

EL COMPORTAMIENTO DE CAMBIO DE CANAL DEL TELESPECTADOR EN *PRIME TIME*. ANÁLISIS A TRAVÉS DE UN PANEL DE AUDIMETRÍA¹

ZAPPING BEHAVIOUR DURING *PRIME TIME*. AN EMPIRICAL ANALYSIS USING A PEOPLE-METER PANEL

Juan Carlos Gázquez Abad², David Jiménez Castillo,
Elvira Sáez González y Manuel Sánchez Pérez
UNIVERSIDAD DE ALMERÍA

RESUMEN

El comportamiento de cambio de canal o zapping se ha convertido en una de las mayores preocupaciones tanto de las cadenas de televisión como de los anunciantes. Dada la escasa atención que ha recibido este fenómeno en la literatura de marketing, este trabajo trata de aportar mayor profundidad y consistencia a esta línea de investigación. Para ello, tras realizar una amplia revisión de la literatura y delimitar las principales teorías y variables que explican el comportamiento de cambio de canal del telespectador, se desarrolla un análisis empírico utilizando datos de visionado procedentes de un panel de audimetría compuesto por 3.749 individuos. Después de efectuar un análisis cluster bietápico que permite conocer las características de los individuos más propensos a cambiar de canal, se utiliza la metodología de los modelos de regresión count-data con efectos directos y moderadores con objeto de analizar el efecto de diferentes tipos de variables sobre el comportamiento de cambio

de canal del telespectador. Los resultados obtenidos sugieren que las variables más influyentes en el comportamiento de zapping del individuo son el número de canales visionados que emiten publicidad en la franja analizada y las variables sociodemográficas relacionadas con el individuo y el tamaño del hogar.

Palabras clave: zapping, panel de audimetría, televisión, prime time.

ABSTRACT

Today Zapping behaviour is one of the main concerns of both TV networks and advertisers. Since the scarce attention devoted to this phenomenon on the marketing literature, this work tries to deep and to provide consistency to this research line. After doing an extensive literature review and delimiting main theories and variables which explain channel-switching behaviour, we developed an empirical analysis using a people-meter panel consisting of 3,749

¹ Esta investigación está financiada con el proyecto de investigación (SEJ2004-07184/ECON) del Ministerio de Ciencia y Tecnología y fondos FEDER.

² Autor de contacto (jcgazque@ual.es).



individuals. We carried out a two-stage cluster analysis to profile zapping-prone audience. Afterwards, we estimated a full and moderating effects stepwise regression model with the aim of examining the effect of different types of variables on viewers' zapping behaviour. The results suggest that the most influential variables in the individual's zapping behavior are the number of viewed channels which broadcast advertising in the analyzed time slot and socio-demographic variables related to the individual and household size.

Keywords: *zapping, people-meter data, TV, prime time.*

1. INTRODUCCIÓN

Actualmente, la televisión sigue siendo el medio publicitario convencional por excelencia. Según los últimos datos de InfoAdex, la inversión publicitaria en televisión en España ascendió a 3.082,1 millones de euros en 2008, lo que supone un 43,394% de la inversión realizada en medios convencionales (un 20,664% sobre el total de inversión) y en torno al 0,33% del PIB.

Según el estudio mensual de Audiencias y Publicidad de Carat TV, el total de horas de emisión de publicidad en televisión en abril de 2007, para las cadenas de televisión nacionales y autonómicas, fue de 982 horas, 41 menos que en marzo. Telecinco se convirtió en la cadena de televisión que más minutos de publicidad por hora emitió al día (11,5). Asimismo, Telecinco fue la que más GRP's registró (64.733), seguida de Antena 3 (54.337) y TVE 1 (49.437). Sin embargo, si analizamos los minutos de publicidad por hora emitidos durante la franja horaria de *prime time*, Antena 3 fue la cadena televisiva que más tiempo dedicó a anuncios, con una media de 13,4 minutos cada 60 segundos. A la vista de estos datos, queda claro que España no cumple con la normativa de Televisión sin Fronteras que limita la dura-

ción de los anuncios publicitarios en televisión a 12 minutos por hora y obliga a que la primera interrupción publicitaria sea a los 45 minutos del comienzo de una película o serie. Sin embargo, estos ingresos extra son básicos para la financiación de todos los operadores de televisión. Las televisiones nacionales y autonómicas facturaron el año pasado más de 3.300 millones de euros, según las estimaciones de InfoAdex.

Según el estudio de Carat mencionado anteriormente, Televisión Española, Antena 3 y Telecinco fueron, en marzo de 2005, las cadenas que más tiempo dedicaron a la emisión publicitaria superando el 20% estipulado por la Ley. De hecho, el 24,2% de la programación en Antena 3 se dedicó a la publicidad, seguido de un 23,3% de emisión publicitaria en Telecinco y un 21% para TVE1. Sin embargo, mientras las cadenas de televisión aumentaron el tiempo de emisión dedicado a la publicidad, el consumo televisivo disminuyó un 6% con respecto a Febrero de 2005. Los españoles vieron una media de 3,7 horas de televisión al día durante el mes de marzo de 2005, mientras que en febrero fueron 4 horas diarias. Según el Observatorio de la Publicidad, en marzo de 2008, la duración media de los bloques publicitarios a lo largo de todo el día fue de 6,4 minutos; en cambio, si tenemos en cuenta sólo el periodo de *prime time*, la duración media ascendió a 7,1 minutos.

El análisis del panorama televisivo realizado justifica que se haya incrementado el interés de los anunciantes, cadenas de televisión e investigadores, por conocer y comprender el comportamiento de visionado de los telespectadores y la influencia del cambio de canal (también conocido como *zapping*) sobre los niveles de eficacia publicitaria en televisión (KRUGMAN ET AL., 1995; VAN MEURS, 1998; ZUFRYDEN ET AL., 1993). Este interés se ha convertido en preocupación al observarse un incremento espectacular del poder y control del individuo sobre su propia exposición al medio, debido a la disposición



generalizada de mandos a distancia o reproductores de video/DVD (SIDDARTH Y CHATTOPADHYAY, 1998; TEIXEIRA *ET AL.*, 2006) (véase tabla 1).

TABLA 1
Equipamiento doméstico de vídeo
y mando a distancia en hogares
de España (%)

	1995	1999	2004
Aparatos de vídeo	60,4	69,8	83,45
Mando a distancia	80,9	90,4	99,14

Fuente: AIMC (2005).

El *zapping* puede ser considerado como una medida comportamental (LYNCH Y STIPP, 1999), ya que pone de manifiesto el grado de atención del telespectador durante el tiempo de visionado (KRUGMAN *ET AL.*, 1995), su motivación para procesar un anuncio (GILMORE Y SECUNDA, 1993), o el grado de lealtad hacia el programa/canal (DANAHER, 1995).

En el presente trabajo se plantea un doble objetivo. El primero consiste en analizar cuál es el perfil de los individuos que muestran una mayor predisposición a hacer *zapping*, y el segundo se centra en estudiar la influencia de variables de programación y publicitarias, así como de características sociodemográficas del individuo sobre su comportamiento de *zapping*. Esto va a permitir medir la eficacia de las variables estratégicas de programación de las cadenas. En este sentido, este trabajo trata de contribuir a la literatura de marketing en varios aspectos:

- 1) Mediante el desarrollo de una amplia revisión de la literatura relevante sobre el comportamiento de cambio de canal, explicando el fenómeno del *zapping* a partir de teorías procedentes de diferentes ámbitos y disciplinas científicas.
- 2) Mediante la utilización de un panel de audimetría con datos desagregados constituido por 3.749 telespectadores, lo que aporta mayor consistencia y fiabilidad a los resultados obtenidos. El valor del tamaño del panel queda patente si examinamos las técnicas de recogida de información y los tamaños muestrales de trabajos previos. Así, por ejemplo, TSE Y LEE (2001) realizan 360 entrevistas personales; HEETER Y GREENBERG (1985) realizan 1.900 encuestas; ZUFRYDEN *ET AL.* (1993) utilizan datos de panel de 584 hogares; y VAN MEURS (1998) analiza un panel audimetría de 1.000 hogares (2.400 individuos). En general, la utilización de técnicas de recogida de información tales como los cuestionarios autoadministrados sobre el recuerdo del individuo acerca de su comportamiento de visionado, las entrevistas, o los datos agregados procedentes de paneles de audimetría, limitan la posibilidad de extraer conclusiones generalizables (TSE Y LEE, 2001).
- 3) Incorporando el comportamiento de lealtad del individuo a través de una variable que mide la “inercia de *zapping*”, referida al comportamiento de *zapping* del individuo en la franja de tiempo anterior a la tomada como referencia para el análisis. Así, si bien es cierto que otros trabajos previos han incorporado el comportamiento de lealtad del individuo (e.g., CRONIN, 1995; DANAHER, 1995), hasta nuestro conocimiento no existen trabajos que lo hayan hecho a través de esta variable.
- 4) Finalmente, se considera que este trabajo supone una contribución importante a la investigación sobre *zapping* a nivel nacional, dado que prácticamente no existen trabajos publicados en nuestro país que analicen empíricamente el comportamiento de cambio de canal del telespectador (e.g., GARITAONANDIA *ET AL.*, 2000; ULLOD, 1994).



2. EL ZAPPING: TEORÍAS EXPLICATIVAS Y REVISIÓN DE LA LITERATURA

Zapping, zipping, flipping, flicking, grazing o *surfing* son distintos términos que se han utilizado para denominar distintos fenómenos de evasión de la publicidad televisiva por parte de los telespectadores (ABERNETHY, 1991; BELLAMY Y WALTER, 1996; CRONIN Y MENELLY, 1992; EASTMAN ET AL., 1995; KAPLAN, 1985; ZUFRYDEN ET AL., 1993).

El *zapping* puede ser explicado desde distintas perspectivas teóricas. Una primera aproximación es la *teoría de los usos y gratificaciones* que explica cómo el uso de dispositivos de evasión de los anuncios que disgustan al telespectador (e.g., mando a distancia) (FRIESTAD Y WRIGHT, 1994) facilita la oportunidad de encontrar contenidos más gratificantes en otras cadenas.

Por extensión de la literatura sobre comportamiento de elección entre marcas (VAN TRIJP ET AL., 1996), la *teoría de la búsqueda de variedad* (*variety-seeking theory*) sugiere que los telespectadores tratan de buscar entre la variedad de programas que emiten las cadenas, con objeto de elegir el que mejor se adapte a sus preferencias en ese momento. Un factor que induce a los individuos a buscar variedad es la curiosidad (STAFFORD Y STAFFORD, 1996). De hecho, se ha demostrado que la búsqueda de variedad de programas es la principal causa para hacer *zapping*, por encima incluso de la evasión de los contenidos publicitarios (GARITAONANDIA ET AL., 2000; ZUFRYDEN ET AL., 1993).

La decisión de hacer *zapping* sobre un anuncio se denomina “*discriminación*” (HEETER Y GREENBERG, 1985), y está causada por el procesamiento cognitivo del mensaje publicitario postulado por las *teorías de procesamiento de la información*. En los modelos de procesamiento de información aplicados a los anuncios televisivos, la etapa de exposición es seguida tradicionalmente por la etapa de atención. El intrusismo de los anuncios en el visionado de la

programación televisiva puede causar la irritación y retirada de atención del telespectador sobre el anuncio (LI ET AL., 2002), iniciándose un proceso de búsqueda o reevaluación de contenidos en otras cadenas (CRONIN Y MENELLY, 1992).

En marketing, los *modelos de actitud* se utilizan en el análisis y comprensión de los efectos del cambio de marca y repetición de la compra, y se postulan como otra posible fuente explicativa de los cambios de canal por parte de los telespectadores. La actitud general hacia la publicidad en el medio televisivo puede dar lugar a la decisión de hacer *zapping* indiscriminadamente sobre todos los anuncios integrantes de los bloques publicitarios (CRONIN Y MENELLY, 1992).

Por último, la corriente modelizadora basada en la *teoría de la elección* se opone a la tradición de los usos y gratificaciones comentada anteriormente. Esta corriente postula que existen determinadas características de contenido de los programas o tipos de programa definidos en términos de las preferencias del espectador. Así, los telespectadores tienen unas opciones de programas preferidos que seleccionan de entre todas las alternativas disponibles. Los tipos de programa han sido utilizados de forma exitosa en los modelos de comportamiento de visionado (HEADEN ET AL., 1979; RUST Y ALPERT, 1984; RUST Y KLOMPMAKER, 1981; RUST ET AL., 1986).

A partir de las distintas fuentes teóricas reseñadas, se han derivado una serie de definiciones sobre el *zapping* en la literatura. Genéricamente, diversos autores se refieren al *zapping* en términos de la “desconexión” que se produce en el individuo en el momento del visionado. Mientras que algunos relacionan el *zapping* con una *desconexión física o comportamental* del individuo al abandonar éste la habitación donde se ubica el aparato de televisión (ABERNETHY, 1991; CRONIN Y MENELLY, 1992; SPECK Y ELLIOT, 1997; TSE Y LEE, 2001), otros autores (e.g., CRONIN, 1995; GILMORE Y SECUNDA, 1993; ZUFRYDEN ET AL., 1993) lo han vinculado



a las *desconexiones mecánicas* derivadas del uso del mando a distancia o de otros dispositivos de filtrado de los anuncios (e.g., el accionamiento del botón *mute*, mediante el cual el individuo silencia la publicidad que está visio-

nando) (TAUBER, 1985; TELLIS Y REDONDO, 2002). La tabla 2 recoge distintas modalidades de *zapping* de tipo mecánico y las causas que las motivan, derivadas de las teorías anteriormente definidas.

TABLA 2
Modalidades mecánicas de *zapping*

Modo de hacer <i>zapping</i>	Explicación
Discriminación (de anuncios concretos)	Los individuos analizan la parte inicial del anuncio y toman la decisión de hacer <i>zapping</i> . Se dan dos casos principalmente: 1) Anuncios que han sido visionados en repetidas ocasiones (SIDDARTH Y CHATTOPADHYAY, 1997). 2) Anuncios escasamente atractivos a nivel visual y/o creativo (WOLTMAN ET AL., 2004).
Evasión (de bloques publicitarios)	Los individuos están condicionados por la experiencia pasada de hacer <i>zapping</i> sobre los anuncios indiscriminadamente.
Búsqueda de variedad (durante los bloques publicitarios)	Los individuos buscan programas alternativos durante el bloque publicitario.
Inconstancia ("grazing") (durante los programas y los bloques publicitarios)	Los individuos permanecen viendo un canal durante un corto periodo de tiempo, haciendo <i>zapping</i> durante los programas y anuncios.
Simultaneidad (durante los programas y los bloques publicitarios)	Los individuos hacen <i>zapping</i> para visionar varios programas emitidos simultáneamente.
Pasividad (durante los programas y los bloques publicitarios)	Los individuos cambian de canal pasivamente por mero aburrimiento (inercia a hacer <i>zapping</i>).

Fuente: Elaboración propia a partir de la propuesta de CRONIN (1995).

Finalmente, autores como SPECK Y ELLIOT (1997) se refieren a la *desconexión cognitiva* que ocurre cuando el individuo deja de prestar atención a los contenidos televisivos para centrarse en otras actividades (e.g., mantener una conversación) (TSE Y LEE, 2001).

De entre las distintas definiciones sobre *zapping* propuestas en la literatura, la tabla 3 agrupa las más relevantes, incluyendo la formulada

por TSE Y LEE (2001) que es la que integra un mayor número de aspectos y que, por tanto, es la más operativa.

En el presente estudio adoptaremos una definición de *zapping* más restrictiva que la propuesta integradora de TSE Y LEE (2001), considerando que el *zapping* es el fenómeno por el cual los individuos que están viendo un programa de televisión cambian de canal. Esta defini-



TABLA 3
Algunas definiciones de *zapping*

Autores	Explicación
TAUBER (1985:5)	“Silenciar el audio de los anuncios mientras se están emitiendo y pasar rápido los anuncios grabados”
KAPLAN (1985:10)	“Cambiar de canal”
CRONIN Y MENELLY (1992:1)	“Abandonar físicamente la habitación”
GILMORE Y SECUNDA (1993:28)	“Cambiar de canal”
ZUFRYDEN ET AL. (1993:58)	“Fenómeno por el cual los individuos que están visionando un programa, cambian de canal”
CRONIN (1995:69)	“Cambio de canal electrónico para evitar los anuncios”
TSE Y LEE (2001:27)	“Evasión de anuncios cuando los individuos que están viendo programas de televisión cambian de canal, o abandonan físicamente la habitación, o se concentran en otras actividades diferentes mientras que el anuncio se está emitiendo”
TELLIS Y REDONDO (2002:155)	“El <i>zapping</i> consiste en evitar los anuncios cambiando de canal de televisión”

Fuente: Elaboración propia.

ción coincide con la adoptada en múltiples trabajos (e.g., DANAHER, 1995; HEETER Y GREENBERG, 1985; KAPLAN, 1985; ZUFRYDEN ET AL., 1993).

Tras una revisión de la literatura, se han identificado cuatro áreas en las que se ha centrado la investigación previa sobre comportamiento de *zapping* fundamentalmente:

- 1) Descripción del fenómeno del *zapping* (KAPLAN, 1985; HEETER Y GREENBERG, 1985) y determinación del perfil de los individuos que hacen *zapping* durante los bloques publicitarios (DANAHER, 1995; HEETER Y GREENBERG, 1985; KRUGMAN ET AL., 1995; YORKE Y KITCHEN, 1985; ZUFRYDEN ET AL., 1993).
- 2) Análisis del impacto de los motivos y la exposición al medio sobre la desconexión

de la audiencia durante la publicidad (FERGUSON Y PERSE, 1993) –aplicación de la teoría de los usos y gratificaciones.

- 3) Estudio de los determinantes del comportamiento de *zapping* analizando las relaciones entre diferentes medidas de la jerarquía de efectos (e.g., emociones y actitud hacia los anuncios) y dicho comportamiento (LEE Y LUMPKIN, 1992; OLNEY ET AL., 1991).
- 4) Análisis de los efectos del comportamiento de *zapping* sobre la eficacia publicitaria (GREENE, 1988; ZUFRYDEN ET AL., 1993).

La tabla 4 muestra una revisión de los principales trabajos que analizan la relación entre la exposición³ al programa, la atención a los mensajes/bloques publicitarios y el comportamiento de *zapping*.

³ La exposición se refiere a individuos de la audiencia tal y como reflejan los ratings del programa.



TABLA 4
Investigaciones sobre la exposición y atención a los anuncios y bloques publicitarios

Autor	Resultados	Metodología
ABERNETHY (1991)	<ol style="list-style-type: none"> 1. La evitación física de los anuncios reduce la exposición en un 20%, mientras que la evitación mecánica tan solo supone un 10%. 2. El 68% restante se expone a los anuncios. 	Meta-análisis
CRONIN (1995)	<ol style="list-style-type: none"> 1. La tercera parte de la audiencia de los programas se pierde debido al uso de mecanismos para evitar los anuncios (<i>zapping</i>). 2. La probabilidad de hacer <i>zapping</i> sobre un anuncio es muy alta si ya se ha hecho <i>zapping</i> sobre el anuncio anterior (<i>zapping</i> de bloques publicitarios). 3. El 40% de los individuos de la muestra no hicieron <i>zapping</i>, pero aquellos que sí lo hicieron evitaron casi todos los anuncios. 	Observaciones en el hogar
DANAHER (1995)	<ol style="list-style-type: none"> 1. Los <i>ratings</i> televisivos caen tan sólo un 5% durante los bloques publicitarios. 2. Entre los principales factores que afectan a los <i>rating</i>, destacan: el tipo de programa, la duración del programa y las características de los bloques publicitarios –número de anuncios y duración–. 	Panel de audimetría de televisión
EHREBERG y TWYAN (1967)	El 40% de la audiencia prestó atención a los anuncios.	Síntesis de varios estudios de Gran Bretaña no publicados
HEETER y GREENBERG (1985)	<ol style="list-style-type: none"> 1. El 50% de la muestra de su estudio usó los mandos a distancia para evitar los anuncios durante la programación en tiempo-real. 2. Los individuos hacen <i>zapping</i> no sólo sobre los bloques publicitarios, sino que también lo hacen sobre la programación televisiva. 	Entrevistas tras la exposición (encuestas-autoinformes de recuerdo)
KAATZ (1986)	El número de individuos que suele hacer <i>zapping</i> va desde el 8 hasta el 36%.	Revisión de diferentes estudios
KAPLAN (1985)	Los espectadores de cintas de videos grabadas previamente hacen <i>zipping</i> sobre más del 50% de los anuncios.	Autoinformes del comportamiento de <i>zapping</i>
KRUGMAN <i>et al.</i> (1995)	<ol style="list-style-type: none"> 1. El 62% del tiempo la audiencia prestó atención a los programas. 2. El 33% del tiempo la audiencia prestó atención a los bloques publicitarios. 	Medida de observación en el hogar 'eyes on screen'
Revisión de LYNCH y STIPP (1999) • Estudio de Starcom	La exposición durante los bloques publicitarios es muy alta, y es aún más alta en aquellos bloques publicitarios cercanos a los programas de mayor <i>rating</i> .	<ul style="list-style-type: none"> • Entrevistas telefónicas tras exposición • Medición del "brainwave" en laboratorio
McSHERRY (1985)	El cambio de canal se incrementa significativamente durante los bloques publicitarios.	Entrevistas tras exposición
METZGER (1986)	Aproximadamente la mitad de la muestra hace <i>zapping</i> sobre los anuncios.	Entrevistas tras exposición
NUTTAL (1962)	Entre el 50 y el 71% de la audiencia vio atentamente el comienzo de los anuncios insertados en programas durante el periodo de 5:45 p.m. a 8:30 p.m.	Entrevistas tras la exposición
RUST y ALPERT (1984)	Aunque a menudo se asume que los espectadores constantemente hacen <i>flipping</i> / <i>zapping</i> / <i>grazing</i> entre canales, los resultados de su estudio muestran todo lo contrario.	Entrevistas tras exposición
SIDDARTH y CHATTOPADHYAY (1998)	Los hogares proclives a hacer <i>zapping</i> suponen el 35% de la muestra.	Panel de <i>scanner</i> y audímetros (<i>single source</i>)
SPECK y ELLIOT (1997)	Es más probable que los telespectadores eviten los anuncios televisivos si son jóvenes, tienen elevados ingresos, ven múltiples canales, si consideran los anuncios como escasamente creíbles, irritantes o que representan un desperdicio de tiempo, si obstaculizan su búsqueda de programas, o si los anuncios impiden su procesamiento. Entre estas variables predictoras del comportamiento evasivo respecto a los anuncios, las más significativas son: la edad, el hecho de impedir el procesamiento y la percepción de que los anuncios son irritantes.	Panel nacional de consumidores
STEINER (1966)	El 47% de la audiencia prestó completa atención a los anuncios.	Observadores en el hogar
TSE y LEE (2001)	Tan sólo una minoría de telespectadores (19,2%) se expone a los anuncios durante los bloques publicitarios.	Entrevistas tras la exposición
VAN MEURS (1998)	Estudio sobre los factores condicionantes del <i>zapping</i> a partir de datos de un panel de audímetros en los Países Bajos mediante el planteamiento de un modelo de regresión multivariable mediante <i>stepwise variable selection</i> : <ul style="list-style-type: none"> • Las características de la campaña publicitaria y del producto no ejercen ninguna influencia en el comportamiento de <i>zapping</i>. Es decir, el tipo de anuncios integrantes del bloque publicitario es irrelevante. • Por el contrario, el comportamiento de <i>zapping</i> puede predecirse en función de las características de los bloques publicitarios y de la programación colindante. • En promedio, los <i>ratings</i> descienden durante los bloques publicitarios 28,6%. Esta pérdida de audiencia es parcialmente compensada por un incremento promedio del 7,1% derivado de los nuevos telespectadores que se incorporan a ver el bloque publicitario. 	Panel de audímetros de televisión
Revisión de WOLFE <i>et al.</i> (1966) de otros estudios: • NY Daily News • Estudio de Representantes de Publicidad Televisiva	Aproximadamente el 33% de la audiencia vio los bloques publicitarios (<i>station break commercials</i>). <ol style="list-style-type: none"> 1) El 84% de la audiencia de <i>prime time</i> vio los anuncios insertados en los programas. 2) El 76% vio los bloques publicitarios de la cadena (<i>station break commercials</i>). 	<ul style="list-style-type: none"> • Entrevistas tras la exposición • Observadores en el hogar
WOLTMAN <i>et al.</i> (2003)	El número de telespectadores que dejó de ver anuncios en el experimento es mayor que el que reflejan las tasas de <i>rating</i> recogidas en estudios que emplean audímetros. Se demuestran efectos multiplicativos positivos del entretenimiento y efectos multiplicativos negativos del valor de la información en la probabilidad de que el individuo continúe viendo la televisión durante un anuncio.	Diseño experimental

Fuente: Elaboración propia.



3. VARIABLES QUE INFLUYEN EN EL COMPORTAMIENTO DE ZAPPING. PROPOSICIONES DE INVESTIGACIÓN

En la literatura se han analizado diversos aspectos como determinantes del comportamiento de *zapping* (DANAHER, 1995; SPECK Y ELLIOT, 1997; VAN MEURS, 1998) dependiendo de cual sea la teoría explicativa del fenómeno asumida como hipótesis de partida. Así, los investigadores procedentes de la corriente de los *usos y gratificaciones* se han centrado en estudiar los contenidos de los programas; aquellos que asumen la *teoría de la búsqueda de variedad* se han concentrado fundamentalmente en la inercia del cambio de canal y los comportamientos de lealtad; los procedentes de la corriente investigadora del *procesamiento de la información* se han concentrado en estudiar las características de los anuncios a nivel individual tales como su creatividad, duración, colocación en el bloque publicitario, etc.; y los procedentes de la *corriente de actitud* se han centrado en la actitud general hacia la publicidad en televisión.

En el presente estudio adoptamos la visión de los investigadores de la *corriente modelizadora* que consideran que son dos los grandes factores que influyen en la decisión de hacer *zapping*: factores de la programación y factores del telespectador.

En principio habría que distinguir entre aquellos trabajos que se centran en estudiar el *zapping* de anuncios concretos (OLNEY ET AL., 1991; LEE Y LUMPKIN, 1992; SIDDARTH Y CHATTOPADHYAY, 1998; SPECK Y ELLIOT, 1997; WOLTMAN ET AL., 2002), y aquellos otros que se dedican a estudiar el *zapping* de bloques publicitarios e, incluso, el *zapping* de programas o canales televisivos (VAN MEURS, 1998), dado que los factores que influyen en uno u otro caso varían considerablemente. Así, el primero parece estar condicionado fundamentalmente por características del anuncio televisivo tales como su contenido y/o su posición en el bloque

publicitario (CRONIN, 1995; DANAHER, 1995; SIDDARTH Y CHATTOPADHYAY, 1998; ZHAO, 1997), mientras que el *zapping* de bloques publicitarios, programas y canales parece depender, en términos generales, del entorno de programación (VAN MEURS, 1998).

Dado que el enfoque del presente trabajo consiste en examinar los factores condicionantes del *zapping* de bloques publicitarios, programas y canales televisivos, nos hemos centrado en tres categorías de variables influyentes: los bloques publicitarios emitidos, la programación televisiva en otros canales, y el telespectador. Esta clasificación surge de la subdivisión de los factores de programación en los dos tipos de contenidos de que ésta consta: contenido televisivo propiamente dicho (e.g., programas) y contenido publicitario (e.g., publicidad, autopromoción de las cadenas), y de la identificación de los telespectadores a partir de sus características sociodemográficas.

3.1. Características de los bloques publicitarios

Entre las características de los bloques publicitarios que influyen en el *zapping* se encuentran la duración del bloque, su posición —central o final respecto al programa— (CRONIN, 1995; DANAHER, 1995; ELLIOT Y SPECK, 1998; KAPLAN, 1985; SIDDARTH Y CHATTOPADHYAY, 1998; VAN MEURS, 1998; YORKE Y KITCHEN, 1985), la franja horaria de emisión, la parte de la semana en que se emite —días laborables *versus* fin de semana— (VAN MEURS, 1998) y el tipo de publicidad que contiene —autopromoción de la cadena televisiva *versus* anuncios propiamente dichos— (DANAHER, 1995; VAN MEURS, 1998). De todas ellas, dado que nuestro estudio se centra en la franja horaria de *prime time* de tres días concretos de la semana, tan sólo hemos incluido la *duración del bloque*. Los trabajos que han analizado la *parte del día* como variable determinante del comportamiento de *zapping*, arrojan evidencias empíricas contra-



puestas. Así, mientras que algunos autores (e.g., ZUFREYDEN *ET AL.*, 1993) obtienen mayor probabilidad de cambio en los anuncios emitidos durante *prime time*, otros (e.g., MCSHERRY, 1985) indican la existencia de un menor nivel de cambio de canal durante dicha franja. En general, el grueso de la investigación muestra un incremento del cambio de canal conforme nos acercamos a la franja horaria de *prime time*. Según datos de SOFRES A.M. (1995), en España la cantidad de cambios comienza a incrementarse al final de la mañana, mientras que en Holanda es a partir de las 18:00 h. y en Italia no se producen hasta bien entrada la noche (CAPOCASA *ET AL.*, 1985).

Respecto a la *duración del bloque publicitario*, la mayor parte de trabajos (DANAHER, 1995; VAN MEURS, 1998) indican que cuanto más duradero sea el bloque, mayor es la probabilidad de cambio de canal por parte del telespectador. Generalmente, los trabajos que utilizan en su metodología datos de panel de audiometría miden la duración en formato horario (VAN MEURS, 1998; SIDDARTH Y CHATTOPADHYAY, 1998), pero también puede ser medida en número de *spots* publicitarios emitidos (DANAHER, 1995). Consecuentemente, enunciamos la proposición de investigación 1 como:

La duración de los bloques publicitarios del canal de visionado en la franja horaria considerada influye positivamente en la probabilidad de cambio de canal por parte del telespectador (P_1)

Además, se añaden dos nuevas variables influyentes: i) el número de canales en los que se emite publicidad; y ii) el número de bloques publicitarios emitidos en el canal elegido por el telespectador. Tal y como demuestra el estudio de VAN MEURS (1998), la audiencia procedente de otros canales debido a la evasión publicitaria, justifica la inclusión de la variable *número de canales en los que se emite publicidad* en nuestro estudio. Además, esta variable también recoge de manera indirecta la influencia positiva del incremento del número de canales a los

que se exponen los individuos sobre el *zapping*, como indican los estudios de HEETER Y GREENBERG (1985), FERGUSON Y PERSE (1993) y SPECK Y ELLIOT (1997). Por tanto, enunciamos la proposición de investigación 2 como:

El número de canales televisivos con publicidad disponibles influye positivamente en la probabilidad de cambio de canal por parte del telespectador (P_2)

Las conclusiones de la investigación de SPECK Y ELLIOT (1997) apuntan que la percepción de la publicidad es la variable explicativa más importante en la determinación del comportamiento evasivo de los anuncios en los medios audiovisuales. Conclusiones similares fueron obtenidas con anterioridad por DANAHER (1995). Así, algunos estudios plantean que el *clutter* percibido por los telespectadores puede ser inferior si se colocan bloques publicitarios más cortos pero a intervalos de tiempo también menores, que al contrario (EPSTEIN, 1998; KITCHEN Y YORKE, 1986). Por ello, una cuestión a considerar son las *estrategias de programación de la publicidad* que implementan las cadenas televisivas, ya que establecen una relación *trade-off* entre la duración y el número de bloques publicitarios incluidos en una determinada franja horaria (EPSTEIN, 1998). Por consiguiente, enunciamos la proposición de investigación 3 como:

La interacción entre la duración y el número de los bloques publicitarios insertados en la franja horaria considerada (mayor duración-mayor número de bloques) influye positivamente en la probabilidad de cambio de canal por parte del telespectador (P_3)

Este fenómeno justifica, además, la inclusión en nuestro estudio de la variable *número de bloques publicitarios* emitidos por el canal elegido por el telespectador, dando lugar a la proposición de investigación 4:

El número de bloques publicitarios del canal de visionado en la franja horaria consi-



derada influye positivamente en la probabilidad de cambio de canal por parte del telespectador (P₄)

3.2. Características de la programación televisiva en otros canales

Además de las características de los programas emitidos antes y después de los bloques publicitarios, el tipo de programa y su duración también influyen en el comportamiento de visionado (DANAHER, 1995; VAN MEURS, 1998).

Respecto al *tipo de programa*, trabajos previos indican que las películas, los deportes, las series y los concursos causan un incremento de cambios de canal durante los bloques publicitarios (DANAHER, 1995; VAN DEN BERG Y RUSTER, 1992; BILLET CONSULTANCY LTD., 1992), mientras que las comedias de situación (*sitcoms*) y los informativos reducen la probabilidad de hacer *zapping* (CAPOCASA ET AL., 1985; HORSLEY, 1986; VAN MEURS, 1998). Esta última circunstancia puede deberse no sólo al género, sino también a la corta duración promedio de ambos géneros (alrededor de 30 minutos). Si la programación del mismo canal ejerce mucha influencia en el comportamiento de *zapping*, es de suponer que la *programación de los otros canales* también influirá en el mismo. Por tanto, la duración de los bloques publicitarios en los otros canales, así como diferencias marcadas en el género de los programas entre diferentes canales de televisión, podrían causar un mayor comportamiento de *zapping* (VAN MEURS, 1998). Este incremento del *zapping* se ve sustentado por el comportamiento de búsqueda de variedad que desarrollan ciertos individuos. Todo lo anterior nos lleva a formular la proposición de investigación 5:

La probabilidad de hacer *zapping* se incrementa si la programación de los diferentes canales difiere marcadamente en su género (P₅)

3.3. Características del individuo

La mayoría de trabajos indican que las características del individuo y del hogar influyen intensamente en el comportamiento de *zapping* (VAN MEURS, 1998). Además de las características sociodemográficas (e.g., edad, sexo, nivel de ingresos) (SPECK Y ELLIOT, 1997; VAN MEURS, 1998), otros aspectos cognitivos, afectivos y comportamentales han sido examinados en la literatura (e.g., la actitud del individuo hacia la publicidad televisiva en general –ABERNETHY, 1991; CRONIN Y MENELLY, 1992, el historial de compras previo en la categoría de producto anunciada– SIDDARTH Y CHATTOPADHYAY, 1998).

Considerando aspectos comportamentales del individuo, algunos estudios han indicado la importancia de conocer las reacciones previas de los telespectadores a los contenidos televisivos para predecir su comportamiento futuro (e.g. KAUFMAN Y LANE, 1994). Así, las *audiencias de los programas* y sus efectos, como es el caso de la herencia o lealtad, ejercen su influencia sobre el *zapping* en sentido inverso. Según VAN MEURS (1998) y el estudio de *Starcom* recogido en el trabajo de LYNCH Y STIPP (1999), un programa con elevados *ratings* puede paliar el descenso de los *ratings* que se produce durante las pausas publicitarias, poniendo así de relieve la existencia del “efecto del doble riesgo”, no sólo entre diferentes programas sino incluso para los bloques publicitarios circundantes. También DANAHER (1995) pone de manifiesto la existencia de cierta lealtad al canal y CRONIN (1995) señala que la probabilidad de hacer *zapping* durante la emisión de un anuncio se incrementa si se ha hecho *zapping* en el anuncio anterior (*block zapping*). A partir de las teorías de visionado de televisión existentes, extendemos este fenómeno a la programación televisiva en general, adoptando el “efecto herencia” ya comentado. En este sentido, proponemos el término “inercia de *zapping*” para describir la propensión de un individuo a cambiar de canal cuando ya ha cambiado previamente, en un claro comportamiento de repetición. No obstante, no se han encontrado



estudios que recojan de forma explícita la “inercia de *zapping*” que hemos incluido en la proposición de investigación 6:

La probabilidad de hacer *zapping* se incrementa si en la franja horaria anterior también se hizo *zapping* (P₆)

Considerando las características sociodemográficas, el perfil de los individuos que hacen *zapping* suele estar compuesto por hombres, de edades jóvenes y niveles de ingresos superiores (KRUGMAN *ET AL.*, 1995; SPECK Y ELLIOT, 1997; ZUFRYDEN *ET AL.*, 1993), aunque los estudios previos parten de análisis descriptivos y escasamente se han contrastado estadísticamente las diferencias entre sexos y edades y la significatividad de su influencia sobre el *zapping* (un ejemplo contrario en este sentido es el trabajo de VAN MEURS, 1998). Por tanto, se plantean las siguientes proposiciones de investigación:

Los jóvenes presentan mayores probabilidades de hacer *zapping* que las personas de mayor edad (P₇)

Los hombres presentan mayores probabilidades de hacer *zapping* que las mujeres (P₈)

ZUFRYDEN *ET AL.* (1993) añaden a este perfil otras características de los hogares tales como la presencia de múltiples personas en el hogar, de hijos menores de 18 años, etc. VAN MEURS (1998) obtiene en su análisis que durante un visionado compartido entre varios miembros del hogar, el descenso en los *ratings* durante los bloques comerciales es menor que en el caso de hogares unifamiliares. Para tener en cuenta los efectos del tamaño del hogar sobre el *zapping*, enunciarnos la proposición de investigación 9:

El tamaño del hogar influye negativamente en la probabilidad de hacer *zapping* (P₉)

4. METODOLOGÍA DE LA INVESTIGACIÓN

El objetivo central de este trabajo es mejorar la comprensión acerca del comportamiento de *zapping* de los individuos. En particular, los objetivos específicos son: (1) ofrecer una visión descriptiva de los aspectos que caracterizan a los individuos en función de su propensión a cambiar de canal; (2) analizar el impacto directo que determinadas variables (relacionadas con el individuo, el hogar y la programación televisiva y publicitaria) tienen sobre la propensión a hacer *zapping*, y (3) analizar la existencia de posibles interacciones entre algunas de las variables anteriores.

Tras analizar el concepto y las teorías explicativas del *zapping*, y enunciar las proposiciones sobre el efecto de los diferentes tipos de variables sobre el comportamiento de cambio de canal del individuo, se desarrolla un análisis empírico en base a un panel de audimetría.

La obtención de grupos homogéneos de individuos en función de su comportamiento de *zapping* se obtiene a partir de un análisis cluster no superpuesto bietápico. Así, tras un cluster jerárquico que nos va a permitir conocer el número óptimo de segmentos existente⁴, se desarrolla un cluster no jerárquico (*k-medias*) basado en el resultado anterior.

Una vez desarrollado el análisis cluster anterior, las proposiciones de investigación son contrastadas mediante la estimación de diferentes modelos de regresión *count-data*, que consideran tanto efectos directos como efectos moderadores.

La utilización de este tipo de modelos en detrimento de los modelos de regresión lineales tradicionales se debe a la propia naturaleza de la variable objeto de análisis. Así, se trata de una variable que indica el número de veces que un determinado suceso ocurre (número de cambios de canal), y que toma siempre valores no nega-

⁴ Para determinar el número de grupos existente se ha utilizado el procedimiento del cambio en el valor *Root-mean square standard deviation (RMSSTD)* como medida de homogeneidad dentro de cada segmento



tivos (además de cero). En esta situación, tal y como indican numerosos autores (e.g., AMEMIYA, 1974; ATKINS Y GALLOP, 2007; CAMERON, 1998; CAMERON Y TRIVEDI, 2001; LEE, 1996; LONG, 1997), la estimación de modelos lineales por mínimos cuadrados ordinarios puede producir estimaciones ineficientes, inconsistentes y sesgadas, siendo más adecuada la utilización de los denominados modelos *count-data* (LONG, 1997; WINKELMANN, 2003).

Existe una gran variedad de modelos que consideran la existencia de variables dependientes discretas. Los más frecuentes son el modelo de regresión de *Poisson* y el modelo de regresión *Binomial-negativo*. El problema de los modelos de *Poisson* es que asumen la propiedad de *equi-dispersión* (media = varianza) en la variable dependiente. Sin embargo, en la mayor parte de situaciones reales la varianza suele exceder el valor de la media (LONG, 1997), lo que se conoce como *sobre-dispersión*. En presencia de una varianza superior a la media, las estimaciones que pueden obtenerse a partir del modelo de *Poisson* serán consistentes, pero ineficientes (GOURIEROUX ET AL., 1984). Incluso, en caso de que exista *sobre-dispersión* en los datos, los *tests-z* pueden sobrestimar, igualmente, la significatividad de los parámetros en la estimación a partir de distribuciones tipo *Poisson*. Ante todas las limitaciones impuestas por este modelo de *Poisson*, surge el modelo de regresión *Binomial-negativo* que permite superar el problema derivado de la *sobre-dispersión* frecuente que suele existir en las variables dependientes discretas (véase anexo 1).

En este trabajo, tras comprobar la existencia de *sobre-dispersión* en la variable dependiente, utilizaremos la distribución *Binomial-negativo* para el contraste de las proposiciones de investigación definidas con anterioridad. Además de utilizar esta distribución, los modelos a desarrollar estarán truncados⁵ a cero por la izquierda, ya que el objetivo de este trabajo es explicar el

comportamiento de *zapping* del individuo y, para ello, es necesario que los individuos hayan realizado, al menos, un cambio de canal con objeto de poder analizar dicho comportamiento.

Como ya hemos comentado con anterioridad, en este trabajo vamos a analizar, además del impacto directo que determinadas variables tienen en el comportamiento de *zapping* del individuo, el efecto moderador de algunas de ellas. La utilización de variables moderadoras viene avalada por el gran número de investigaciones recientes (e.g., ÁLVAREZ ET AL., 2000; FLAVIÁN Y LOZANO, 2004) que han puesto de manifiesto la elevada capacidad predictiva de los modelos que explican el comportamiento del consumidor a través del uso de las mismas.

4.1. Descripción del panel de audimetría

Los datos utilizados en esta investigación proceden del panel de audimetría de *Taylor Nelson Sofres* (TNS) y se refieren a la elección de canal de televisión (*TVE1, La 2, Antena 3, Tele 5, Canal + y Autonómicas*) realizada por el individuo durante la cuarta semana de marzo de 2001, desde el día 25 (domingo) hasta el día 31 (sábado), durante la franja de *prime time*⁶. El número total de individuos que forman el panel es de 7.010.

La unidad temporal considerada ha sido de 30 minutos, por lo que, dado que se considera que la franja de *prime time* en España dura tres horas, se cuenta con 6 franjas para cada día, lo que supone un total de 42 franjas de media hora. Con objeto de que los resultados obtenidos sean representativos del comportamiento de *zapping* del individuo durante toda la semana, se han considerado tres franjas de análisis en tres días de la semana diferentes. En particular, hemos analizado dos días laborables (lunes y miércoles) y un día del fin de semana (domingo). Esta elección nos va a permitir, adicionalmente, com-

⁵ Para un modelo/distribución se dice truncado si los valores en un determinado rango son ignorados (LONG, 1997).

⁶ Horario de máxima audiencia, que en España se sitúa aproximadamente entre las 20:30h y las 23:30h, ya que varía por cadenas en función de la programación televisiva.



probar la existencia o no de diferencias significativas en el comportamiento de visionado de los individuos en ambos momentos de la semana, en la línea señalada por diversos autores (e.g., HOREN, 1980; KIM, 2002; VAN MEURS, 1998; WEBSTER Y PHALEN, 1997). Para cada uno de los días, se ha considerado la 2ª franja (de 21:00 a 21:30 h.) como elemento central de análisis. Esta elección se ha realizado con objeto de utilizar la 1ª franja de *prime time* para analizar el comportamiento de inercia de *zapping* del individuo. Por tanto, las franjas analizadas han sido la 1ª y la 2ª del domingo 25, lunes 26 y miércoles 28 de marzo.

A partir del número de individuos total que conforman el panel (7.010), hemos seleccionado aquellos que estaban viendo televisión la segunda franja de *prime time* de todos y cada uno de los tres días considerados en nuestro análisis. De esta manera, el número de individuos que finalmente han sido incluidos en el análisis es de 3.749.

4.2. Variables en la investigación

La tabla 5 muestra la definición de las variables analizadas en este trabajo.

TABLA 5
Variables de estudio

VARIABLE DEPENDIENTE	
<i>Zapping</i>	Nº de cambios de canal realizados (canales visionados-1) por el individuo i en la franja t ($Zapping_i$)
VARIABLE INDEPENDIENTE	
Características de los bloque publicitarios	
Duración total de los bloques publicitarios del canal visionado	Duración (minutos) de los bloques publicitarios emitidos en el/los canal/es j visionado/s por el individuo ($Duración_j$)
Número de canales en los que hay publicidad	Número de canales (de los visionados por el individuo i) en los que existe publicidad ($Publicidad_i$)
Número de bloques publicitarios en el canal visionado	Número de bloques publicitarios existentes en el/los canal/es visionado/s por el individuo i ($Bloques_i$)
Características de la programación televisiva en otros canales	
Coincidencia entre tipos de programas	Variable <i>dummy</i> igual a 1(0) si los programas vistos por el individuo en diferentes canales son (no) del mismo tipo ($Tipo_i$)
Características del individuo	
Inercia de <i>zapping</i>	Número de cambios de canal realizados por el individuo i en la franja $t-1$ ($Inercia_i$)
Edad	Edad del individuo i ($Edad_i$)
Sexo	Sexo (Mujer (0), Hombre (1)) del individuo i ($Sexo_i$)
Tamaño del hogar	Número de miembros (Tamaño del hogar) que viven en el hogar del individuo i ($Tamaño_i$)



La variable dependiente es el número de cambios de canal realizados por el individuo, calculado como la diferencia entre el número de canales visionados menos uno⁷. La definición a nivel individual se ha realizado con objeto de evitar los inconvenientes derivados de la agregación, en la línea señalada por diversos autores (e.g., DANAHER, 1995; NAKRA, 1991; VAN MEURS, 1998).

Respecto a las variables independientes, y siguiendo la revisión de la literatura realizada en el apartado 3, distinguimos tres grandes grupos. En primer lugar, y en relación a las características de los bloques publicitarios, hemos definido tres variables: i) duración de los bloques publicitarios en formato temporal (minutos), tal y como plantean la mayor parte de trabajos de la literatura (e.g., VAN MEURS, 1998; SIDDARTH Y CHATTOPADHYAY, 1998); ii) número de canales (de los visionados por el individuo) en los que existe publicidad; y iii) número de bloques publicitarios en los canales visionados por el individuo.

Con relación a las variables relativas a la programación televisiva en otros canales, se ha definido una variable relacionada con el tipo de programa visionado. Se trata de una de las variables más analizadas en la literatura publicitaria (e.g., DANAHER, 1995; VAN DEN BERG Y RUSTER, 1992). La definición de esta variable se ha realizado a partir de la consideración de seis tipos de programas diferentes: i) *info-cultural* (noticias, el tiempo, documentales y debates); ii) *concursos*; iii) *series*; iv) *cine*; v) *deportes*; vi) *entretenimiento* (maga-

zines, programas de humor y musicales); y vii) *otros*.

Por último, respecto a las características del individuo se han definido cuatro variables: i) “inercia de *zapping*”; ii) edad; iii) sexo, y iv) tamaño del hogar. Respecto a la “inercia de *zapping*”, se trata de una variable que analiza el comportamiento de lealtad del individuo hacia el canal, en relación con la franja anterior. Este comportamiento, si bien ha sido analizado en trabajos previos (e.g., CRONIN, 1995; DANAHER, 1995), no ha sido modelizado de esta forma en la literatura. La utilización de esta variable se encuadra dentro de la corriente de la literatura de marketing que asume que el comportamiento actual del individuo es explicado, en gran medida, por su comportamiento pasado (e.g., AJZEN, 1991; KUMAR *ET AL.*, 2003). En este trabajo pretendemos contrastar este aspecto en el ámbito del análisis del comportamiento de cambio de canal del individuo. Por su parte, la edad, el sexo y el tamaño del hogar ayudarán a definir el perfil sociodemográfico básico del individuo que hace *zapping*, tal y como demuestran diversos trabajos (e.g., VAN MEURS, 1998; ZUFRYDEN *ET AL.*, 1993).

La tabla 6 muestra los estadísticos descriptivos de las variables consideradas en nuestro análisis, para cada uno de los tres días analizados.

Esta tabla pone de manifiesto que el comportamiento de *zapping* del individuo durante los tres días analizados es muy similar, tal y como indica el valor medio de la variable “número de cambios de canal” (*zapping*).

⁷ De forma que visionar varias veces el mismo canal será considerado como visionar varios canales.



TABLA 6
Estadísticos descriptivos de las variables analizadas

Día	VARIABLES	Media	Desviación típica	Mínimo	Máximo
Domingo	Zapping	0,625	0,852	0	5
	Inercia de zapping	0,492	0,738	0	4
	Duración total de los bloques publicitarios	3,707	4,073	0	23,82
	Número de canales con publicidad	1,031	0,818	0	4
	Número de bloques publicitarios	5,951	5,656	0	30
	Coincidencia entre programas	0,521	0,543	0	1
	Edad	41,436	20,523	4	90
	Sexo	0,481	0,499	0	1
	Tamaño del hogar	3,731	1,409	1	9
Lunes	Zapping	0,613	0,814	0	5
	Inercia de zapping	0,604	0,8	0	5
	Duración total de los bloques publicitarios	4,094	4,331	0	25,2
	Número de canales con publicidad	0,968	0,820	0	4
	Número de bloques publicitarios	5,804	5,743	0	30
	Coincidencia entre programas	0,871	0,334	0	1
	Edad	41,436	20,523	4	90
	Sexo	0,481	0,499	0	1
	Tamaño del hogar	3,731	1,409	1	9
Miércoles	Zapping	0,675	0,838	0	4
	Inercia de zapping	0,659	0,827	0	4
	Duración total de los bloques publicitarios	4,537	5,813	0	24
	Número de canales con publicidad	1,007	0,824	0	5
	Número de bloques publicitarios	6,737	6,124	0	32
	Coincidencia entre programas	0,152	0,359	0	1
	Edad	41,436	20,523	4	90
	Sexo	0,481	0,499	0	1
	Tamaño del hogar	3,731	1,409	1	9

No obstante, este valor es ligeramente superior para el miércoles (0,675) que para el lunes (0,613) y el domingo (0,625), lo que parece indicar una mayor propensión al cambio de canal en los días laborables de la semana. No obstante, cabe destacar que si bien el miércoles es el día en el que los individuos cambian más de canal por término medio, el rango de cambios es menor (un número máximo de 4 cambios) frente a los dos días restantes (5 cambios en ambos casos). Respecto a la “inercia de zapping” cabe señalar la existencia de ciertas diferencias entre los tres días analizados. Así, se observa que a medida que la semana avanza desde el domingo, el número medio de cambios de canal realizados en la franja anterior a la

tomada como referencia se va incrementando, pasando de los 0,492 cambios por término medio en la primera franja del domingo a los 0,659 cambios en la primera franja del miércoles. Idénticos resultados se observan para el “número de bloques publicitarios” y la “duración” de los mismos. Así, por ejemplo, mientras que el domingo el individuo visiona por término medio 5,951 bloques con una duración media de 3,707 minutos, el miércoles el número de bloques visionado es de 6,737 con una duración de 4,537 minutos.

Por otra parte, la tabla 6 muestra que para los tres días analizados existe *sobre-dispersión* en la variable dependiente. Para comprobar de forma estadística esta circunstancia, y dado que el



modelo *Binomial-negativo* es una extensión del modelo de *Poisson* (véase anexo 1), se puede definir el “*test de razón de verosimilitud*” (LRT) a partir de los valores de la función de máxima verosimilitud de ambos modelos (CAMERON Y WINDMEIJER, 1996, 1997; CAMERON, 1998; LONG, 1997):

$$LRT = -2 [\ln(L_{Poisson}) - \ln(L_{NBinomial})] \sim \chi^2(1) \quad (1)$$

La hipótesis nula que se contrasta es la no existencia de *sobre-dispersión* en la variable dependiente. El rechazo de dicha hipótesis nula supone la necesidad de utilizar el modelo *Binomial-negativo*, dado que las estimaciones del modelo de *Poisson* en presencia de *sobre-dispersión* no son eficientes (GROGGER Y CARSON, 1991; GURMU Y TRIVEDI, 1992). Los resultados de los *tests* desarrollados para cada uno de los días indican la presencia de *sobre-dispersión* en los tres casos⁸ ($\chi^2_{domingo} = 62,208$; $\chi^2_{lunes} =$

49,122; $\chi^2_{miércoles} = 60,316$), confirmando la mayor idoneidad del modelo de regresión *Binomial-negativo*. Por tanto, para el contraste de las proposiciones de investigación definidas con anterioridad, desarrollaremos un modelo de regresión *Binomial-negativo* truncado a la izquierda (valor cero), tanto con efectos directos como con efectos moderadores.

5. RESULTADOS

5.1. Análisis cluster bietápico

5.1.1. Identificación de segmentos

Para las segundas franjas de los tres días analizados, el análisis cluster no jerárquico arroja como solución óptima la existencia de cuatro conglomerados, cuyos centros son 0, 1, 2 y 4, y cuya composición es la siguiente (tabla 7):

TABLA 7
Centros de los conglomerados finales y tamaño de los segmentos (N= 3.749)

	SEGMENTO 1	SEGMENTO 2	SEGMENTO 3	SEGMENTO 4
Número de cambios de canal	0	1	2	4
Tamaño de los segmentos – Nº individuos (%)				
Domingo	2.153 (57,42)	1.002 (26,72)	578 (15,41)	16 (0,426)
Lunes	2.104 (56,12)	1.117 (29,79)	512 (13,66)	16 (0,426)
Miércoles	1.970 (52,54)	1.161 (30,97)	602 (16,05)	16 (0,426)
Tamaño medio por franja (%)	55,36	29,17	15,04	0,426

Los valores obtenidos muestran una gran similitud en el tamaño de los segmentos obtenidos para cada franja. Así, aquellos individuos que no cambian de canal ninguna vez suponen aproximadamente el 57% del total de individuos; si bien, este porcentaje es algo menor (52,54%) para el caso de la franja del mié-

les, lo que pone de manifiesto un mayor comportamiento de *zapping* durante este día. Utilizando una terminología similar a la empleada por HEETER Y GREENBERG (1985), denominaremos a estos individuos “*leales al canal*”. El segmento 2 son aquellos individuos que únicamente cambian de canal una vez, por lo que se

⁸ En el anexo 2 se muestra el resultado de la estimación del modelo de regresión de *Poisson*.



pueden denominar “zappeadores esporádicos”. La tabla 7 muestra que la proporción de este tipo de individuos se sitúa entre el 26,72% para el domingo y el 30,97% para el miércoles. El segmento 3 comprende aquellos individuos que realizan dos cambios de canal. A estos individuos se les denomina “zappeadores habituales”, y suponen, aproximadamente, el 15% de la muestra total. Finalmente, nos encontramos con los “Superzappeadores” (empleando la terminología de HEETER y GREENBERG, 1985) que son aquellos individuos que cambian, por término medio, cuatro veces de canal. Cabe destacar que este segmento tiene el mismo tamaño para las tres franjas consideradas⁹ (0,426%).

5.1.2. Descripción de los segmentos extraídos

5.1.2.1. “Leales al canal”

Ninguno de los individuos integrantes de este segmento ha realizado cambios de canal en las tres franjas analizadas. Aparte de ser el segmento más numeroso, también es aquel en que la proporción de mujeres es claramente superior a la de hombres, en línea con los resultados de KRUGMAN *ET AL.*, (1995) y SPECK Y ELLIOT (1997). La mayor proporción de individuos tiene entre 25 y 65 años y aproximadamente un 88% de los hogares están constituidos por varias personas (entre 2 y 5), en línea con los trabajos de la literatura que sostienen que el visionado compartido incrementa la lealtad al canal (VAN MEURS, 1998). En relación a la “inercia de *zapping*”, los porcentajes de individuos que pertenecen a este segmento y que tampoco cambiaron de canal en la franja anterior se sitúan entorno al 60%, siendo superior el domingo (70,5%).

Otro resultado interesante hace referencia al visionado de publicidad por los individuos. Más del 55% de los individuos *leales* al canal estaba visionando publicidad en el canal que estaban viendo y, sin embargo, no cambiaron de canal (alcanzando esta cifra el 61% para la franja del domingo). No obstante, la duración promedio de los bloques publicitarios visionados por estos individuos durante la semana se sitúa entre 2 y 5 minutos, mientras que el domingo es inferior a los 2 minutos.

5.1.2.2. “Zappeadores esporádicos”

Se trata de aquellos individuos que han cambiado de canal una única vez durante las franjas temporales consideradas. Son el segundo segmento en tamaño (29,17%), y en él existe una ligera superioridad cuantitativa de mujeres (52% aprox.) frente a hombres. Más del 60% de los individuos tienen entre 24 y 65 años. Al igual que en el segmento anterior, se observa una elevada proporción de hogares cuyo número de miembros oscila entre 2 y 5.

Sin embargo, en este segmento se observa una inercia de *zapping* mucho menor que en el caso de los individuos leales al canal. Así, el porcentaje de individuos que tuvieron un comportamiento de cambio de canal similar en las dos franjas consecutivas consideradas en cada día osciló entre el 30% (domingo) y el 35% (días laborables).

Especialmente interesante es también el resultado relacionado con el visionado de bloques publicitarios por parte de estos individuos. Más del 80% de estos individuos (y casi el 90% para el domingo) visionó bloques publicitarios en 1 ó 2 canales televisivos durante la franja analizada. Además, en este segmento los por-

⁹ A pesar del reducido tamaño de este segmento, la solución de 4 segmentos desarrollada en este trabajo presentaba, a partir del cambio en el valor del *Root-mean-square standard deviation (RMSSTD)*, mejores resultados que la solución de 3 segmentos. Así, la solución de 3 segmentos incluía en un único grupo a estos individuos (“*superzappeadores*”) junto con los individuos que realizan 2 y 3 cambios de canal. Probablemente, esta circunstancia provoca la mayor idoneidad estadística de la solución de 4 segmentos en términos de maximización de la homogeneidad dentro de los grupos, a pesar del reducido tamaño del último grupo obtenido. Los resultados de la solución de 3 segmentos están a disposición del lector mediante petición a los autores de este trabajo.

centajes de visionado aumentan, llegando a ser de 5 a 20 bloques publicitarios y de 5 a 20 minutos de duración.

5.1.2.3. “Zappeadores habituales”

Este es el tercer segmento en tamaño y se compone de individuos que realizan 2 ó 3 cambios de canal (el 80% realiza 2 cambios por término medio). La proporción de mujeres es algo superior a la de hombres (52% frente a 48%) en este segmento. Si bien las mujeres eran más leales al canal en el primer segmento, los resultados para este segmento indican que también son las más propensas a cambiar de canal. Igualmente, se observa una mayor proporción de individuos con edades comprendidas entre los 40 y 64 años, y la predominancia de individuos pertenecientes a hogares con un mayor número de miembros que en los casos anteriores.

Los porcentajes tanto de individuos que no cambian de canal como de individuos que realizan un único cambio en la franja anterior son elevados (43% y 30% aprox., respectivamente). Asimismo, el 78% de los individuos llegan a visionar 2 y 3 canales con publicidad en la franja de domingo, lo que se traduce en un incremento importante del número de bloques publicitarios (el 70% aprox. visionan más de 10 bloques publicitarios) y de la duración de los mismos (e.g., el 38% dedican entre 10 y 30 minutos a ver publicidad en la franja del miércoles y un 20% en domingo).

5.1.2.4. “Superzappeadores”

Es el segmento de menor tamaño (0,43%) y está constituido por individuos que realizan entre 4 y 5 cambios de canal. Contrariamente a los segmentos previos se observa un predominio importante de hombres frente a mujeres tanto en la franja del lunes como en la del miércoles, si bien en domingo se mantiene el patrón de los anteriores segmentos. Asimismo, se mantiene ese mismo patrón respecto a la edad, correspondiendo la mayor proporción a los individuos de más de 40 años, salvo en la franja de domingo donde predominan individuos de entre 25 y 39 años. En este segmento existe una mayor proporción de hogares plurifamiliares, aunque con menor número de individuos (de 2 a 4 miembros) si se compara este resultado con los segmentos anteriores.

Un conjunto de los individuos de este segmento no cambian de canal durante las franjas anteriores a las analizadas (en domingo llega a alcanzar el 31%), y aproximadamente un 60% realizan 1 ó 2 cambios. Todos los individuos que forman parte de este segmento están visionando, al menos, un canal con publicidad (la proporción más alta corresponde a un visionado de 3 a 5 canales con publicidad). Igualmente, la mayor parte de individuos visiona más de 10 bloques y en un porcentaje significativo visionan más de 20 bloques (e.g., los lunes un 75% de los individuos). El tiempo total de visionado de publicidad se sitúa entre 10 y 20 minutos.

A partir del análisis individualizado de cada segmento, recogemos de forma sintética las principales características de los individuos de cada uno de estos cuatro grupos en la tabla 8.



TABLA 8
Perfil de los segmentos obtenidos

ASPECTO	Leales	Zappeadores esporádicos	Zappeadores habituales	Superzappeadores
Comportamiento de <i>zapping</i>	Nulo	Esporádico	Frecuente	Muy frecuente
Inercia de <i>zapping</i>	Elevada	Moderada	Baja	Inexistente
Nº de canales con publicidad	Reducido	Moderado	Alto	Muy alto
Bloques publicitarios visionados	Medio	Medio-alto	Alto	Muy alto
Tiempo dedicado a ver publicidad	Menos de 5 minutos	De 2 a 10 minutos	De 5 a 20 minutos	De 10 a 20 minutos
Edad	Entre 24 y 65 años	Entre 24 y 65 años	Entre 40 y 65 años	Entre 40 y 65 años
Género	Femenino	Femenino/Masculino	Femenino	Masculino
Nº de miembros en el hogar	Entre 2 y 5 miembros	Entre 2 y 5 miembros	Entre 2 y 8 miembros	Entre 2 y 4 miembros

5.2. Modelos de regresión *count-data*: efectos directos y efectos moderadores

Dado el carácter puramente descriptivo del análisis cluster (HAIR *ET AL.*, 1999), se hace necesaria la utilización de otra metodología complementaria que nos permita contrastar las proposiciones de investigación planteadas y confirmar la descripción de los segmentos. Con este objetivo, se desarrollan diferentes modelos de regresión *count-data* truncados a cero por la izquierda –uno para cada franja–. Previamente hemos confirmado estadísticamente la existencia de *sobre-dispersión* en la variable dependiente para las tres franjas analizadas (véase apartado 4.2), lo que hace más conveniente la utilización de modelos de regresión *Binomial-negativo*. Estos modelos serán estimados con efectos directos inicialmente y, posteriormente, se incluirán efectos moderadores.

5.2.1. Modelo de efectos directos

Para cada una de las segundas franjas de los tres días considerados, se ha desarrollado un

modelo de regresión *Binomial-negativo* truncado por la izquierda a valor cero a partir de la siguiente expresión:

$$Zapping_i = \omega_1 Inercia_i + \omega_2 Tipo_i + \omega_3 Publi_{ij} + \omega_4 Bloq_{ij} + \omega_5 Dt_{ij} + \omega_6 Edad_i + \omega_7 Sexo_i + \omega_8 Tamaño_i \quad (2)$$

donde:

i, j hacen referencia al individuo y al canal visionado, respectivamente

La tabla 9 muestra los resultados de los modelos estimados. Tal y como podemos observar en esta tabla, existe una elevada similitud entre los resultados obtenidos en los diferentes modelos de regresión *Binomial-negativo* estimados. Para las tres franjas consideradas, las variables “número de canales con publicidad”, “edad” y “tamaño del hogar”, presentan coeficientes significativos. Únicamente para el modelo referido al domingo, la variable relacionada con la “duración de los bloques publicitarios” presenta un parámetro significativo y positivo.



TABLA 9
Estimación de los parámetros estandarizados en el modelo de regresión *Binomial-negativo*

VARIABLE	DOMINGO		LUNES		MIÉRCOLES	
	ω^a	t	ω^a	t	ω^a	t
Inercia de <i>zapping</i>	0,086	1,482	0,0186	0,341	0,06029	1,129
Tipo de programa	0,00205	0,053	-0,00054	-0,267	0,00049	0,496
Número de canales con publicidad	0,5504*	6,062	0,4038*	4,019	0,3583*	4,214
Número de bloques publicitarios	0,00603	0,463	0,02423	1,317	0,00733	0,414
Duración de los bloques	0,000193***	1,87	0,00876	0,458	0,02326	1,002
Edad	-0,01478*	-6,473	-0,0153*	-6,839	-0,0142*	-6,988
Sexo	-0,1168	-1,222	-0,02366	-0,238	0,00761	0,079
Tamaño del hogar	-0,1929*	-6,847	-0,2343*	-9,274	-0,1901*	-6,442
Parámetro de dispersión (α)	0,2	-	0,2	-	0,2	-
-ln (L)	1322,822		1239,43		1399,798	

* $p < 0,01$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,1$ ^a Coeficiente no estandarizado para las variables *Tipo de programa* y *Sexo* (variables *dummy*)

La interpretación de los coeficientes en los modelos de regresión *Binomial negativo* se realizará utilizando dichos valores como exponentes del número e (véase anexo 1).

Estos resultados ponen de manifiesto la escasa influencia de características de la programación televisiva tales como la variable “tipo de programa” para predecir el comportamiento de *zapping* del individuo. Asimismo, de entre todas las variables características de los bloques publicitarios, únicamente el “número de canales con publicidad” y, sólo para el domingo, la “duración de los bloques publicitarios”, influyen en el comportamiento de *zapping* del individuo. Respecto a las variables individuales y del hogar, la edad y el tamaño del hogar juegan un importante papel a la hora de explicar el número de cambios de canal del telespectador.

En relación a la “**duración de los bloques publicitarios**”, los resultados obtenidos muestran que únicamente para la franja del domingo, el coeficiente asociado a esta variable es significativo (0,000193; $p < 0,1$). Este coeficiente puede ser interpretado de la siguiente manera: “por cada *minuto adicional* de duración de los bloques publicitarios, el *número de cambios de canal* del individuo se incrementa

en un **0,0193%** [exp (0,000193)-1], *ceteris paribus*”. Este resultado pone de manifiesto que un incremento de la duración de los bloques publicitarios los domingos incrementa –de forma muy reducida– el comportamiento de *zapping* del telespectador.

Este resultado nos llevaría a **no poder rechazar** la proposición P_1 para el modelo referido a la franja del domingo, confirmándose para el fin de semana las conclusiones obtenidas en trabajos previos (e.g., DANAHER, 1995; VAN MEURS, 1998). No obstante, la no significatividad del coeficiente asociado a esta variable para los días de la semana analizados, nos lleva a **rechazar** la proposición P_1 para los dos días laborables considerados.

Respecto al “**número de canales en los que existe publicidad**”, la interpretación de los coeficientes en las tres franjas consideradas indica que a medida que se incrementa el número de canales con publicidad, se incrementa paralelamente la tasa de *zapping* del individuo (73,39% para el domingo, 49,75% para el lunes y 43,05% para el miércoles). Estos resultados confirman las conclusiones obtenidas en trabajos como FERGUSON Y PERSE (1993) y SPECK Y ELLIOT (1997), entre otros. Además, hay que destacar que la tasa de incre-



mento del *zapping* provocado por la presencia de un canal adicional con publicidad es muy superior el domingo. Este resultado también está en consonancia con trabajos previos de la literatura (e.g., DANAHER, 1995; NORTH Y VAN MEURS, 2004; VAN MEURS, 1998), que indican que, dado que ver televisión durante el fin de semana es considerado como una alternativa de ocio o entretenimiento, el incremento en el número de canales con publicidad puede ser considerado por el individuo como una intrusión, consecuencia de su actitud negativa hacia la publicidad en general, lo que le llevaría a cambiar de canal en un claro comportamiento de evasión o de búsqueda de variedad. Por el contrario, esta percepción de la publicidad como intrusiva es menor durante los días laborales, lo que reduce el nivel de *zapping* del individuo. Por tanto, **no se puede rechazar** la proposición **P₂**.

Por otra parte, cabe destacar el valor no significativo del parámetro relacionado con el “**número de bloques publicitarios**” para las tres franjas analizadas, lo que nos lleva a **rechazar** la hipótesis **P₄** que establecía un efecto positivo y significativo de dicha variable. Así, los resultados ponen de manifiesto que el comportamiento de *zapping* del individuo no se ve afectado por la existencia de un mayor número de bloques publicitarios y, en cambio, sí se ve afectado por la simple presencia de publicidad en los canales de televisión existentes.

Respecto al “**tipo de programa**”, la no significatividad del coeficiente asociado a esta variable pone de manifiesto que el hecho de que la programación difiera o no en su género, no ejerce ningún tipo de influencia sobre la probabilidad de hacer *zapping* del individuo. Dado que, inicialmente y basándonos en algunos resultados de la literatura previa (e.g., VAN MEURS, 1998), habíamos pronosticado la existencia de una relación positiva entre una programación divergente entre canales y la tasa de *zapping* del individuo, se puede **rechazar** la proposición **P₅**. Estos resultados parecen estar sustentados en un comportamiento de pasivi-

dad e inconstancia por parte de los telespectadores.

Sin embargo, también hay que reconocer que la no significatividad del coeficiente de la variable “tipo de programa”, puede ser consecuencia de dos factores. En primer lugar, de la elección como unidad temporal de análisis de la franja horaria de *prime time* que va desde las 21:00 a las 21:30 h., ya que trabajos previos indican que los informativos (género predominante en las cadenas nacionales analizadas durante esta franja horaria) reducen la probabilidad de hacer *zapping* (CAPOCASA ET AL., 1985; HORSLEY, 1986; VAN MEURS, 1998). En segundo lugar, esta última circunstancia puede deberse no sólo al género, sino también a la corta duración promedio de este tipo de género (alrededor de 30 minutos y prácticamente coincidente con el intervalo temporal analizado).

En relación a la “**inercia de zapping**”, los resultados obtenidos confirman las evidencias iniciales proporcionadas por el análisis *cluster*, y nos llevan a **rechazar** la proposición **P₆**. Tal y como muestran los resultados, el comportamiento actual de *zapping* del individuo no es explicado por su comportamiento de cambio de canal pasado, al contrario de lo postulado en la literatura de marketing en otros campos como el de la elección de marca. No obstante, no se han encontrado estudios que recojan de forma explícita la “inercia de zapping”, ya que si bien ha sido analizada en trabajos previos (e.g., CRONIN, 1995; DANAHER, 1995), no ha sido modelizada de esta manera en la literatura.

Respecto a la “**edad**”, el parámetro negativo obtenido en los tres modelos indica que a mayor edad del individuo, menor es la probabilidad de que cambie de canal. En particular, a medida que se incrementa la edad del individuo en un año, su tasa de *zapping* disminuye en una tasa media del 1,5%. Este resultado confirma las conclusiones obtenidas en trabajos previos (e.g., DANAHER, 1995; VAN MEURS, 1998), que indican que son las personas más jóvenes las que suelen realizar más *zapping*. Por tanto, la proposición **P₇** **no puede ser rechazada**.



Por otra parte, el “**sexo**” no presenta un parámetro significativo en ninguno de los tres modelos analizados, lo que nos lleva a **rechazar** la proposición **P₈**. Este resultado contradice los obtenidos por trabajos previos (e.g., DANAHER, 1995; KRUGMAN ET AL., 1995; SPECK Y ELLIOT, 1997) que señalan una mayor tasa de cambio de canal entre los hombres.

Finalmente, y respecto al “**tamaño del hogar**”, cabe señalar la significatividad de los parámetros (negativos) asociados a esta variable para las tres franjas analizadas. Así, el incremento de un miembro en el hogar supone un descenso de la tasa de *zapping* del 17,54% el domingo, el 20,88% el lunes y el 17,31% el miércoles. Este resultado nos lleva, por tanto, a **no poder rechazar** la proposición **P₉**, en la línea señalada por autores como ZUFRYDEN ET AL. (1993).

5.2.2. Modelo de efectos moderadores

La interrelación entre las diferentes variables analizadas en el apartado anterior hace necesario considerar algunas de ellas de forma conjunta para conocer el verdadero efecto sobre el comportamiento de *zapping* final del individuo.

Es el caso, por ejemplo, de las variables “número de bloques publicitarios” y “duración de los bloques publicitarios”, dado que la existencia de un efecto directo está descartada (únicamente para el caso de la “duración de los bloques publicitarios” el parámetro del domingo es significativo) (véase tabla 9). Así, en la literatura se plantea que el *clutter* percibido por los telespectadores puede ser inferior si se colocan bloques publicitarios más cortos pero a intervalos de tiempo también menores, que al contra-

rio (EPSTEIN, 1998; KITCHEN Y YORKE, 1986). Es decir, de forma aislada, el incremento de la frecuencia de colocación de los bloques publicitarios incrementa el *zapping* (ELLIOT Y SPECK, 1998); sin embargo, combinado con una reducción de la duración de dichos bloques puede producir el efecto contrario, atenuando la sensación de duración de la publicidad, y consecuentemente, reduciendo el *zapping*. Esto justifica la necesidad de considerar el efecto de ambas variables de forma simultánea.

Además, tal y como plantean algunos trabajos (e.g., ALWITT Y PRABHAKER, 1994) las variables sociodemográficas han de combinarse con otro tipo de variables relacionadas con la programación televisiva para reforzar su capacidad predictiva del comportamiento de evasión de la publicidad por parte del individuo. Por ello, vamos a considerar la existencia de efectos moderadores para el caso de la variable “sexo”, dado que es la única de las tres variables sociodemográficas que no presenta un efecto directo significativo sobre el comportamiento de *zapping* del individuo.

5.2.2.1. Efecto moderador del número de bloques publicitarios

Con objeto de contrastar la proposición **P₃**, relacionada con el efecto conjunto del número de bloques publicitarios y la duración de los mismos, definimos una variable *interactiva* que recoge dicho efecto¹⁰. De esta manera, el modelo a estimar en esta ocasión será el siguiente (tabla 10):

$$Zapping_i = w_1 Inercia_i + w_2 Tipo_i + w_3 Publi_{ij} + w_4 Bloq_{ij} + w_5 Dt_{ij} + w_6 Edad_i + w_7 Sexo_i + w_8 Tamaño_i + w_9 Bloq_{ij} \times Dt_{ij} \quad (3)$$

¹⁰ Previamente a la estimación del modelo de efectos moderadores, se ha contrastado la ausencia de problemas de multicolinealidad entre las variables (COHEN Y COHEN, 1983; HAIR ET AL., 1999)



TABLA 10

Estimación de los parámetros estandarizados en el modelo de regresión *Binomial-negativo* truncado a cero por la izquierda incluyendo el efecto moderador del número de bloques publicitarios

VARIABLE	DOMINGO		LUNES		MIÉRCOLES	
	ω^a	t	ω^a	t	ω^a	T
Inercia de <i>zapping</i>	0,0867	1,490	0,0188	0,346	0,06254	1,182
Tipo de programa	0,00203	0,054	-0,00063	-0,315	0,00074	0,580
Número de canales con publicidad	0,5514*	6,061	0,4169*	4,168	0,3723*	4,494
Número de bloques publicitarios	0,00477	0,319	0,0115	0,584	-0,0114	-0,588
Duración de los bloques	0,00004	0,042	-0,0289	-1,076	-0,02411	-0,886
Edad	-0,01478*	-6,473	-0,014*	-5,860	-0,0123*	-5,810
Sexo	-0,1163	-1,217	-0,00786	-0,079	0,0233	0,243
Tamaño del hogar	-0,1923*	-6,865	-0,209*	-7,403	-0,1578*	-5,125
Nº Bloques x Duración	0,00013	0,15	0,00221***	1,793	0,00282**	2,448
Parámetro de dispersión ¹¹ (α)	0,2	-	0,2	-	0,2	-
-ln (L)	1323,793		1236,307		1392,982	

* $p < 0,01$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,1$ ^a Coeficiente no estandarizado para las variables *Tipo de programa* y *Sexo* (variables dummy)

Dado que la consideración del término moderador “*Bloques Duración*” (ecuación 3) supone un parámetro adicional al considerado en el modelo inicial de efectos directos (ecuación 2), estamos ante dos modelos anidados. Por esta razón, tal y como indican múltiples autores (e.g., LEE, 1996; LONG, 1997), es posible contrastar si la incorporación de esta variable moderadora mejora la capacidad explicativa del modelo de efectos directos estimado inicialmente a través de un “*test de razón de verosimilitud*” similar al definido en la ecuación 1 para contrastar la existencia de *sobre-dispersión*. Para ello, se compara el valor de la función de máxima verosimilitud entre el modelo que incorpora el efecto moderador y el modelo que únicamente considera los efectos directos.

El valor del estadístico $\chi^2(1)$ ¹² indica la mejora de la capacidad explicativa del modelo que incluye los efectos moderadores para los dos días laborables considerados ($\chi^2_{\text{lunes}} = 6,246$; $p < 0,05$ y $\chi^2_{\text{miércoles}} = 13,632$; $p < 0,01$). Por el contrario, el modelo de efectos moderadores no

supone una mejora de la capacidad explicativa del comportamiento de *zapping* durante la franja del domingo ($\chi^2_{\text{domingo}} = 1,942$).

La tabla 10 muestra que el efecto interactivo es positivo y significativo tanto para el lunes como para el miércoles (0,00221; $p < 0,1$ y 0,00282; $p < 0,05$, respectivamente). La interpretación de ambos coeficientes a partir de la transformación exponencial supone que el telespectador tiende a incrementar su nivel de *zapping* (0,2212% y 0,2824% para el lunes y el miércoles, respectivamente) cuando se encuentra con un número más elevado de bloques publicitarios de mayor duración. Por tanto, la proposición **P₃** no puede ser rechazada para los dos días laborables, pero sí puede rechazarse para el modelo del domingo.

Además, en ninguno de los dos modelos en los que el efecto moderador es significativo (lunes y miércoles), se obtiene efecto directo alguno de ambas variables consideradas de forma aislada, sino que dicho efecto únicamente se producirá en la medida en la que ambas se com-

¹¹ Valor fijo

¹² Los grados de libertad de la distribución χ^2 se corresponden con el número de efectos moderadores considerados (COHEN Y COHEN, 1983).



binen¹³. Esto nos lleva a confirmar el **rechazo** de las **proposiciones P₁** (para los dos días laborales) y **P₄** (para los tres días analizados).

5.2.2.2. Efecto moderador del sexo

Con objeto de mantener el nivel de parsimonia, se consideran tres efectos moderado-

res de la variable “sexo”: 1) “número de canales con publicidad”; 2) “número de bloques publicitarios”; y 3) “inercia de *zapping*”. Por tanto, el modelo a estimar es el siguiente (tabla 11):

$$Zapping_i = w_1 Inercia_i + w_2 Tipo_i + w_3 Publi_{ij} + w_4 Bloq_{ij} + w_5 Dt_{ij} + w_6 Edad_i + w_7 Sexo_i + w_8 Tamaño_i + w_9 Publi_{ij} \times Sexo_i + w_{10} Bloq_{ij} \times Sexo_i + w_{11} Sexo_i \times Inercia_i \quad (4)$$

TABLA 11
Estimación de parámetros en el modelo de regresión *Binomial-negativo* truncado a cero por la izquierda incluyendo los efectos moderadores del sexo

VARIABLE	DOMINGO		LUNES		MIÉRCOLES	
	ω ^a	t	ω ^a	t	ω ^a	t
Inercia de <i>zapping</i>	0,04706	0,564	-0,0548	-0,652	0,0652	0,858
Tipo de programa	0,00202	0,039	-0,00062	-0,186	0,00037	0,385
Número de canales con publicidad	0,391*	3,239	0,2572***	1,826	0,2453**	2,225
Número de bloques publicitarios	0,01381	0,744	0,027	1,163	0,0136	0,653
Duración de los bloques	0,000177***	1,661	0,0085	0,443	0,0208	0,891
Edad	-0,01261*	-5,166	-0,124*	-5,184	-0,0128*	-5,972
Sexo	-0,7929*	-3,271	-0,839*	-3,720	-0,3822***	-1,811
Tamaño del hogar	-0,1516*	-5,047	-0,1871*	-6,562	-0,1691*	-5,269
Sexo × N° canales con publicidad	0,3911**	2,190	0,3733***	1,835	0,2713***	1,697
Sexo × N° bloques publicitarios	-0,01487	-0,575	-0,0030	-0,108	-0,0105	-0,459
Sexo × Inercia de <i>zapping</i>	0,09859	0,831	0,1724	1,499	0,0171	0,160
Parámetro de dispersión ¹⁴ (α)	0,2	-	0,2	-	0,2	-
-ln (L)	1315,025		1225,954		1395,369	

*p<0,01 **p<0,05 ***p<0,1.

El valor del estadístico χ² (3) entre los valores de las funciones de máxima verosimilitud del modelo que incluye los efectos moderadores del sexo y el modelo con efectos directos sugiere la mejora de la capacidad explicativa de aquél en las tres franjas consideradas (χ²_{domingo} = 15,594; p<0,01; χ²_{lunes} = 26,952; p<0,01 y χ²_{miércoles} = 8,858; p<0,1).

Como se puede observar en la tabla 11, de los tres efectos moderadores introducidos úni-

camente la interacción entre el sexo del individuo y el número de canales con publicidad presenta un parámetro significativo. El valor positivo y significativo de este efecto moderador muestra la existencia de un efecto indirecto del sexo sobre el comportamiento de *zapping*. Sin embargo, y adicionalmente al impacto positivo de este efecto moderador, cabe destacar que los modelos estimados muestran un efecto directo y significativo del sexo, que no se obte-

¹³ Esto confirma el papel “moderador puro” de ambas variables (FLAVIÁN Y LOZANO, 2004) para los dos días laborales de la semana.

¹⁴ Valor fijo.



nía en la estimación de los modelos de efectos directos.

La interpretación del efecto directo de la variable sexo (variable dicotómica¹⁵) se realiza de forma similar a las variables continuas consideradas en el modelo. Así, por ejemplo, para el caso del domingo, el valor del parámetro de la variable sexo (-0,7929), se interpreta bajo la afirmación de que ser hombre disminuye el número esperado de cambios de canal del individuo en un **54,746%** [$\exp(-0,7929)-1$], *ceteris paribus*. Del mismo modo, para el lunes y el miércoles nos encontramos efectos directos negativos (ser hombre disminuye el número esperado de cambios de canal en un **56,785%** el lunes y en un **31,764%** el miércoles).

Para comprender el impacto global que tiene el sexo sobre el nivel de *zapping* del individuo, derivamos la ecuación (4) con respecto a $Sexo_i$.

$$\frac{\partial Zapping_i}{\partial Sexo_i} = \omega_7 + \omega_9 \mathbf{Publi}_{ij} = \quad (5^{16})$$

-0,7929+0,3911 \mathbf{Publi}_{ij}	(domingo)
-0,839+0,3733 \mathbf{Publi}_{ij}	(lunes)
-0,3822+0,2713 \mathbf{Publi}_{ij}	(miércoles)

El número medio de canales con publicidad (véase tabla 6) es de 1,031 para el domingo, 0,968 el lunes y 1,007 el miércoles. Sustituyendo estos valores en la ecuación (5), el resultado es -0,3896 para el domingo, -0,4776 el lunes y -0,109 el miércoles, lo que indica que por **ser hombre** el nivel de *zapping* **disminuye** en un **32,26%** (domingo), **37,973%** (lunes) y **10,327%** (miércoles). Este resultado nos lleva a **rechazar** nuevamente¹⁷ P_8 , dado que habíamos pronosticado un mayor comportamiento de *zapping* del hombre. No obstante, se ha constatado la existencia de un efecto positivo indirecto a través de la variable “número de canales con publicidad” para las tres franjas analizadas. Esto significa que en caso de aumentar el

número de canales visionados con publicidad, el hecho de ser hombre facilitará el cambio de canal. Por tanto, en dichas circunstancias, los hombres presentarán una mayor propensión a hacer *zapping* que las mujeres, en línea con la proposición P_8 .

6. CONCLUSIONES E IMPLICACIONES

La investigación realizada ha permitido alcanzar los objetivos inicialmente planteados. En primer lugar, se ha desarrollado una contribución a la línea de investigación centrada en la influencia de diversas variables de programación y publicitarias sobre el comportamiento de *zapping*. Desde un punto de vista *conceptual* se ha llevado a cabo un esfuerzo por profundizar en las teorías y condicionantes del comportamiento de cambio de canal del individuo, integrándolo en un marco multidisciplinar que explica este fenómeno desde diversas perspectivas teóricas.

Desde un punto de vista *empírico*, los resultados obtenidos ponen de manifiesto, a grandes rasgos, que tan sólo las características del individuo y de la programación publicitaria influyen en el *zapping*. Los resultados obtenidos evidencian, en primer lugar, la nula capacidad explicativa de las características de la programación televisiva en otros canales respecto al comportamiento de *zapping*.

La no significatividad de la variable “tipo de programa”, operacionalizada como la diferencia entre géneros de programas en diferentes canales, es ciertamente interesante desde el punto de vista de la gestión de la programación por parte de los canales de televisión. Esto indica la posibilidad de programar diferentes o el mismo género de programas (e.g., cine, entretenimiento, series) que en otras cadenas, sin que ello vaya a provocar que el individuo cambie de canal, invalidando así el uso de ciertas

¹⁵ 0-mujer; 1-hombre (véase tabla 5).

¹⁶ Dado que ω_{10} y ω_{11} no son significativos (véase tabla 11), se han excluido de la ecuación.

¹⁷ Tal y como sucedía en el modelo inicial de efectos directos, si bien en aquél caso el rechazo de P_8 se debía a la no significatividad del parámetro asociado a la variable sexo.



estrategias de programación competitivas basadas en la similitud entre los géneros de los programas, tales como *blunting* o *counterprogramming*.

En segundo lugar, los resultados empíricos obtenidos ponen de relieve la moderada capacidad explicativa respecto al comportamiento de *zapping* de las características de la programación publicitaria, ya que se observa claramente que no se produce más *zapping* cuando los telespectadores se enfrentan a la denominada “saturación publicitaria” –recogida mediante las variables “duración de los bloques publicitarios” y “número de bloques publicitarios”. Esto significa que el *clutter* publicitario –objetivo, no percibido– no es la principal causa de *zapping*. Puede ser que los individuos aprovechen el momento de la emisión de los bloques publicitarios para desconectar psíquicamente y/o realizar otras actividades, pero no para cambiar de canal de televisión. Este comportamiento de *zapping* también puede venir provocado por el carácter habitual que la publicidad ha tomado en la programación de las cadenas de televisión, lo que convierte la emisión de anuncios en una costumbre televisiva para la cual los telespectadores encuentran cierto tipo de gratificación (siguiendo los postulados de la teoría de los usos y gratificaciones).

De entre todas las variables características de los bloques publicitarios, únicamente el “número de canales con publicidad” influye de forma directa en el comportamiento de *zapping* del individuo durante todos los días de la semana analizados. En cambio, la variable “duración de los bloques publicitarios” es significativa y positiva únicamente en el modelo de efectos directos para el caso del domingo; mientras, la variable de interacción que recoge los efectos conjuntos entre el número de bloques publicitarios y su duración en el modelo de efectos moderadores, no resulta significativa para el mismo día, al contrario de lo que ocurre el lunes y el miércoles. Este es un resultado muy interesante, y refuerza la explicación dada anteriormente respecto a los diferentes tipos de

visionado de televisión desarrollados por los individuos entre los días laborables y los fines de semana. Así, estos comportamientos de *zapping* parecen reflejar que, durante los días laborables, la consideración del reparto del tiempo total dedicado a programación y publicidad cobra una mayor importancia para los telespectadores, mientras que durante el fin de semana, dado que el individuo ve televisión como una forma de ocio alternativa –sin restricciones temporales, el alargamiento de los bloques publicitarios no tiene prácticamente ningún efecto sobre su comportamiento de cambio de canal. Esto demuestra que el comportamiento de *zapping* es menos predecible los fines de semana, y no se rige por los planteamientos habituales propuestos para el resto de días de la semana, tal y como reconocían previamente otros autores (e.g., ROSENSTEIN Y GRANT, 1997).

En tercer lugar, hay que destacar, en consonancia con los resultados de estudios previos (e.g., VAN MEURS, 1998), la elevada capacidad predictiva de las características del individuo y del hogar respecto al comportamiento de *zapping*, a excepción de la variable “sexo” que tan sólo muestra un efecto significativo en la medida en que se considera su interacción con el número de canales con publicidad vistos por el individuo. Por tanto, en el caso particular de esta variable, se confirman los planteamientos de ALWITT Y PRABHAKER (1994) que señalan la necesidad de no considerar de manera aislada las variables sociodemográficas para ofrecer una explicación fiable de las actitudes del individuo frente a la publicidad televisiva.

Respecto a la “inercia de *zapping*”, nuestros resultados confirman la dificultad de previsión del comportamiento de visionado del individuo a medida que aumenta su propensión a cambiar de canal, en tanto en cuanto no se observa coincidencia con el patrón de comportamiento previo. Es más, del análisis de los segmentos resultantes del análisis *cluster* se deduce que más que una “inercia de *zapping*”, se trata de un comportamiento de “inercia de visionado”,



de forma que para el segmento de “leales al canal” evidencia su lealtad al canal, ya que ésta sólo es elevada para este segmento.

Tras nuestro análisis también se confirma la influencia de las variables edad y tamaño del hogar, en el sentido de que la propensión al *zapping* aumenta cuanto más joven sea el telespectador y cuanto menos numeroso sea el grupo que comparte el visionado, tal y como indicaba la revisión de la literatura. Es más, tomando como referencia el análisis *cluster* realizado, las características sociodemográficas identificativas del segmento de *superzappeadores* son muy similares a las obtenidas por KIM (2002) para el segmento que hace más *zapping* en su análisis.

Desde una perspectiva metodológica, los resultados obtenidos confirman la idoneidad de los modelos de regresión *count-data* para el análisis del comportamiento de cambio de canal.

Finalmente, y desde el punto de vista teórico, se confirman los planteamientos de la corriente de investigación de la literatura sobre los efectos derivados del contexto del anuncio, que otorga mayor importancia a los aspectos relacionados con la programación televisiva (tanto de contenidos como publicitaria) que a las características de los anuncios. Consecuentemente, los anunciantes deben llevar a cabo estrategias de segmentación y microsegmentación basadas fundamentalmente en las características sociodemográficas de los individuos y el tamaño del hogar. Asimismo, anunciantes, agencias de publicidad y centrales de medios podrían innovar en las estrategias de planificación de medios en el sentido de “obligar” a los telespectadores a ver sus anuncios, emitiendo el mismo anuncio en todos los canales de televisión posibles aproximadamente al mismo tiempo (i.e., estrategia de *road blocking*), ya que, en base a nuestros resultados, a medida que se incrementa el número de canales con publicidad visionados también aumenta la propensión a hacer *zapping*; por tanto, con este tipo de estrategia el anunciante incrementaría la probabilidad de que el individuo viera su

anuncio al menos en una cadena pese a los cambios de canal.

Paralelamente, también se confirman empíricamente los planteamientos de la teoría de la búsqueda de variedad (ampliamente contrastada en el ámbito de la elección de marca) a nivel de elección de canales de televisión. Los individuos, a pesar de cambiar de canal, visionan publicidad (luego la publicidad no es el motivo que les lleva a cambiar de canal), lo que avala las tendencias que ya se apuntaban en la descripción de los segmentos resultantes del análisis *cluster* acerca de la ausencia de relación entre cambiar de canal y visionar publicidad. Así, incluso los telespectadores que más tienden a cambiar de canal (“*superzappeadores*”), dedican una parte importante de su tiempo de visionado de televisión a ver publicidad, en un claro comportamiento de pasividad e inconstancia. Extendiendo las recomendaciones realizadas en el ámbito de elección de marca, la estrategia publicitaria variará entre la desarrollada por la cadena líder y el resto, que tienen unos niveles de *share* inferiores. Por tanto, la cadena líder deberá reducir al máximo posible esa búsqueda de variedad del telespectador, fidelizándolo, y una de las maneras de conseguirlo es mediante el empleo de estrategias de programación de contenidos televisivos adecuadas. Por otra parte, el resto de cadenas tendrán que potenciar la búsqueda de variedad por parte del telespectador, bien centrando su estrategia de programación de contenidos en las preferencias de aquellos individuos más propensos a cambiar de canal, bien desarrollando estrategias de programación de contenidos televisivos y publicitarias competitivas (e.g., *counterprogramming*).

7. LIMITACIONES Y LÍNEAS DE INVESTIGACIÓN FUTURAS

Como cualquier investigación, este trabajo no está exento de limitaciones. En primer lugar, en la franja utilizada existe un claro predominio



del género de programa denominado “informativos”. En este sentido, la operacionalización de la variable “tipo de programa” de forma pura y no como coincidencia entre tipos de programas, nos hubiera permitido un mejor análisis de la influencia real de esta variable sobre el comportamiento de zapping del individuo. En segundo lugar, también hay que señalar las limitaciones derivadas de la utilización del panel de audimetría de forma transversal y no longitudinal, consecuencia de las propias limitaciones informáticas en el procesamiento de un número tan elevado de individuos. Así, si bien es cierto que la utilización de tres días de la semana ofrece una elevada consistencia a los resultados obtenidos, podemos prever que el análisis de un mayor número de días y franjas podría incrementar dicha consistencia, lo que podría, por tanto, tener importantes implicaciones para la programación televisiva y publicitaria, en caso de confirmarse dichos resultados. De igual forma, hay que reconocer la antigüedad de los datos del panel. Desde 2001, el mundo de la televisión ha cambiado bastante como consecuencia de la introducción de nuevos canales (e.g., locales, TDT, TV vía satélite) y formas publicitarias (e.g., *screen split*), dando lugar a un nuevo contexto televisivo. Esta limitación no resta mérito a la investigación dado que no afecta a su validez interna, y se debe a la dificultad de obtención y tratamiento de datos de panel más actuales.

En tercer lugar, nuestras explicaciones para deducir los motivos que conducen al individuo a hacer *zapping* se han basado en teorías explicativas del fenómeno, en los supuestos planteados en trabajos previos y en el propio análisis estadístico del comportamiento de las variables de manera relacionada. Sin embargo, en línea con el planteamiento de CRONIN (1995), consideramos que para completar cualquier análisis de estas características y conocer exactamente lo que motiva al individuo a hacer *zapping*, sería necesario aplicar metodologías adicionales para el mismo conjunto de individuos como el diseño experimental o, incluso, técnicas

intrusivas de recogida de información como la presencia de observadores y/o cámaras en los hogares de visionado de televisión, si bien este tipo de intromisiones podría reducir la validez metodológica.

En cuanto a las *líneas de investigación futuras* que sobre el comportamiento de *zapping* nos planteamos, en primer lugar, cabe destacar el desarrollo de modelizaciones alternativas para el análisis de dicho comportamiento, que confirmen los resultados de este trabajo. Así, la utilización de un enfoque *semiparamétrico de clases latentes* en el contexto de los modelos de elección *logit* multinomial, permitiría analizar la heterogeneidad del comportamiento de visionado del individuo, relacionándolo con las diferentes variables definidas y con el comportamiento de cambio de canal del individuo. Finalmente, parece interesante profundizar en el fenómeno del *zapping* desde el punto de vista de las diferencias de comportamiento entre los días laborables (lunes a viernes) y el fin de semana, dada la escasa literatura al respecto y las similitudes halladas en los resultados del presente trabajo entre lunes y miércoles y la divergencia con los resultados del domingo, para alguna de las variables analizadas. Por este motivo, en el futuro pretendemos desarrollar investigaciones que consideren el comportamiento de visionado y de cambio de canal del individuo en ambos momentos de la semana.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABERNETHY, A. M. (1991). “Television Exposure: Program vs. Advertising”, *Current Issues & Research in Advertising*, 13(Primavera), pp. 61-78.
- AIKEN, L. Y WEST, S. (1991). *Multiple regression*, Sage, Newbury Park: CA.
- AJZEN, I. (1991). “The theory of planned behavior”, *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50, pp. 179-211.
- ÁLVAREZ, L., SANTOS, M. Y VÁZQUEZ, R. (2000). “Análisis cultural y operativo de la



- OM. Efectos moderadores en la relación OM”, *Revista Española de Investigación de Marketing ESIC*, 4(1), pp. 7-41.
- ALWITT, L. Y PRABHAKER, P. (1994). “Identifying who dislikes television advertising: not by demographics alone”, *Journal of Advertising Research*, 34 (5), pp.17-29.
- AMEMIYA, T. (1974). “The nonlinear two-stage least squares estimator”, *Journal of Econometrics*, 2, pp. 105-110.
- ASOCIACIÓN PARA LA INVESTIGACIÓN DE LOS MEDIOS DE COMUNICACIÓN (AIMC) (2005). *Marco general de los medios en España 2005*.
- ATKINS, D. Y GALLOP, R. (2007). “Re-thinking how family researchers model infrequent outcomes: a tutorial on count regression and zero-inflated models”, *Journal of Family Psychology*, 21 (4), pp. 726-735.
- BEARDEN, W., HEADEN, R., KLOMPMAKER, J. Y TEEL, J. (1981). “Attentive Audience Delivery of TV Advertising Schedules”, *Journal of Marketing Research*, 28(Mayo), pp. 187-191.
- BELLAMY, R. Y WALTER, J. (1996). *Television and the Remote Control: grazing on a Vast Wasteland*, Guilford Press: NY.
- BILLET CONSULTANCY LTD. (1992). *The Zapper and the Advertiser: A Study of ITV Viewers*, Londres, R.U.
- CAMERON, A. (1998). *Regression analysis of count data*, Cambridge University Press, West Nyack, NY.
- CAMERON, A. Y TRIVEDI, P. (1986). “Econometric models based on count data: comparisons and applications of some estimators”, *Journal of Applied Econometrics*, 1, pp. 29-53.
- CAMERON, A. Y TRIVEDI, P. (1990). “Regression-based tests for overdispersion in the Poisson model”, *Journal of Econometrics*, 46, pp. 347-364.
- CAMERON, A. Y TRIVEDI, P. (2001). “Essentials of count data regression”, en B. H. Baltagi (ed.) *A companion to theoretical econometrics*, Blackwell, Oxford, UK, pp. 331-348.
- CAMERON, A. Y WINDMEIJER, F. (1996). “R-squared measures for count data regression models with applications to health care utilization”, *Journal of Business and Econometric Statistics*, 14 (2), pp. 209-220.
- CAMERON, A. Y WINDMEIJER, F. (1997). “An r-squared measure of goodness of fit for some common nonlinear regression models”, *Journal of Econometrics*, 77, pp. 329-342.
- CAPOCASA, A., DENON, L. Y LUCCHI, R. (1985). “Understanding Audiences of TV Commercial Breaks, What People Do, How They React, How Much They Recall”, *Conference Proceedings of Seminar on Broadcasting and Research*, ESOMAR: Amsterdam, New York: ARF, pp. 81-109.
- CAREY, J. (2002). “The Evolution of TV Viewing”, presentación en “TV Meets the Web Seminar”, 16-17 de Mayo, Amsterdam, <http://www.tvmeetstheweb.com/may2002/presentation/carey.doc>
- CHAMPOUX, J. Y PETERS, W. (1987). “Form, effect size and power in moderated regression analysis”, *Journal of Occupational Psychology*, 60, pp. 55-62.
- COHEN, J. Y COHEN, P. (1983). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences*, Lawrence Erlbaum Associates Publishers: Londres.
- CRONIN, J. (1995). “In-Home Observations of Commercial Zapping Behavior”, *Journal of Current Issues and Research in Advertising*, 17(2), pp. 69-75.
- CRONIN, J. Y MENELLY, N. (1992). “Discrimination vs. Avoidance: “Zipping” of Television Commercials”, *Journal of Advertising*, 21(2), pp. 1-7.
- DANAHER, P. (1995). “What Happens to Television Ratings during Commercial Breaks?”, *Journal of Advertising Research*, 35(1), pp. 37-47.
- EASTMAN, S., NEAL-LUNSFORD, J. Y RIGGS, K. (1995). “Coping with Grazing: Prime-Time Strategies for Accelerated Program Transitions”, *Journal of Broadcasting & Electronic Media*, 39(Invierno), pp. 92-108



- EHRENBERG, A. Y TWYAN, W. (1967). "On Measuring TV Audiences", *Journal of The Royal Statistical Society, Series A*, 130, pp. 1-59.
- EPSTEIN, G. (1998). "Network competition and the timing of commercials", *Management Science*, 44(3), pp. 370-387.
- FERGUSON, D. Y PERSE, E. (1993). "Media and Audience Influences on Channel Repertoire", *Journal of Broadcasting & Electronic Media*, 37(1), pp. 31-48.
- FLAVIÁN, C. Y LOZANO, F. J. (2004). "Influencia de los moderadores ambientales en la relación entre orientación al entorno y resultado. Un análisis con regresiones moderadas en el ámbito educativo", *Revista Española de Investigación de Marketing ESIC*, 8(2), pp. 123-153.
- FRIESTAD, M. Y WRIGHT, P. (1994). "The Persuasion Knowledge Model: How People Cope with Persuasion Attempts", *Journal of Consumer Research*, 21(Junio), pp. 1-31.
- GARITAONANDIA, C.; FERNÁNDEZ, E. Y OLEAGA, J. A. (2000): "La gestión de la abundancia: Tiempo de consumo y uso del mando a distancia en la televisión multicanal", *Zer: Revista de Estudios de Comunicación*, 9, disponible en <http://www.ehu.es/zer/zer9/9carmelo.html>.
- GILMORE, R. Y SECUNDA, E. (1993). "Zipped TV Commercials Boost Prior Learning", *Journal of Advertising Research*, 33(6), pp. 28-38.
- GOURIERIOUX, C., MONFORT, A. Y TROGNON, A. (1984). "Pseudo maximum likelihood methods: applications to Poisson models", *Econometrica*, 52, pp. 701-720.
- GREENE, W.F. (1988). "Maybe the Valley of the Shadows Isn't So Dark After All", *Journal of Advertising Research*, 28(5), pp. 11-15.
- GREENE, W. (1998). *LIMDEP Version 7.0 User's manual*. NY: Econometric Software.
- GREENE, W. (2003). *Econometric analysis*, 5th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- GREENLEY, G. (1995). "Market orientation and company performance: empirical evidence from U.K. companies", *British Journal of Management*, 6, pp. 1-13.
- GROGGER, J. Y CARSON, R. (1991). "Models for truncated counts", *Journal of Applied Econometrics*, 6, pp. 225-238.
- GURMU, S. Y TRIVEDI, P. (1992). "Overdispersion tests for truncated Poisson regression models", *Journal of Econometrics*, 54, pp. 347-370.
- HAIR, J., ANDERSON, R., TATHAM, R. Y BLACK, W. (1999). *Análisis multivariante*, 5^a ed., Pre.-Hall:Madrid.
- HANNAN, M. Y FREEMAN, J. (1987). "The ecology of organizational founding: American Labor Unions, 1836-1985", *American Journal of Sociology*, 92, pp. 910-943.
- HAUSMAN, J., HALL, B. Y GRILICHES, Z. (1984). "Econometric models for count data with an application to the patents-R and D relationship", *Econometrica*, 52, pp. 909-938.
- HEADEN, R., KLOMPMAKER, J., Y RUST, R. (1979). "The Duplication of Viewing Law and Television Media Schedule Evaluation", *Journal of Marketing Research*, 16 (August), pp. 333-340.
- HEETER, C. Y GREENBERG, B. (1985). "Profiling the Zappers", *Journal of Advertising Research*, 25(2), pp. 15-19.
- HOREN, J. (1980). "Scheduling of network television programs", *Management Science*, 26 (4), pp. 354-370.
- HORSLEY, C. (1986). "A quantified study on what people do during commercial breaks", *Seminar on new developments in media research*, ESOMAR: Amsterdam, New-York: ARF, pp. 23-34.
- JACCARD, J., TURRISI, R. Y WAN, CH. (1990). *Interaction effects in multiple regression*, Sage Publis.: CA.
- KAATZ, R. (1986). "Media Connections in a Changing Consumer Environment", *Journal of Advertising Research*, 26(Abril/Mayo), RC3-RC7.
- KAPLAN, B. (1985). "Zapping—real issue is communication", *Journal Advertising Research*, 25(2), pp. 9-12.
- KAUFMAN, C. Y LANE, P. (1994). "In Pursuit of the Nomadic Viewer", *Journal of Consumer Marketing*, 11(4), pp. 4-17.



- KIM, C. (2002). "Identifying viewer segments for television programs", *Journal of Advertising Research*, 42 (1), pp. 51-66.
- KITCHEN, P. Y YORKE, D. (1986). "Commercial Television Breaks, Consumer Behavior, and New Technology: An Initial Analysis", *European Journal of Marketing*, 20(2), pp. 40-53.
- KRUGMAN, D., CAMERON, G. Y MCKEARNEY, C. (1995). "Visual Attention to Programming and Commercials: The Use of In-home Observations", *Journal of Advertising*, 24(1), pp. 1-12.
- KUMAR, V., BOHLING, T. Y LADDA, R. (2003). "Antecedents and consequences of relationship intention: implications for transaction-relationship marketing", *Industrial Marketing Management*, 32, pp. 667-676.
- LEE, L-F. (1996). "Specification and estimation of count data regression and sample selection models – a counting process and waiting time approach", *ECON Working Papers*, December. (disponible en <http://repository.ust.hk/dspace/bitstream/1783.1/2562/1/spec.pdf>)
- LEE, S. Y LUMPKIN, J. (1992). "Differences in Attitude Toward TV Advertising: VCR Usage as a Moderator", *International Journal of Advertising*, 11(4), pp. 333-342.
- LI, H; EDWARDS, S. Y LEE J. (2002). "Measuring the Intrusiveness of Advertisements: Scale Development and Validation", *Journal of Advertising*, 31(2), pp. 37-47.
- LONG, J. (1997). *Regression models for categorical and limited dependent variables*, SAGE, Thousand Oaks, CA.
- LYNCH, K. Y STIPP, H. (1999). "Examination of Qualitative Viewing Factors for Optimal Advertising Strategies", *Journal of Advertising Research*, 39(3), pp. 7-16.
- MC SHERRY, J. (1985). "The Current Scope of Channel Switching", *Marketing and Media Decisions*, 20(8), pp. 144-146.
- MELGAR, M., ORDAZ, J. A. Y GUERRERO, F. (2004). "Una estimación del número de siniestros en el seguro del automóvil: comparación entre distintos modelos", *XII Jornadas Asociación Española de Profesores Universitarios de Matemáticas para la Economía y la Empresa*, Murcia, 16 y 17 de septiembre.
- METZGER, G. (1986). "CONTAM's VCR Research", *Journal of Advertising Research*, 20(8), pp. 8-12.
- MULLAHY, J. (1986). "Specification and testing of some modified count data models", *Journal of Econometrics*, 33, pp.341-365.
- MULLAHY, J. (1997). "Heterogeneity, excess zeros and the structure of count data models", *Journal of Applied Econometrics*, 12, pp.337-350.
- NAKRA, P. (1991). "Zapping Nonsense: Should Television Media Planners Lose Sleep over It?", *International Journal of Advertising*, 10(3), pp. 217-222.
- NUTTAL, C. (1962). "TV Commercial Audiences in the United Kingdom", *Journal of Advertising Research*, 2(Septiembre), pp. 19-28.
- OLNEY, T., HOLBROOK, M. Y BATRA, R. (1991). "Consumer Responses to Advertising: The Effects of Ad Content, Emotions, and Attitude toward the Ad on Viewing Time", *Journal of Consumer Research*, 17(Marzo), pp. 440-453.
- RUST, R. Y ALPERT, M. (1984). "An Audience Flow Model of Television Viewing Choice", *Marketing Science*, 3(2), pp. 113-124.
- RUST, R. Y KLOMPMAKER, J. (1981). "Improving the Estimation Procedure for the Beta Binomial TV Exposure Model", *Journal of Marketing Research*, 18(4), pp. 442-448.
- RUST, R., KLOMPMAKER, J. Y HEADEN, R. (1981). "A comparative study of television duplication models", *Journal of Advertising*, 10(3), pp. 42-46.
- RUST, R., LEONE, R. Y ZIMMER, M. (1986). "Estimating the duplication audience of media vehicles in national advertising schedules", *Journal of Advertising*, 15(3), pp. 30-37
- SIDDARTH, S. Y CHATTOPADHYAY, A. (1998). "To Zap or Not to Zap: A Study of the Determi-



- nants of Channel Switching During Commercials”, *Marketing Science*, 17(2), pp. 124-138.
- SOFRES A.M. (1995). *Anuario de Audiencias de Televisión 1994*, Madrid: Sofres Audiencia de Medios.
- SPECK, P. Y ELLIOT, M. (1997). “Predictors of Advertising Avoidance in Print and Broadcast Media”, *Journal of Advertising*, 26(3), pp. 61-76.
- STAFFORD, M. Y STAFFORD, T. (1996). “Mechanical Commercial Avoidance: A Uses and Gratifications Perspective”, *Journal of Current Issues and Research in Advertising*, 18(2), pp. 27-38.
- STEINER, G. (1966). “The People Look at Commercials: A Study of Audience Behavior”, *Journal of Business*, 39, pp. 272-304.
- TAUBER, E. (1985). “Editorial: Zapping”, *Journal of Advertising Research*, 25(2), p. 5.
- TEIXEIRA, T., PIETERS, R. Y WEDEL, M. (2006). “Metrics to evaluate the effectiveness of TV commercials to capture attention”, *5th International Conference on Research in Advertising*, University of Bath: UK.
- TELLIS, G. Y REDONDO, I. (2002). *Estrategias de Publicidad y Promoción*, Madrid: Pearson.
- TSE, A.C.B. Y LEE, R.P.W. (2001). “Zapping Behavior during Commercial Breaks”, *Journal of Advertising Research*, 41(3), pp. 25-29.
- ULLOD, A. M. (1994). “Zapping y publicidad”, *Questiones publicitarias. Revista internacional de comunicación y publicidad*, 3, pp. 51-57.
- VAN DEN BERG, H. Y R. RUSTER (1992). “Zapp.. en Weg waren Ze. Een Onderzoek naar het Vermijden van Televisiereclame”, Master’s Thesis no publicada, U. C. Nijmegen, Holanda; citado en VAN MEURS (1998).
- VAN MEURS, L. (1998). “Zap! A Study on Switching Behavior during Commercial Breaks”, *Journal of Advertising Research*, 38(1), pp. 43-53.
- VAN TRIJP, H., HOYER, W. E INMANN, J. (1996). “Why Switch? Product Category-Level Explanations for True Variety Seeking Behavior”, *Journal of Marketing Research*, 33 (August), pp. 281-292.
- WALSH, G., HENNIG-THURAU, T., WAYNE-MITCHELL, V. Y WIEDMANN, K-P. (2001). “Consumers” decision-making style as a basis for market segmentation”, *Journal of Targeting, Measurement and Analysis for Marketing*, 10 (2), pp. 117-131.
- WEBSTER, J. Y PHALEN, L. (1997). *The mass audience. Rediscovering the dominant model*, Lawrence Erlbaum Associates, Mahwah, NJ.
- WINKELMANN, R. (2003). *Econometric analysis of count data*, Springer.
- WOLFE, H., BROWN, J., THOMPSON, G. Y GREENBERG, S. (1966). *Evaluating Media*, New York: National Industrial Conference Board; citado en BEARDEN ET AL. (1981).
- WOLTMAN, J.L.C.M.; WEDEL, M. Y PIETERS, R.G.M. (2003). Why do Consumers stop viewing Television Commercials? Two Experiments on the influence of Moment-to-Moment Entertainment and Information Value, *Journal of Marketing Research*, 40(Noviembre), pp. 437-453.
- YORKE, D.A. Y KITCHEN, P.J. (1985). “Channel Flickers and Video Speeders”, *Journal of Advertising Research*, 25(2), pp. 21-25.
- ZHAO, X. (1997). “Clutter and Serial Order Redefined and Retested”, *Journal of Advertising Research*, 37(5), pp. 57-73.
- ZHOU, W. (2004). “The choice of commercial breaks in television programs: the number, length and timing”, *Journal of Industrial Economics*, 3(Septiembre), pp. 315-328.
- ZUFRYDEN, F., PEDRICK, J. Y SANKARALINGAM, A. (1993). “Zapping and its Impact on Brand Purchase Behavior”, *Journal of Advertising Research*, 33(1), pp. 58-66.



ANEXO 1.

**MODELOS DE REGRESIÓN *COUNT-DATA*. DISTRIBUCIÓN DE *POISSON*
Y *BINOMIAL-NEGATIVO*. MODELOS DE REGRESIÓN *BINOMIAL-NEGATIVO*
TRUNCADOS A CERO POR LA IZQUIERDA**

VARIABLES que suponen un recuento del número de veces que un determinado suceso ocurre son muy habituales en las ciencias sociales. Así, por ejemplo nos encontramos múltiples trabajos en los que la variable objeto de análisis es de tipo discreto: nivel de gasto en I+D (HAUSMAN *ET AL.*, 1984), número de visitas a un hospital (CAMERON Y TRIVEDI, 1986), consumo de verduras (MULLAHY, 1986), la creación de nuevas empresas (HANNAN Y FREEMAN, 1987), número de siniestros en el seguro del automóvil (MELGAR *ET AL.*, 2004), etc.

Las variables dependientes de los modelos de regresión *count-data* comparten ciertas características (ATKINS Y GALLOP, 2007):

- nunca pueden tomar valores negativos;
- son números enteros, y
- no tienden a distribuirse (siempre con valores positivos) de forma normal.

Dado que la regresión por mínimos cuadrados ordinarios utiliza la distribución normal como modelo de probabilidad, no se trata de un modelo adecuado para variables dependientes de este tipo, dado que dicha distribución normal es simétrica y se extiende desde valores negativos hasta el infinito. En este sentido, la distribución de *Poisson* es mucho más adecuada para datos de estas características. Así, los modelos de regresión de *Poisson* comparten muchas similitudes con los modelos de regresión lineal, si bien utilizan la distribución de *Poisson* en lugar de la *normal* como modelo de probabilidad.

El modelo de regresión de *Poisson* se caracteriza por estimar la probabilidad de que una variable aleatoria Y tome el valor y_i para el individuo i , de modo que:

$$P(Y = y_i) = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{y_i}}{y_i!} \quad (\text{A.1})$$

donde:

$y_i = 0, 1, 2, \dots$ para cada individuo y el parámetro λ_i verifica que $\ln \lambda_i = X_i \beta$ o, de modo equivalente, $\lambda_i = e^{X_i \beta}$, siendo X_i el vector de regresores de y_i y β el de los coeficientes de regresión que se desean estimar.

Como consecuencia de esta formulación se deduce la característica fundamental de este modelo: la hipótesis de *equi-dispersión*. Esta restricción para la aplicación del modelo hace preciso su contraste; caso de rechazarse, será necesario emplear una distribución de probabilidad más flexible (MELGAR *ET AL.*, 2004). En este sentido, podemos señalar algunos de los aspectos negativos de la distribución de *Poisson* (LONG, 1997: 218-219):

- Es una distribución de probabilidad para valores enteros no negativos;
- La media de la distribución es la que determina claramente la forma de la curva. Así, para medias próximas a cero, la distribución es fuertemente anormal. A medida que la media se incrementa, la distribución se aproxima a la distribución normal;

Como ya hemos comentado con anterioridad, en la distribución de *Poisson*, la varianza es igual a la media —a diferencia de la distribución *normal*, en la que la media y la varianza son estimadas de forma independiente (e.g., dos distribuciones normales pueden tener la misma media pero diferentes varianzas). Es lo que se conoce como “dispersión equitativa” (*equi-dispersion*). Sin embargo, en la práctica, muchas veces los datos no comparten esta propiedad, y la varianza excede la media (lo que se denomina *sobre-dispersión*). La *sobre-dispersión* en los modelos de regresión de *Poisson* tiene consecuencias similares a la presencia de heterocedasticidad en los modelos de regresión lineal (CAMERON Y TRIVEDI, 1990)



La presencia de sobre-dispersión en la variable dependiente es la que provoca que, en muchas ocasiones, se utilice otro tipo de modelos para variables dependientes discretas en lugar de la distribución de *Poisson*. En particular, el modelo *Binomial-negativo* es la alternativa que normalmente se escoge en estas circunstancias. Como hemos indicado, la utilización de este modelo en detrimento del de *Poisson* está recomendado en situaciones de *sobre-dispersión*, dado que en éste caso las estimaciones que proceden del modelo de *Poisson* serán consistentes, pero ineficientes (GOURIEROUX ET AL., 1984). Incluso, en caso de que exista *sobre-dispersión* en los datos, los *tests-z* pueden sobrestimar, igualmente, la significatividad de los parámetros en la estimación a partir de distribuciones tipo *Poisson*.

Para contrastar la existencia de *sobre-dispersión* en el modelo de regresión de *Poisson* existen múltiples *tests*¹⁸. En este sentido, GREENE (2003:743-744) señala como los tres más comunes los siguientes: 1) *tests* basados en modelos de regresión; 2) *tests* condicionales de momentos; y 3) el test del multiplicador de *Lagrange*. Dentro de los diferentes *tests* existentes para contrastar la existencia de *sobre-dispersión*, el “*test de razón de verosimilitud*” es uno de los más utilizados. Este *test* se desarrolla a partir de los valores de la función de máxima verosimilitud de ambos modelos (*Poisson* vs. *Binomial-negativo*) (CAMERON Y WINDMEIJER, 1996, 1997; CAMERON, 1998; LONG, 1997), y viene definido por la siguiente expresión:

$$LRT = -2 [\ln(L_{\text{Poisson}}) - \ln(L_{\text{NBinomial}})] \sim \chi^2(1) \quad (\text{A.2})$$

La hipótesis nula que se contrasta es la no existencia de *sobre-dispersión* en la variable dependiente. En caso de rechazar dicha hipótesis nula, se confirma la existencia de *sobre-dispersión*, lo que indica la conveniencia de utili-

zar el modelo de regresión *Binomial-negativo* en lugar del modelo de *Poisson*.

El modelo *Binomial-negativo* permite abordar situaciones de recuento de datos cuando éstos muestran una elevada heterogeneidad. El elevado número de ceros de la variable dependiente (tal y como sucede en este trabajo) puede ser una explicación de ello (MULLAHY, 1997). La probabilidad se expresa en este caso de la siguiente forma:

$$P(Y = y_i) = \frac{\Gamma(y_i + \vartheta)}{\Gamma(y_i + 1)\Gamma(\vartheta)} \left(\frac{\vartheta}{\vartheta + \lambda_i} \right)^\vartheta \left(\frac{\lambda_i}{\vartheta + \lambda_i} \right)^{y_i} \quad (\text{A.3})^{19}$$

donde $\Gamma(\cdot)$ es la función de distribución gamma y $\vartheta > 0$.

De esta manera, la varianza de la distribución condicional de la variable Y es una función cuadrática de su media condicional, es decir, $Var(Y) = E(Y) + \alpha E(Y)^2$, siendo $\alpha = 1/\vartheta$. En caso de que $\alpha = 0$, el modelo *Binomial negativo* coincide con el modelo de *Poisson*.

Los desarrollos más recientes de los modelos *count-data* admiten la posibilidad de interpretar doblemente los valores nulos de la variable endógena –lo que se denomina en la literatura modelo inflado de ceros–, o modelos en los que las observaciones entran a formar parte de la muestra en el momento en el que toman un valor superior a un determinado límite inferior –modelos truncados a la izquierda–, o inferior a un determinado límite superior –modelos truncados a la derecha. En este trabajo, y dado que nos interesa analizar el motivo que lleva a los individuos a cambiar de canal, vamos a utilizar un modelo *Binomial-negativo* truncado a cero por la izquierda (dado que aquellos individuos para los que el valor de la variable dependiente es 0 son los que no cambian de canal). Su distribución de probabilidad se expresa de la siguiente forma (LONG, 1997):

$$P(y_i | x_i) = \frac{\Gamma(y_i + \vartheta)}{y_i! \Gamma(\vartheta)} \left(\frac{\vartheta}{\vartheta + \lambda_i} \right)^\vartheta \left(\frac{\lambda_i}{\vartheta + \lambda_i} \right)^{y_i} \quad (\text{A.4})$$

¹⁸ Véanse GREENE (1998, 2003) para un mayor detalle acerca de los tests de *sobre-dispersión* basados en modelos de regresión

¹⁹ CAMERON Y TRIVEDI (1986) denominan este modelo *Binomial negativo* II



De este modo:

$$P(y_i = 0|x_i) = (1 + \alpha\lambda_i)^{-\vartheta} \quad (\text{A.5})$$

$$P(y_i > 0|x_i) = 1 - (1 + \alpha\lambda_i)^{-\vartheta}$$

Combinando ambas ecuaciones:

$$P(y_i | y_i > 0, x_i) = \frac{\Gamma(y_i + \vartheta) \left(\frac{\vartheta}{\vartheta + \lambda_i} \right)^{\vartheta} \left(\frac{\lambda_i}{\vartheta + \lambda_i} \right)^{y_i}}{y_i! \Gamma(\vartheta) \left(\frac{\vartheta}{\vartheta + \lambda_i} \right)^{\vartheta} \left(\frac{\lambda_i}{\vartheta + \lambda_i} \right)^{y_i}} \quad (\text{A.6})$$

La media condicional y la varianza vienen expresadas por las siguientes expresiones (GROGGER Y CARSON, 1991):

$$E(y | y_i > 0, x_i) = \frac{\lambda_i}{P(y_i > 0|x_i)} \quad (\text{A.7})$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(y_i | y_i > 0, x_i) &= \frac{E(y | y_i > 0, x_i)}{P(y_i = 0|x_i)^\alpha} \times [1 - P(y_i = \\ &= 0|x_i)^{1+\alpha} E(y | y_i > 0, x_i) \end{aligned} \quad (\text{A.8})$$



ANEXO 2.
ESTIMACIÓN DEL MODELO DE REGRESIÓN DE *POISSON* TRUNCADO A CERO
POR LA IZQUIERDA

TABLA A.1
Parámetros estimados en el modelo de regresión de *Poisson*

VARIABLE	DOMINGO		LUNES		MIÉRCOLES	
	ω^a	t	ω^a	t	ω^a	t
Inercia de <i>zapping</i>	0,0789**	2,126	0,0188	0,346	0,06254	1,182
Tipo de programa	0,00199	0,386	-0,00063	-0,315	0,00074	0,580
Número de canales con publicidad	0,5363*	8,827	0,4169*	4,168	0,3723*	4,494
Número de bloques publicitarios	0,00509	0,609	0,0115	0,584	-0,0114	-0,588
Duración de los bloques	0,00016**	2,536	-0,0289	-1,076	-0,02411	-0,886
Edad	-0,01305*	-8,459	-0,014*	-5,860	-0,0123*	-5,810
Sexo	-0,1025	-1,586	-0,00786	-0,079	0,0233	0,243
Tamaño del hogar	-0,1684*	-8,819	-0,209*	-7,403	-0,1578*	-5,125
-ln (L)	1292,718		1236,307		1392,982	

*p<0,01 **p<0,05 ***p<0,1.

