparcimiento, 3) sólo por motivos de trabajo/estudio u otras razones, y 4) consumo de AFH tanto en horas de esparcimiento como por otros motivos. En base a ellos es que se construye la variable respuesta del modelo con esas cuatro categorías mutuamente excluyentes.

Si bien la aplicación se realiza para toda Argentina, es de esperar diferencias muy importantes en la alimentación del hogar entre las distintas regiones del país. En particular, en lo que hace a AFH se revelan patrones muy diferentes entre la región metropolitana del Gran Buenos Aires (GBA) y el resto de las grandes regiones argentinas (Depetris Guiguet *et al.*, 2009), pues existe una serie de factores que hace a un ritmo de vida diferente (y por lo tanto, a una forma de alimentarse) como lo son las largas distancias que una persona debe recorrer de un destino a otro, los horarios laborales “de corrido”, una oferta mayor y más diversificada de menús en bares y restaurantes, y una mayor variedad de acontecimientos culturales para esparcimiento, entre otros. Por lo tanto, dado que no se cuenta con información explícita de tales factores, pueden pensarse el GBA y el resto de las regiones como dos poblaciones diferentes a los efectos del modelado estadístico. A modo de ilustrar tales diferencias, en la Tabla 1 se presentan las proporciones de hogares que realizan gastos en AFH para cada una de las cuatro categorías. Puede verse que en el GBA alrededor del 50% consume AFH, mientras que en el resto de las regiones tal proporción ronda el 15%. Del mismo modo, son notorias las diferencias de proporciones de hogares que gastan en AFH por motivos de trabajo o estudio, como así también por ambas razones.

<i>CATEGORÍA</i>	<b>GBA</b>	<b>Pampeana</b>	<b>NOA</b>	<b>NEA</b>	<b>Cuyo</b>	<b>Patagónica</b>
1: No consume AFH	56,8	85,3	83,9	87,95	87,18	87,66
2 : Por esparcimiento	6,3	6,81	6,35	5,78	5,19	4,05
3: Por trabajo o estudio	29,9	6,28	8,29	5,48	6,36	7,54
4: Ambas razones	7,01	1,56	1,38	0,78	1,27	0,74

Tabla 1. Proporción de hogares que consumen alimentos fuera del hogar en las regiones argentinas en función de la circunstancia o motivo de consumo

Fuente: Elaboración propia en base a la ENGH 1996/1997

Para el caso del GBA el tamaño de la muestra es de 4.907 hogares y de 22.353 en el resto de las regiones, entre las que se encuentran la Región Pampeana (Córdoba, Buenos Aires, Entre Ríos, La Pampa y Santa Fe), el Noroeste (Salta, Jujuy, Tucumán, Santiago del Estero,

Catamarca y La Rioja), el Noreste (Misiones, Corrientes, Chaco y Formosa), la Región de Cuyo (San Juan, Mendoza y San Luis) y la Región Patagónica (Neuquén, Río Negro, Chubut, Santa Cruz y Tierra del Fuego).

Como covariables se consideran aquellas que caracterizan los aspectos socioeconómicos y demográficos de los hogares, seleccionadas entre las que han mostrado tener efectos en el consumo de alimentos en general (Rossini *et al.*, 2008) y de alimentos fuera del hogar en particular (Depetris Guiguet *et al.*, 2009). Estas se detallan a continuación:

- $d_e$ : edad del jefe de hogar. Variable continua con una media calculada sobre todos los hogares argentinos igual a  $\bar{d}_e = 48,7$  y un desvío estándar de  $DE_e = 15,74$ .
- $d_g$ : indicadora del género del jefe de hogar. Es una variable binaria tal que si  $d_g = 1$  el jefe de hogar es hombre y  $d_g = 0$  es mujer.
- $d_{cm}$ : cantidad de miembros en el hogar. Variable continua con un mínimo de 1 y un máximo de 24, y  $\bar{d}_{cm} \approx 4$ .
- $d_{<14}$ : cantidad de miembros menores de 14 años, con un mínimo de 0 miembros y un máximo de 13. En promedio hay aproximadamente un menor por hogar.
- $d_{>65}$ : cantidad de miembros mayores a 65 años. Variable continua con un mínimo de 0 y un máximo de 4, y  $\bar{d}_{>65} = 0,31$ .
- $d_u$ : nivel de instrucción del jefe de hogar. Esta variable se definió de manera que valga 1 si el jefe de hogar tiene estudios superiores (culminados o no) y cero en caso contrario.
- $g_T$ : gasto total del hogar. Esta es una variable que juega el rol de *proxy* del ingreso, al ser una variable más confiable que los ingresos revelados. En todos los hogares argentinos relevados se tiene que durante el período de la encuesta  $\bar{g}_T = 866,65$  y  $DE_{g_T} = 790,18$ , mostrando con ello una gran dispersión.
- $d_{socupj}$  con  $j = 1,2,3$ : situación ocupacional del jefe de hogar. Esta variable queda representada por medio de tres

variables binarias, esto es,  $d_{socup1} = 1$  si el jefe de hogar es no ocupado,  $d_{socup2} = 1$  si es asalariado y  $d_{socup3} = 1$  si es patrón o trabaja por cuenta propia. Si se considera  $d_{socup1}$  como base luego las dos restantes toman de referencia la situación de no ocupado cuando asumen el valor 0.

- $d_{thj}$   $j = 1, 2, 3, 4$  : tipo de hogar. Similar al caso anterior, esta variable queda representada por medio de cuatro variables binarias:  $d_{th1} = 1$  si el tipo de hogar es unipersonal (tomada como base),  $d_{th2} = 1$  si el hogar es nuclear sin hijos,  $d_{th3} = 1$  en el caso de tipo de hogar nuclear con hijos y  $d_{th4} = 1$  si el hogar es extendido.

- $d_{r/j}$  con  $j = Pam, NO, NE, Cu, Pat$  : para el caso del total de regiones excluyendo el GBA, se incorpora un conjunto de variables *dummies* indicadoras de las cinco regiones restantes: Región Pampeana ( $d_{r/Pam}$ ) la que es tomada como base, Noroeste ( $d_{r/NO}$ ), Noreste ( $d_{r/NE}$ ), Cuyo ( $d_{r/Cu}$ ) y Región Patagónica ( $d_{r/Pat}$ ).

Para la estimación de los parámetros del modelo y de sus efectos marginales se utiliza el paquete 'mlogit' del software STATA.

#### 4. RESULTADOS

Los coeficientes estimados, con sus correspondientes errores estándar, niveles de significación y medidas de bondad de ajuste del modelo para la región metropolitana del GBA y del resto de las cinco regiones, se presentan en las Tabla A1 del Apéndice. Los efectos marginales valuados en la media de la covariable correspondiente se presentan en la Tabla A2 del mismo.

La edad del jefe de hogar para todas las categorías definidas resulta estadísticamente significativa a un nivel del 1% tanto para el GBA como para el resto de las regiones, observándose que a mayor edad del jefe de hogar, menor es la probabilidad de comprar alimentos fuera del hogar. En los efectos marginales se observa que un aumento de 10 años en la edad del jefe de hogar disminuye en 0,006 la probabilidad de compra de AFH en horas de esparcimiento tanto en el GBA como en el

resto de las regiones. Por motivos de trabajo o estudio tal disminución de la probabilidad resulta ser mayor, principalmente en el GBA; mientras que por ambas razones, en el GBA la disminución marginal es mayor en valor absoluto, mientras que en el resto de las regiones es menor.

El gasto total (tomada como variable representativa del ingreso de las familias) resulta ser significativo para todas las regiones mostrando que mientras mayores son los gastos totales, mayor es la probabilidad de que la familia decida consumir fuera del hogar, resultado esperable dado el mayor desembolso monetario que implica alimentarse en bares o restaurantes en relación a los preparados en el hogar. En el GBA una suba en el gasto de 1.000 pesos en un hogar con gastos medios aumenta la probabilidad de consumo de AFH en 0,05 sólo en horas de esparcimiento, en 0,015 sólo por razones de trabajo o estudio y en 0,04 por ambos motivos. Para el resto de las regiones tales cambios de probabilidad por el mismo incremento del gasto son de 0,04, 0,03 y 0,006, respectivamente

La situación ocupacional como asalariado ( $d_{socup2}$ ), en relación a no ocupado (tomada como base), tiene una influencia importante sobre la probabilidad de consumo de AFH por motivos de trabajo o estudio, afectándola de manera directa en todas las regiones, aunque el efecto marginal en el GBA es bastante superior al de las demás regiones. Lo mismo ocurre al considerar la respuesta del consumo por ambos motivos ( $j = 4$ ). Sin embargo, respecto a la categoría de esparcimiento ( $j = 2$ ) tal variable no resulta significativa.

Si el jefe de hogar trabaja por cuenta propia o es patrón en general no es significativo, con la excepción del efecto directo sobre la probabilidad de consumo de AFH sólo por razones de estudio o trabajo que se da en las regiones excluyendo al GBA, con un efecto marginal sobre la probabilidad de compra menor al que se da de pasar de desocupado a asalariado.

En el GBA, el nivel de instrucción, en particular si el jefe de hogar realizó estudios superiores (culminados o no), ejerce una influencia importante en la probabilidad de compra de AFH por razones de esparcimiento y por ambos motivos, no así por estudio o trabajo. En las demás regiones los estudios superiores afectan significativamente la probabilidad de consumo de alimentos fuera de los hogares en las tres categorías. En todos los casos en que el coeficiente resulta estadísticamente significativo, el efecto del nivel de educación superior sobre la probabilidad de compra de AFH es positivo.

Las variables representativas del tipo de hogar muestran ser relevantes en todas las regiones respecto a la probabilidad de compra de AFH. En el GBA se observa que si el hogar es de tipo nuclear con o sin hijos, respecto del hogar unipersonal, las probabilidades de consumo en horas de esparcimiento disminuyen; mientras que si el hogar es extendido, la probabilidad de consumo por razones de estudio o trabajo se incrementa. En el caso del resto de las regiones, las tres variables indicadoras del tipo de hogar resultan significativas sobre todas las probabilidades asociadas a cada categoría de compra de AFH. En cada caso, la probabilidad de consumo de AFH en la circunstancia  $j$  disminuye al pasar de un hogar unipersonal a un hogar nuclear o extendido, dándose los cambios marginales más importantes en el caso de consumo por trabajo o estudio. De esto puede observarse que en rasgos generales el tipo de hogar en el GBA juega un rol más importante sobre la decisión binaria de consumir o no sólo en horas de esparcimiento, mientras que en las demás regiones argentinas también lo es sobre la decisión de consumir o no sólo en horas de trabajo o estudio, como también consumir por ambas razones (i.e. esparcimiento y trabajo/estudio).

Tanto para el GBA como para el resto de las regiones, la cantidad de miembros del hogar resulta ser estadísticamente significativa para las categorías de compras de AFH que lo hacen sólo bajo una determinada circunstancia, i.e.  $j = 2$  y  $j = 3$ . Un aumento de la cantidad de miembros disminuiría la probabilidad de consumo de AFH sólo en horas de esparcimiento, mientras que aumenta la probabilidad de compra sólo por razones de estudio o trabajo. Para el caso de la categoría de consumo de AFH por ambos motivos ( $j = 4$ ), la cantidad de miembros no es significativa. En las Figuras 1 y 2 se presentan las probabilidades predichas por el modelo para ambas categorías ( $j = 2$  y  $j = 3$ ) en función de la cantidad de miembros del hogar. Si bien a simple vista pareciera que las curvas para el resto de las regiones tienen mayor pendiente en valor absoluto que las del GBA, en realidad ocurre lo contrario pues los efectos marginales para el GBA son mayores, en valor absoluto, a los del resto de las regiones (ver Tabla A2). Tal impresión un poco engañosa que se deriva de las figuras se debe a la diferente escala del eje de las ordenadas, el que fue ajustado en cada caso a los fines de resaltar las relaciones funcionales encontradas. Por lo tanto, si ambos gráficos se hubieran trazado en la misma escala, las curvas para el resto de las regiones tendrían una apariencia mucho más 'aplanada', lo que es confirmado por los valores más pequeños de los efectos marginales.

Bajo la hipótesis de que una mayor cantidad de miembros se corresponde con una mayor cantidad de activos<sup>5</sup> (trabajadores y estudiantes), por lo que las chances de gastar en alimentos fuera del hogar es mayor, la primera relación empírica encontrada quedaría justificada. A su vez, las familias de más bajos ingresos suelen corresponderse con una mayor cantidad de miembros en el hogar, por lo que la compra de comidas y bebidas fuera de los hogares en horas de esparcimiento resulta menos accesible. Este argumento apoyaría la segunda relación.

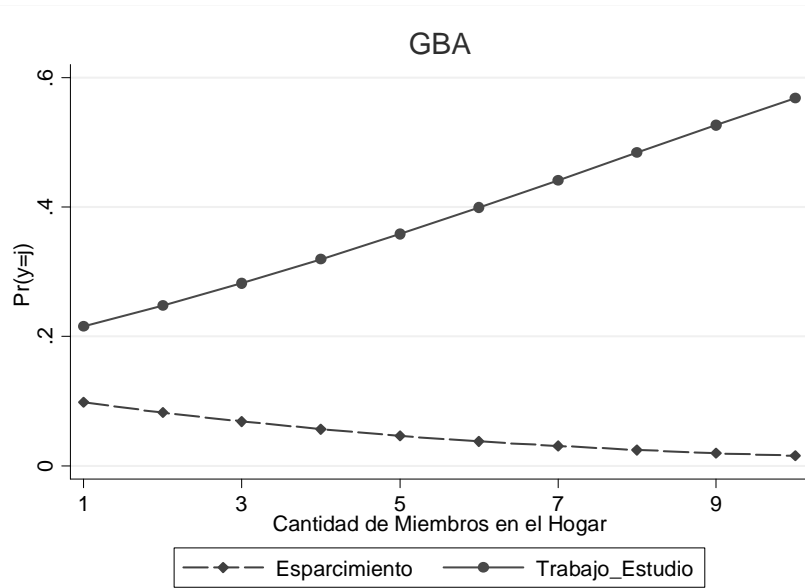


Figura 1. Probabilidad estimada de consumo de AFH y cantidad de miembros del hogar en el GBA

<sup>5</sup> La correlación entre la cantidad de miembros del hogar y la cantidad de activos, excluyendo a los estudiantes, es positiva y del orden de 0,6 en el GBA y de 0,54 en el resto de las provincias (ENGH 1996/97).



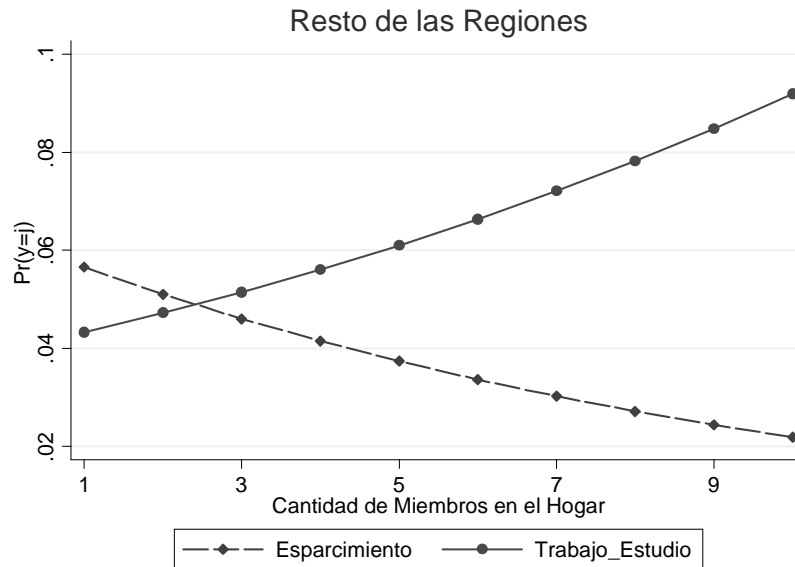


Figura 2. Probabilidad estimada de consumo de AFH y cantidad de miembros del hogar en las regiones argentinas excluyendo el GBA

La cantidad de personas menores de 14 años y mayores de 65 no tiene una influencia importante sobre el consumo por horas de esparcimiento en el GBA, pero afecta negativamente sobre la probabilidad de las otras dos categorías, resultado esperable por la mayor cantidad de pasivos en el hogar. Para el resto de las regiones es a su vez significativa la cantidad de menores de 14 años en el consumo de AFH en horas de esparcimiento, disminuyendo la probabilidad de compra de los mismos cuanto más numeroso es dicho grupo étnico, aunque el cambio marginal es pequeño respecto a la categoría de trabajo/estudio.

El género del jefe de hogar resulta estadísticamente significativo respecto a las compras de AFH sólo por razones de estudio o trabajo en el GBA, mientras que en el resto de las regiones también lo es respecto a las compras en horas de esparcimiento. Los coeficientes estimados muestran que si el jefe de hogar es varón la probabilidad de comprar AFH en horas de trabajo o estudio es menor que si el jefe de hogar es mujer. Específicamente, la chance de consumir AFH en circunstancias distintas al esparcimiento cuando el jefe de hogar es varón es 0,83 veces la chance correspondiente cuando el jefe es mujer (i.e.  $\exp(\beta_{jg}) = \exp(-0,186)$ ), teniendo en cuenta que el cociente de chance

entre la alternativa 3 y 1 viene dado por  $\frac{\Pr(y_i = 3)}{\Pr(y_i = 1)} = \exp(\mathbf{x}_i' \beta_j)$ . A su

vez en el resto de las regiones dicho *odds ratio* es igual a 0,87, por lo que en todas las regiones argentinas hay una chance mayor de compra de AFH por motivos de trabajo o estudio cuando el jefe de hogar es mujer. Esto puede justificarse en la asociación que surge entre 'ser' el jefe de hogar con la participación en el mercado laboral. Por lo tanto, las horas de trabajo extra-hogar reducirían el tiempo gastado por la mujer en las diferentes formas de producción familiar, lo que contribuye a incrementar la demanda de bienes y servicios que permiten ahorrarle tiempo, entre los que se encuentra los AFH, obteniendo una relación positiva entre la demanda de AFH y el valor del tiempo de la mujer, lo que es apoyado por la *household production theory* (Marique *et al.*, 1998). Adicionalmente se tiene que el efecto marginal es mayor en el caso del GBA que en el resto de las regiones, lo que puede ser justificado en este marco por el mayor costo de oportunidad del tiempo en producción doméstica que se da en las grandes urbes generado, en un principio, por las mayores distancias que implican un mayor consumo de tiempo en el traslado personal.

Por el contrario, sobre la categoría de gastos en AFH solamente en horas de esparcimiento, se observa que para las regiones argentinas excluyendo al GBA la probabilidad de que se efectúen tales gastos es mayor si el jefe de hogar es hombre. Asumiendo que aún se mantiene en el interior una mayor cantidad de amas de casa que no trabajan fuera del hogar, el esparcimiento podría incluir el relevo de las mismas de las tareas culinarias. Lo que no ocurre para el GBA, a pesar de que no resulta significativa.

Por último, las variables binarias que caracterizan cada región distinta al GBA describen ciertas diferencias regionales en la elección de consumo de AFH en cada circunstancia. Así, tomando la Región Pampeana como base, los coeficientes estimados (Tabla A1) para la Región Patagónica muestran diferencias significativas respecto a esta región base en cada una de las tres categorías de compra, indicando probabilidades menores en la Patagonia que en la Región Pampeana. Para la Región de Cuyo la probabilidad de compra de AFH en horas de esparcimiento es significativamente menor que en la región pampeana, y mayor en el caso de compras por motivos de trabajo/estudio, aunque tal diferencia no resulta significativa. Entre la región del Noreste y la Pampeana, solamente en la categoría que envuelve ambos motivos, la primera presenta probabilidades significativamente menores, mientras que en el Noroeste sólo las probabilidades de compra por motivos de

trabajo/estudio resultan ser significativamente mayores que en la región base.

## **5. CONCLUSIONES**

Con especificación y corrimiento de un modelo multinomial que busca explotar la potencialidad de la información contenida en la ENGH se identificaron numerosos aspectos y relaciones entre las características socioeconómicas y demográficas de los hogares y las probabilidades de consumo de AFH por diferentes motivos o circunstancias. El análisis ha resultado enriquecido ya que cada categoría de consumo define un determinado entorno donde cada una de tales características actúa de forma distinta dependiendo del mismo, mostrándose en esta aplicación que en su mayoría resultan tener efectos importantes sobre las distintas probabilidades de compra.

Entre las variables seleccionadas las que tienen un mayor impacto sobre las probabilidades de compra de AFH son: la cantidad de miembros, afectando negativamente a la probabilidad cuando la circunstancia corresponde al esparcimiento y positivamente cuando es por motivos de trabajo o estudio; la cantidad de miembros en grupos etáreos de mayor y menor edad en el hogar, disminuyendo las probabilidades de compra en cualquier circunstancia a medida que estos aumentan; el género del jefe de hogar que afecta principalmente las probabilidades en la categoría de trabajo o estudio, aumentando la probabilidad de compra si el jefe es mujer, siendo mayor tal efecto en el GBA que en el resto de las regiones; la educación superior, que afecta de manera positiva las probabilidades de consumo en cada categoría, con mayor efecto sobre la categoría de esparcimiento; la situación ocupacional sobre la categoría de consumo por trabajo o estudio; y el tipo de hogar, para la que se evidencian disminuciones en las probabilidades de compra al pasar de un hogar unipersonal a hogares nucleares y/o extendidos.

Si bien el carácter de este estudio es principalmente metodológico y la aplicación con datos de 1996-1997 es de tipo histórica, su utilización con datos de la ENGH 2004-05 podría ser de gran utilidad para el conocimiento de una situación más actual. Se podrían corroborar a su vez algunas tendencias del consumo de AFH, en función de aquellas encontradas para otros países más avanzados. Dado que aún la información no ha sido puesta a disposición de los investigadores, quedará pendiente la verificación para el futuro.

**BIBLIOGRAFÍA**

Agresti, A. (2002). *Categorical Data Analysis*. 2<sup>nd</sup> edition Wiley ed.

Balakrishnan, N. (ed.) (1992). *Handbook of the Logistic Distribution, Statistics: Textbooks and Monographs*, vol. 123, Marcel Dekker, New York.

Depetris Guiguet, E.; R. García Arancibia (2009). "Diferencias Regionales en el Consumo de Alimentos fuera de los Hogares en los '90". *Actas de las VI Jornadas Interdisciplinarias de Estudios Agrarios y Agroindustriales*, CIEA, Buenos Aires.

Dobson, A. J. (2002). *An Introduction to Generalized Linear Models*, 2<sup>nd</sup> edition, Chapman and Hall/CRC text in statistical science series.

Fabiosa J. (2008). "The Food Away From Home Consumption Expenditure Pattern in Egipt". *Center of Agricultural and Rural Development*, Working Paper 08- WP 474, July.

Gäl A.; Akbay, C.; Özcicek, C.; Özel R.; Ozdes Akbay, A. (2007). "Expenditure Pattern for Food Away From Home Consumption in Turkey". *Journal of International Food & Agribusiness Marketing*, Vol. 19 (4), pp. 31-43.

Ham, S.; Hwang, J.; W. Gon Kim (2004). "Household profiles affecting food-away-from-home expenditures: a comparison of Korean and US households". *International Journal of Hospitality Management* vol. 23 pp. 363-379.

Kropko, J. (2008). "Choosing Between Multinomial Logit and Multinomial Probit Models for Analysis of Unordered Choice Data". *Paper presented at the annual meeting of the MPSA Annual National Conference*, Chicago, IL, Apr 03.

Kyureghian, G. (2009). "Food Away From Home Consumption and Obesity: Is 'Average Consumer' a Myth or Reality?". *Agricultural & Applied Economics Association & The American Council on Consumer Interests Joint Meeting*, Milwaukee, Wisconsin, pp. 26-29.

Kyureghian, G.; Nayga, R. Jr.; Davis, G.; Lin, B. H. (2007). "Food Away From Home Consumption and Obesity: An Analysis by Service Type and by Meal Occasion". *American Agricultural Economics Asociation*, Annual Meeting, Portland, Oregon.

Manrique, J.; H. H. Jensen (1998). "Working Women and Expenditures on Food Away-From-Home and At-Home in Spain". *Journal of Agricultural Economics*, vol. 49, No. 3, pp. 321-333.

McCullagh, P.; J. A. Nelder (1989). *Generalized Linear Models*, Monograph on Statistics and Applied Probability 37", 2<sup>nd</sup> ed., London: Chapman and Hall.

McFadden, D. L. (1974). "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior". *Frontiers in Econometrics*, New York: Academic Press: pp. 105-142.

McFadden, D. L. (1981). "Econometric Models of Probabilistic Choice" in *Structural Analysis of Discrete Data and Econometrics Application*, eds. C. F. Manski and D. L. McFadden, Cambridge, MIT Press: pp. 198-272.

Mihalopoulos V. G.; Demoussis M. P. (2001). "Greek Household Consumption of Food Away From Home: A Microeconomic Approach". *European Review of Agricultural Economics*, vol. 28, N° 4, pp. 421-432.

Nayga, R. Jr.; Capps, O. Jr. (1992). "Determinants of food away from home consumption: An update". *Agribusiness* vol. 8, Issue 6: pp. 549-559.

Nayga, R. Jr. (1996). "Analysis of food away from home expenditures by meal occasion". *Agribusiness* vol. 12, Issue 5: pp. 421-427.

Rossini, G.; Depetris Guiguet, E.; R. García Arancibia (2008). "La Demanda de Alimentos en Argentina. Un Modelo LA/AIDS con datos de Encuesta de Hogares". *Anales de la Reunión Anual de Economía Política*, Córdoba.

Stewart H.; Blisard N.; Bhuyan S.; Nayga R. Jr (2004). "The Demand for Food Away From Home: Full Service or Fast Food?". *USDA Agricultural Economic Report*, N° 859.

**Agradecimientos**

Este trabajo se realizó como parte del Proyecto CAID No. 15-130 de la UNL.

**APÉNDICE**

Var	GBA			Resto de la Regiones		
	2	3	4	2	3	4
$d_e$	-0.0167*** (0.00601)	-0.0167*** (0.00356)	-0.0268*** (0.00641)	-0.0153*** (0.00288)	-0.0188*** (0.00273)	-0.0222*** (0.00608)
$d_g$	-0.0358 (0.165)	-0.186* (0.0960)	0.128 (0.177)	0.236*** (0.0824)	-0.137* (0.0725)	-0.1000 (0.163)
$d_{cm}$	-0.153* (0.0781)	0.163*** (0.0348)	-0.0165 (0.0744)	-0.104*** (0.0325)	0.0855*** (0.0253)	0.00162 (0.0650)
$d_{<14}$	-0.126 (0.0978)	-0.333*** (0.0466)	-0.582*** (0.0984)	-0.222*** (0.0411)	-0.226*** (0.0331)	-0.322*** (0.0831)
$d_{>65}$	-0.139 (0.142)	-0.485*** (0.0882)	-0.514*** (0.177)	-0.0491 (0.0781)	-0.331*** (0.0881)	-0.367* (0.205)
$d_u$	0.409*** (0.155)	-0.0437 (0.106)	0.913*** (0.149)	0.781*** (0.0700)	0.145** (0.0727)	0.945*** (0.138)
$d_{socup2}$	-0.0271 (0.181)	0.928*** (0.102)	0.774*** (0.196)	-0.00604 (0.0856)	0.864*** (0.0874)	0.587*** (0.189)
$d_{socup3}$	-0.0296 (0.184)	0.163 (0.113)	-0.112 (0.219)	0.125 (0.0908)	0.548*** (0.0965)	0.320 (0.211)
$d_{th2}$	-0.640*** (0.243)	-0.0640 (0.177)	-0.485* (0.270)	-0.483*** (0.127)	-1.206*** (0.142)	-1.299*** (0.286)
$d_{th3}$	-0.576** (0.241)	0.279* (0.156)	-0.206 (0.259)	-0.444*** (0.117)	-0.909*** (0.104)	-1.156*** (0.234)
$d_{th4}$	-0.199 (0.295)	0.600*** (0.181)	0.195 (0.310)	-0.290** (0.139)	-0.684*** (0.126)	-0.812*** (0.279)
$g_T$	0.00122*** (7.59e-05)	0.000902*** (6.01e-05)	0.00143*** (7.35e-05)	0.000969*** (3.45e-05)	0.000675*** (3.55e-05)	0.00116*** (5.48e-05)
$d_{r/NO}$	-----	-----	-----	0.100 (0.0794)	0.293*** (0.0729)	0.0236 (0.160)

$d_{r/NE}$	-----	-----	-----	0.0166 (0.0918)	-0.120 (0.0916)	-0.505** (0.222)
$d_{r/Cu}$	-----	-----	-----	-0.210** (0.0983)	0.0191 (0.0898)	-0.118 (0.192)
$d_{r/Pat}$	-----	-----	-----	-1.017*** (0.110)	-0.237*** (0.0857)	-1.496*** (0.238)
Const	-1.584*** (0.375)	-1.413*** (0.238)	-2.462*** (0.394)	-2.254*** (0.175)	-2.064*** (0.170)	-3.541*** (0.347)
N° de Observ.	4907			22353		
LR chi2	1726.73	(g. de l.=36)		2804.04	(g. de l.=48)	
Pseudo R2	0.1687			0.1175		

Nota: Errores estándar entre paréntesis. \*\*\* significativo al 1%, \*\* significativo al 5%, \* significativo al 10%.

Fuente: Elaboración Propia en base a la ENGH 1996/1997.

Tabla A1. Coeficientes del Modelo Logit Multinomial con  $j=1,2,3,4$

Var	GBA			Resto de la Regiones		
	2	3	4	2	3	4
$d_e$	-0.00059* (0.000337)	-0.00286*** (0.000714)	-0.0008*** (0.000247)	-0.00056*** (0.000115)	-0.00094*** (0.000141)	-0.00012*** (3.68e-05)
$d_g$	0.00119 (0.00919)	-0.0408** (0.0200)	0.00733 (0.00625)	0.00933*** (0.00295)	-0.00789* (0.00404)	-0.000627 (0.00103)
$d_{cm}$	-0.0119*** (0.00434)	0.0373*** (0.00696)	-0.00232 (0.00287)	-0.00439*** (0.00130)	0.00472*** (0.00131)	7.53e-06 (0.000390)
$d_{<14}$	0.000413 (0.00550)	-0.0604*** (0.00927)	-0.0189*** (0.00369)	-0.00833*** (0.00163)	-0.0112*** (0.00171)	-0.00180*** (0.000494)
$d_{>65}$	0.00228 (0.00802)	-0.0930*** (0.0178)	-0.0142** (0.00685)	-0.00111 (0.00313)	-0.0171*** (0.00453)	-0.00209* (0.00122)
$d_u$	0.0236** (0.0103)	-0.0322* (0.0195)	0.0476*** (0.00939)	0.0398*** (0.00455)	0.00486 (0.00398)	0.00754*** (0.00159)
$d_{socup2}$	-0.0209** (0.00961)	0.188*** (0.0207)	0.0191** (0.00798)	-0.00254 (0.00339)	0.0480*** (0.00509)	0.00334*** (0.00122)
$d_{socup3}$	-0.00449 (0.00999)	0.0369 (0.0237)	-0.00629 (0.00795)	0.00354 (0.00379)	0.0323*** (0.00648)	0.00181 (0.00147)

$d_{th2}$	-0.0291*** (0.00952)	0.00175 (0.0362)	-0.0151* (0.00794)	-0.0149*** (0.00376)	-0.0424*** (0.00336)	-0.00488*** (0.00078)
$d_{th3}$	-0.0390*** (0.0145)	0.0718** (0.0310)	-0.0103 (0.0102)	-0.0156*** (0.00496)	-0.0494*** (0.00627)	-0.00725*** (0.00186)
$d_{th4}$	-0.0220* (0.0133)	0.135*** (0.0405)	-0.000332 (0.0118)	-0.00952* (0.00491)	-0.0299*** (0.00481)	-0.00381*** (0.00119)
$g_T$	0.00005*** (4.25e-06)	0.000015*** (1.17e-05)	0.000043*** (3.67e-06)	0.000037*** (1.53e-06)	0.00003*** (1.90e-06)	0.000006*** (5.69e-07)
$d_r/NO$	-----	-----	-----	0.00336 (0.00331)	0.0163*** (0.00440)	9.25e-06 (0.000963)
$d_r/NE$	-----	-----	-----	0.00105 (0.00374)	-0.00596 (0.00444)	-0.00255*** (0.000964)
$d_r/Cu$	-----	-----	-----	-0.00792** (0.00343)	0.00151 (0.00477)	-0.000644 (0.00107)
$d_r/Pat$	-----	-----	-----	-0.0300*** (0.00244)	-0.00972** (0.00395)	-0.00574*** (0.000713)

Nota: Errores estándar entre paréntesis. \*\*\* significativo al 1%, \*\* significativo al 5%, \* significativo al 10%

Fuente: Elaboración Propia en base a la ENGH 1996/1997.

Tabla 2. Efectos Marginales con  $j = 1,2,3,4$