

# MODELIZACIÓN ECONÓMICA DE LA DIFUSIÓN DE LA PRENSA DIARIA GALLEGA EN EL PERIODO 1991-2000<sup>1</sup>

Valentín A. Martínez Fernández<sup>\*2</sup>, Carlos Bouza Herrera<sup>\*\*</sup>, Oscar Juanatey Boga<sup>\*</sup> y Javier Orosa González<sup>\*</sup>  
<sup>\*</sup>Área de Comercialización e Investigación de Mercados, Universidade da Coruña, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Campus de Elviña, A Coruña  
<sup>\*\*</sup>Facultad de Matemáticas y Computación, Universidad de La Habana

## ABSTRACT

In this document the existence of a causal relationship between the promotions of sales and the diffusion of the Galician newspapers *El Correo Gallego*, *El Progreso*, *El Faro de Vigo* and *La Región* during the period 1991-2000 is analysed. The methodology used consisted in the elaboration of regression models in which the explained variable is the diffusion and the explanatory variables are the diffusion in the previous period and the ratio promotional expert is considered as the relationship of the number of promotional actions with respect to the total of days of the month. The estimation method used was Ordinary Least Squares; afterwards we proceeded to testing the hypotheses on the pattern. The econometric software used was Eviews 3.0. As a conclusion, the existence of a causal relationship between the promotion of sales and the diffusion of Galician newspapers in the period 1991-2000 was verified.

**Key words:** promotion of sales, daily press, diffusion, marketing, OLS, Time series.

**MSC:** 62P25.

## RESUMEN

En este documento se analiza la existencia de una relación causal entre las promociones de ventas y la difusión de los diarios gallegos: *El Correo Gallego*, *El Progreso*, *El Faro de Vigo* y *La Región* en el período 1991-2000. La metodología utilizada consiste en la elaboración de modelos de regresión en el que la variable explicada es la difusión y las variables explicativas son la difusión en el período anterior y el ratio promocional entendido como la relación entre número de acciones promocionales sobre el total de días del mes. El método de estimación utilizado es el de los Mínimos Cuadrados Ordinarios procediéndose después a la contrastación de las hipótesis del modelo. El paquete econométrico utilizado es el Eviews 3.0. Como conclusión, se constata la existencia de una relación causal entre la promoción de ventas y la difusión de los diarios gallegos en el período 1991-2000.

## 1. INTRODUCCIÓN

El objeto de la presente investigación consiste en la comprobación de la existencia de una relación causal entre las promociones realizadas por los diarios gallegos y sus cifras de difusión. El estudio del comportamiento de las ventas es uno de los pilares de las investigaciones contemporáneas en el área del mercadeo, vea Blatterg y Neslin (1990) y Abraham. Y Lodish (1989) e Iglesias (2001) por ejemplo. Establecer como se comparta la difusión de los diarios es un problema particular de mucho interés, no solo para los editores sino también para los publicistas. Este tipo de estudio particular constituye el motor de desarrollo de la mayor parte de la teoría del marketing, vea Jagoda (1984), Kaynak, Kucukemiroglu y Ozturk (1998) para una amplia discusión de este problema. El interés suscitado por este tema ha dado origen al desarrollo de una bibliografía extensa, la que se ha visto engrosada por obras de gran difusión como Kergohenn y Salen (1987), Serrano Gómez (1997), Shea (1996) y Ogan y Polich (1988). El estudio de los diarios editados en Galicia tienen antecedentes en las investigaciones de Martínez Fernández (1999a y 1999b). Se dispone de datos mensuales sobre difusión y promoción de ventas de cuatro de los diarios más importantes de Galicia (*El Correo Gallego*, *El Progreso*, *Faro de Vigo* y *La Región*) para el período 1991-2000. La fuente estadística utilizada es la Oficina de Justificación de la Difusión (OJD) puesto que reúne los requisitos de: amplia aceptación y rigor estadístico en el tratamiento de los datos. Puede señalarse que este es un problema econométrico con algunas características particulares. Esto ocurre al analizarse en detalle cada aplicación

<sup>1</sup>Este trabajo fue presentado en el 6to. Taller Internacional de Investigación Operacional celebrado en el período del 7 al 11 de marzo de 2005 en Ciudad Habana.

E-mail: <sup>2</sup>[valejand@udc.es](mailto:valejand@udc.es)

dándole originalidad a cada estudio de fenómenos complejos de la vida económica, como señalan Johnston (1973), Berndt (1991), Chow (1983), Goldberger (1991), Maddala (1977) y Novales (1992).

Las inferencias se harán utilizando el hecho de que trabajamos con series de tiempo. Sus características esenciales están bien determinadas en diversos textos especializados como Hendry y Richard (1983) y Mills, (1990).

El paquete informático utilizado es el Econometric Views 3.0. Este es muy versátil para las aplicaciones econométricas, ver por ejemplo Nieto e Iglesias (1993) y Carrascal Arranz, González González y Rodríguez Prado (2001) para una presentación especializada de este software.

La metodología utilizada consiste en la especificación de un Modelo de Regresión Lineal Clásico en el que la variable explicada es la difusión del diario y las variables explicativas son la difusión en el periodo anterior y el denominado ratio promocional del diario en el propio periodo.

$$DIF_t = \beta_0 + B_1 DIF_{t-1} + B_2 RP_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

El ratio promocional de cada diario es una variable construida a partir de la relación entre el número de acciones promocionales que realizan un diario al mes sobre el total de días que tiene ese mismo mes.

$$RP = \frac{\text{número de acciones promocionales mensuales}}{\text{total días del mes}} \quad (2)$$

Note que este es un modelo particular por lo que la fase de modelación por parte de los expertos fija el que se utiliza como base. Las implicaciones e importancia de esto es destacado en Granger, C. W. J. (ed, 1990).

Se procede a la estimación del modelo utilizando el método de los Mínimos Cuadrados Ordinarios para posteriormente realizar un análisis de la bondad del ajuste a través del coeficiente de determinación. (Gujarati, 1997, Godfrey (1988).

Los resultados de las estimaciones de los distintos modelos con sus correspondientes medidas de la bondad del ajuste aparecen resumidos en el Cuadro 1.

**Cuadro 1.** Estimaciones econométricas de la difusión de los diarios gallegos.

Diario	Estimación econométrica	R <sup>2</sup>
<i>El Correo Gallego</i> *	$DIFCOR_t = 6526.817585 + 0.6157287845 * DIFCOR_{t-1} + 665.8657602 * RPCOR_t$	0.4813
<i>El Progreso</i>	$DIFPRO_t = 5320.03429 + 0.5953982173 * DIFPRO_{t-1} + 910.539307 * RPPRO_t$	0.7978
<i>El Faro de Vigo</i>	$DIFFARO_t = 9571.881296 + 0.72695699 * DIFFARO_{t-1} + 1927.019993 * RPFARO_t$	0.8078
<i>La Región</i> **	$DIFREG = 5624.164248 + 0.5399275066 * DIFREG(-1) - 1396.073392 * RPREG$	0.4183

**Fuente:** Elaboración propia.

\*La estimación de El Correo Gallego se realiza para el periodo 1992-2000 puesto que con anterioridad no realiza promoción de ventas de forma continuada.

\*\*La estimación de La Región se realiza para el periodo 1995-2000 puesto que con anterioridad no realiza ningún tipo de promoción.

Del resultado de las estimaciones, se obtiene como conclusión preliminar la baja bondad del ajuste para los modelos de *El Correo Gallego* y *La Región*. Esto nos lleva a no poder aceptar como confiables las predicciones que se hagan usando las ecuaciones ajustadas. Sin embargo, en los dos casos para la variable ratio promocional, tenemos que aceptar que juegan un papel significativo en la explicación de la variable DIF, pues los estadísticos de la prueba T-student son muy altos ( $|t_2| = 2.764737 > 2$  y  $|t_2| = 2.818448 > 2$ ). Conviene resaltar el signo negativo del estimador del ratio promocional en el caso de La Región. Esto induce a pensar en la existencia de una relación negativa entre las de ventas y la difusión de este diario para el periodo 1995-2000. Esto quiere decir, que la difusión del diario no se explica sobre la base de la difusión y se puede argüir que será fidelidad a ese diario por parte de sus lectores lo que explicará los aumentos o

estabilidad en su distribución. Este es un problema de actualidad en el análisis de los problemas de marketing ver Aaker (1991).

En la sección 2 veremos si las hipótesis de base necesarias para el uso de los métodos de ajuste y contraste [tests] son válidos en las y de datos analizadas. Vea Hendry. y Richard. (1983), Mills. (1990) Pulido. (1993) y Otero. (1993) para una discusión sobre el papel de estas hipótesis para el análisis de series temporales. La sección 3 presenta el análisis de los datos usando los métodos que eran utilizables dadas las características de las series.

## 2. CUMPLIMIENTO DE LAS HIPÓTESIS DE LA PERTURBACIÓN ALEATORIA

Tras la realización de la estimación de los modelos se procede a verificar el cumplimiento de las hipótesis del modelo de regresión lineal clásico en este contexto. En concreto, se comprueba si la perturbación aleatoria cumple las hipótesis de homocedasticidad e incorrelación.

### 2.1. Pruebas de Homocedasticidad

Para verificar el cumplimiento o incumplimiento de la hipótesis de homocedasticidad se utiliza el test de White. (White, 1980)

El planteamiento de las hipótesis en el test de heterocedasticidad de White es le siguiente:

$$\begin{aligned}
 H_0: \sigma_i^2 &= \sigma^2 \text{ para todo } i \\
 H_1: &\text{no se verifica } H_0
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

La realización de este contraste está basada en la regresión de los errores mínimo cuadráticos al cuadrado, que son el indicativo de la varianza de las perturbaciones, frente a un término independiente, los regresores, sus cuadrados y sus productos cruzados dos a dos. Así , la regresión auxiliar que permite la realización de este contraste es la siguiente:

$$\begin{aligned}
 e_i^2 &= \delta_0 + \delta_1 DIF_{t-1i} + \delta_2 RP_{ti} + \delta_{11} DIF_{t-1i}^2 + \delta_{22} RP_{ti}^2 + \delta_{12} DIF_{t-1i} RP_{ti} + v_i \\
 i &= 1, \dots, N
 \end{aligned}
 \tag{4}$$

El estadístico que se propone para la realización de este contraste es  $\lambda = NR^2$ , donde el  $R^2$  es el coeficiente de determinación de la regresión auxiliar. Bajo la hipótesis nula, este estadístico se distribuye asintóticamente como una  $\chi^2(p)$ , siendo p el número de variables incluidas en la regresión auxiliar, exceptuando el término independiente.

Si el valor muestral del estadístico es suficientemente alto como para que la probabilidad de rechazar la hipótesis nula siendo cierta sea menor al 1% rechazaremos la hipótesis nula de homocedasticidad.

El test de White se ha realizado sin incluir en la regresión los productos cruzados dos a dos y los resultados aparecen recogidos en el Cuadro 2.

**Cuadro 2.** Resultados del test de heterocedasticidad de White.

Diario	Estadístico	Probabilidad
<i>El Correo Gallego</i>	10.23935	0.036583
<i>El Progreso</i>	3.112684	0.539148
<i>El Faro de Vigo</i>	4.457813	0.347579
<i>La Región</i>	1.483415	0.829575

**Fuente:** Elaboración propia.

Los resultados nos indican que no podemos rechazar la hipótesis de homocedasticidad, pues la probabilidad de rechazar esa hipótesis siendo cierta es sensiblemente superior al 1% (0.01). Esto quiere decir, que en todos los modelos la perturbación aleatoria cumple la hipótesis de homocedasticidad. Entonces los fenómenos endógenos y exógenos que afectan los diarios no hacen variar significativamente la variabilidad.

## 2.2. Pruebas de Incorrelación

Para verificar el cumplimiento o incumplimiento de la hipótesis de incorrelación utilizamos el test de Breusch-Godfrey. (Godfrey, 1988)

El test de Breusch-Godfrey es un contraste asintótico basado en el uso de de multiplicadores de Lagrange. El planteamiento del contraste es el siguiente:

$$\begin{aligned}
 H_0: & \text{Ausencia de autocorrelación } (\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_r = 0) \\
 H_1: & \text{AR}(r) \text{ ó MA}(r)
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

La hipótesis nula es la ausencia de autocorrelación hasta el orden especificado por la hipótesis alternativa. Es decir, los coeficientes de autocorrelación de las perturbaciones hasta el orden  $r$  en la serie de tiempo, son iguales a 0. Nuestro objetivo es establecer si los resultados observados en un momento  $t$  no son explicados por relaciones con los  $r$  anteriores

El estadístico utilizado en este contraste es  $T \cdot R^2$ . Se calcula como el producto del tamaño muestral y el coeficiente de determinación de una regresión auxiliar de los residuos mínimo cuadráticos en función de los  $r$  retardos de los mismos y de las variables explicativas del modelo. Bajo la hipótesis nula, el estadístico de Breusch-Godfrey se distribuye como un chi-cuadrado con  $r$  grados de libertad:

**Cuadro 3.** Resultados del test de autocorrelación de Breusch-Godfrey.

Diario	Estadístico	Probabilidad
<i>El Correo Gallego</i>	0.082108	0.959777
<i>El Progreso</i>	3.688327	0.158158
<i>El Faro de Vigo</i>	1.689703	0.429621
<i>La Región</i>	2.168070	0.338228

**Fuente:** Elaboración propia.

El test de Breusch-Godfrey se ha realizado para 2 residuos y los resultados aparecen recogidos en el Cuadro 3.

Los resultados nos indican que no podemos rechazar la hipótesis de incorrelación, pues la probabilidad de rechazar esa hipótesis siendo cierta es sensiblemente superior al 1% (0.01). Esto quiere decir, que en todos los modelos la perturbación aleatoria cumple la hipótesis de incorrelación.

## 2.3. Conclusiones derivadas de ambas pruebas

Se ha verificado que la perturbación aleatoria cumple las hipótesis de homocedasticidad e incorrelación por lo tanto, los estimadores mínimo-cuadráticos ordinarios son insesgados, consistentes y óptimos: teorema de Gauss-Markov y las predicciones son óptimas en el sentido de que minimizan la varianza del error de predicción. (Gujarati, 1997)

A continuación se contrasta la hipótesis de normalidad de la perturbación aleatoria. Si la perturbación aleatoria se distribuye normalmente, en los modelos se puede realizar contraste de hipótesis y estimación por intervalo.

## 2.4. Normalidad de los residuos de la serie

Para verificar el cumplimiento o incumplimiento de la hipótesis de normalidad utilizamos el test de Jarque-Bera. (Carrascal et al., 2001)

El test de Jarque-Bera plantea en la hipótesis nula la existencia de normalidad de las perturbaciones y la alternativa de la no normalidad.

$$\begin{aligned}
 H_0: & \text{Normalidad} \\
 H_1: & \text{No normalidad}
 \end{aligned}
 \tag{6}$$

El estadístico de contraste utilizado es el de los multiplicadores de Lagrange que se construye a partir de los coeficientes de asimetría y de kurtosis y cuya expresión es la siguiente:

$$JB = T \left[ \frac{m_3^2}{6m_2^3} + \frac{1}{24} \left( \frac{m_4}{m_2^2} - 3 \right)^2 \right]
 \tag{7}$$

Bajo la hipótesis nula, el estadístico se distribuye como un chi-cuadrado con 2 grados de libertad:  $\chi_2^2$ . Los  $m_i$ , son los momentos muestrales centrados de orden  $i$  de los residuos:

$$m_i = \frac{\sum_{t=1}^T (e_t - \bar{e})^i}{T}
 \tag{8}$$

Los resultados del test Jarque-Bera aparecen recogidos en el Cuadro 4.

**Cuadro 4.** Resultados del test de normalidad de Jarque-Bera.

Diario	Estadístico	Probabilidad
<i>El Correo Gallego</i>	53.14126	0.000000
<i>El Progreso</i>	38.63164	0.000000
<i>El Faro de Vigo</i>	1.447998	0.484810
<i>La Región</i>	1.242019	0.537402

**Fuente:** Elaboración propia.

Los resultados nos indican que no podemos rechazar la hipótesis de normalidad, pues la probabilidad de rechazar esa hipótesis siendo cierta es sensiblemente superior al 1% (0.01) en los diarios *El Faro de Vigo* y *La Región*. Esto quiere decir, que en los modelos de estos diarios la perturbación aleatoria cumple la hipótesis de normalidad y por lo tanto, se puede realizar contraste de hipótesis y estimación por intervalo utilizando los métodos asociados a la normalidad que usualmente aparecen en la literatura.

### 3. ESTUDIO DE LA SIGNIFICACIÓN DE LAS PROMOCIONES DE VENTAS

Hasta ahora, se han estimado modelos a través del método de los Mínimos Cuadrados Ordinarios y se ha contrastado la adecuada especificación de los mismos. Además, se ha comprobado que la perturbación aleatoria cumple la hipótesis de normalidad y por lo tanto podemos realizar contraste de hipótesis y estimación por intervalo en los modelos de los diarios *El Faro de Vigo* y *La Región*.

Llegado este punto, nos interesa saber si las promociones de los diarios influyen en la difusión de los mismos. Este es el leit-motiv de la mayor parte de las investigaciones de este tipo, véase a Abraham y Lodish (1989) así como Blatterg y Neslin (1990) Como quiera, que las promociones de ventas aparecen recogidas en la variable que hemos denominado ratio promocional, nos interesa verificar si esta variable ejerce influencia significativa a la hora de explicar el comportamiento de la variable difusión. Para realizar esta comprobación se utiliza el test de Wald. (Carrascal **et al.**, 2001)

El test de Wald plantea la hipótesis nula de que un coeficiente sea igual a 0 frente a la hipótesis alternativa de que el mismo coeficiente sea diferente de 0. En concreto, interesa saber si el coeficiente del esfuerzo promocional es o no diferente de 0.

$$H_0: \beta_2 = 0 \tag{9}$$

$$H_1: \beta_2 \neq 0$$

El estadístico utilizado para la realización de este contraste es el estadístico t de Student,  $\frac{\hat{\beta}_i}{s_{\hat{\beta}_i}}$ . Bajo la hipótesis nula, este estadístico se distribuye como una t de Student con T-k-1 grados de libertad:  $t_{T-k-1}$ .

Los resultados del test de Wald aparecen recogidos en el Cuadro 5.

**Cuadro 5.** Resultados del test de Wald.

Diario	Estadístico-F	Probabilidad
<i>El Faro de Vigo</i>	14.98142	0.000180
<i>La Región</i>	7.943652	0.006291

**Fuente:** Elaboración propia.

Los resultados nos indican que rechazamos la hipótesis de nulidad del coeficiente del ratio promocional en la ecuación de regresión puesto que la probabilidad es sensiblemente inferior al 1% (0.01). Esto corrobora lo que se expresa en la prueba T-student realizada con ellos en la sección 2: que el ratio promocional ejerce influencia significativa a la hora de explicar el comportamiento de la difusión para el periodo 1991-2000 en *El Faro de Vigo* y *La Región*. Ahora bien, el estimador del ratio promocional para el caso de *El Faro de Vigo* tiene un valor positivo (1927.019993) y esto implica la existencia de una relación directa entre ambas variables, es decir incrementando en el número de acciones promocionales del diario, se consigue incrementar la difusión del diario. Sin embargo, en el caso de *La Región* el estimador presenta un signo negativo (- 1396.073392) y por lo tanto, aquí un aumento de las acciones promocionales no sólo no supone un aumento de la difusión sino todo lo contrario. Por lo tanto, aumentos en la difusión de *La Región* viene fundamentalmente explicada por la difusión en el periodo anterior, es decir, la fidelidad al diario es el principal determinante de los índices de difusión de *La Región*. Incrementos en la acción promocional afecta la difusión.

#### 4. CONCLUSIONES

Con la realización del presente trabajo de investigación se ha pretendido analizar empíricamente la existencia de una relación causal entre las promociones de ventas y la difusión en la prensa diaria gallega para el periodo 1991-2000.

Las principales conclusiones extraídas con el presente trabajo de investigación son las siguientes:

1. La especificación econométrica obtenida para el diario *El Correo Gallego*, presenta un coeficiente de determinación no muy elevado (0.4813). Esto apunta la posible existencia de otras variables que explican el comportamiento de la difusión de este diario. Sin embargo, el estudio del estimador de la variable ratio promocional nos lleva a aceptar la significación del ratio teórico ( $|t_2| = 2.764737 > 2$ ) y además, se verifica el cumplimiento de las hipótesis relativas al comportamiento de la perturbación aleatoria: homocedasticidad e incorrelación. Por lo tanto, la evidencia empírica constata la existencia de una relación causal entre número de acciones promocionales y la difusión para *El Correo Gallego* en el periodo 1992-2000.
2. Un coeficiente de determinación algo más elevado (0.7978), la significación del estimador de la variable ratio promocional ( $|t_2| = 5.391534 > 2$ ) y el cumplimiento de las hipótesis de homocedasticidad e incorrelación soportan la validez de las inferencias hechas que sugieren la presencia de una relación causal significativa entre las promociones de ventas y la difusión del diario *El Progreso*, en el periodo objeto de estudio.
3. En el caso de *El Faro de Vigo*, además de un considerablemente elevado coeficiente de determinación (0.8078), de la elevada significación del ratio teórico ( $|t_2| = 3.870584 > 2$ ) y del cumplimiento de las hipótesis del modelo de regresión lineal clásico. Los resultados del test de Wald permiten descartar la

hipótesis de nulidad del coeficiente de regresión asociado. Es decir, la promoción de ventas del diario *El Faro de Vigo*, explica el comportamiento de la difusión en el periodo 1991-2000.

4. La estimación econométrica del diario *La Región* presenta un moderadamente pequeño coeficiente de determinación (0.4183) pero con un ratio teórico que es también significativamente distinto de cero ( $t/2 = 2.818448 > 2$ ). Por lo tanto, con independencia de la existencia de otras variables que mejoren la explicación de la difusión, el ratio promocional ejerce influencia significativa a la hora de explicar el comportamiento de la difusión de el diario *La Región*. Llegado este punto, resulta imprescindible resaltar el signo negativo del estimador del ratio promocional. Esto indica la existencia de una relación negativa entre la promoción de ventas y la difusión de este diario para el periodo 1995-2000. Es decir, sus lectores se mueven más por criterios de fidelidad al diario que por las promociones que les puedan ofertar.

#### REFERENCIAS

- AAKER, D. A. (1991): **Managing Brand Equity**, The Free Press. New York
- ABRAHAM, M.M. and L.M. LODISH (1989): **Fact Based Estrategies for Managing Advertsiting and Promotion Dollars**: Lessons from Single Source Data, Pensylvania: Marketing Departament.
- AMEMIYA, T. (1985): **Advanced Econometrics**, Basil Blackwell. Oxford.
- BERNDT, E.R. (1991): **The Practice of Econometrics: Classic and Contemporany**. Addison-Wesley. New York
- BLATTERG, R.C. and S.A. NESLIN (1990): **Sales Promotion: Concepts, Methods and Strategies**. Prentice Hall. New York.
- CARRASCAL ARRANZ, U.; Y. GONZÁLEZ GONZÁLEZ y B. RODRÍGUEZ PRADO (2001): **Análisis Econométrico con Eviews**, RA-MA editorial. Madrid
- CHOW, G. C. (1983): **Econometric Methods**: McGraw-Hill. New Cork.
- GODFREY, L.G. (1988): **Specification Tests in Econometrics**, Cambridge University Press, Cambridge.
- GOLDBERGER, A.S. (1991): **A Course in Econometrics**. Harvard University Press, Cambridge.
- GRANGER, C. W. J. (ed, 1990): **Modelling Economic Series**, Clarendon Press., Oxford.
- GUJARATI, D. (1997): **Econometría**. Tercera edición.: Mc Graw Hill, Santafé de Bogotá.
- HENDRY, D.F. and J.F. RICHARD (1983): "The Econometric Analysis of Economic Time Series", **International Statistical Review**, 51, 111-163.
- IGLESIAS, F. (2001): **Marketing Periodístico**, Ariel. Barcelona:
- JAGODA, D. (1984): "Sweepstake: It's Not What You Give But What You Get", **Marketing Communications**, 49, 27-31.
- JOHNSTON, J. (1973): **Métodos de Econometría**. Macmillan. Londres:
- KAYNAK, E.; O. KUCUKEMIROGLU and S.A. OZTURK (1998): "Sales Promotion Practices of Consumer Goods Companies in an Advanced Developing Country", **International Journal of Advertising**, 17, 213-231.
- KERGOHENN, J. and H. SALEN (1987): **Promoción y Merchandising**, Madrid: H. Salen ed.
- MADDALA, G.S. (1977): **Econometrics** Mc Graw-Hill. New Cork.

- MARTINEZ FERNÁNDEZ, V.A. (1999a): **Distribución de la Prensa Diaria en Galicia**, Santiago de Compostela: Lea.
- \_\_\_\_\_ (1999b): "Os Xogos como Instrumento de Marketing na Empresa Xornalística", **As Fronteiras do Novo Xornalismo**, Santiago de Compostela: Lea.
- MILLS, T.C. (1990): *Time Series Techniques for Economists*. Cambridge: Cambridge University Press.
- NIETO, A. y F. IGLESIAS (1993): *Empresa Informativa*. Ariel. Barcelona.
- NOVALES, A. (1993): **Econometría**. 2ª edición.: Editorial McGraw-Hill. Madrid.
- OTERO, J. M. (1993): **Econometría**. Series Temporales y Predicción. Editorial AC. Madrid.
- PULIDO, A. (1993): **Modelos Económicos**. 4ª edición.: Ediciones Pirámide. Madrid.
- RABASSA, B. (1987): *Promoción de Ventas: Cómo se Prepara una Campaña*, Pirámide. Madrid.
- SERRANO GÓMEZ, F. (1997): *Temas de Introducción al Marketing*, ESIC. Madrid.
- SHEA, C. (1996): *Playing to Win*, *Promo Magazine*, Agosto, 53-60.
- SONH, A.; Ch. OGAN y J. POLICH (1988): *La Dirección de la Empresa Periodística*: Paidós, Barcelona.
- WHITE, H. (1980) "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity", **Econometrica**, 48, 817–838.