

INFERENCIA ECOLÓGICA PARA LA CARACTERIZACIÓN DE ABSTENCIONISTAS: EL CASO DE PORTUGAL

ECOLOGICAL INFERENCE FOR THE CHARACTERIZATION OF ELECTORAL TURNOUT: THE PORTUGUESE CASE

Eugénia Castela

Maria Purificación Villardón

RESUMEN

Los métodos de Inferencia Ecológica (IE) son métodos estadísticos que permiten estimar las celdas de una tabla de contingencia, cuando solo son conocidos los respectivos totales marginales. A partir del modelo de King (1997) y considerando las elecciones legislativas ocurridas en Portugal en 2002 y 2005, pretendemos encontrar los coeficientes de estabilidad (los ciudadanos mantienen la misma actitud ante el voto en las dos elecciones, es decir, cuando votan o se abstienen, en las dos elecciones, consecutivamente) e inestabilidad electoral (los ciudadanos votan en una de ellas y se abstienen en la otra, independientemente del orden) para todos y cada uno de los municipios de Portugal.

En el caso de Portugal, el método de King no ha producido buenas estimaciones.

Así, con vista a obtener la homogeneidad espacial, en términos de tendencias políticas mayoritarias en las dos elecciones en estudio, nuestra propuesta se basa en una “reorganización” territorial partidista/abstencionista, a partir del método HJ-Biplot (Galindo, 1986).

La “reorganización” territorial, proporcionó 6 grupos de provincias a los cuales se aplica el modelo de King para encontrar el porcentaje de electores que han votado y se han abstenido en las dos elecciones, así como el porcentaje de electores fluctuantes, es decir, los electores que han votado en una de las elecciones y se abstenido en la otra.

Palabras Clave: Inferencia Ecológica, HJ-Biplot, Organización territorial, Elecciones portuguesas.

ABSTRACT

Ecological Inference (IE) is a set of statistical methods that estimate the cells of a contingency table when only the marginal totals are known. Based on King's model (1997) and considering the legislative elections in Portugal between the years 2002 and 2005, we try to find the stability coefficients (the citizens who, keep the same attitude towards voting in both elections, i.e., they opt for vote or abstention in two consecutive elections) and electoral instability (the citizens who vote in one election and opt for abstention on the other, regardless of the order) for every and each of the municipalities in Portugal.

In the Portuguese case, King's method did not give good estimations. Therefore, in order to find spatial homogeneity in terms of the main political tendencies on the elections under study, we propose territorial “reorganization” based on an abstention pattern arising from the HJ-Biplot method (Galindo, 1986).

The territorial “reorganisation” has provided 6 groups of provinces to which King's model was applied in order to find the percentage of electors who voted or chose abstention in both elections, as well as the percentage of floating electors, i.e., the electors who voted in one election and not on the other.

Keywords: Ecological Inference, HJ-Biplot, Territorial Organization, Portuguese Elections
JEL Classification: C0

1. INTRODUCCIÓN

La participación en el proceso electoral y en la vida política en general constituye uno de los elementos esenciales de la vida democrática. Es, sin duda, para la gran mayoría de los ciudadanos, la única forma de participación política ejercida con cierta regularidad. Así, la intervención de los ciudadanos en el Gobierno del estado constituye una preocupación fundamental, siendo la participación política definida como, aquellas acciones de ciudadanos particulares a través de las que se persigue apoyar o influir en el Gobierno y en la política (Nie y Verba, 1975; Milbrath y Goel, 1977).

En este contexto, la abstención electoral es una constante en las democracias pluralistas. Afirmar que existen sociedades democráticas significa, de acuerdo con Lipset (1963) “... admitir, que éstas pueden existir con diferentes niveles de participación, lo que significa, con diferentes niveles de abstención”. La estrecha relación existente entre participación electoral y democracia ha generado una importante cantidad de trabajos relacionados con las causas de la abstención, es decir, explicar por qué unos electores votan y otros no.

Sin embargo, de acuerdo con Piven y Cloward (1977) y Teixeira (1992), delimitar la participación/abstención electoral, teniendo exclusivamente por base la interpretación del comportamiento de los individuos, puede ocultar otras realidades; en otras palabras, una baja participación electoral es muchas veces considerada negativa para la democracia, sea simplemente intrínseca o porque ponga en peligro la legitimidad del sistema o bien porque implique la ausencia de representación de determinados grupos y políticas diferentes.

Desde un punto de vista empírico, la investigación politológica reciente ha mostrado que el nivel de participación electoral constituye una variable importante para explicar variaciones significativas tanto en los resultados electorales (Nagel, 1987; Rosenstone y Hansen, 1993) como en la naturaleza de las políticas gubernamentales (Meltzer y Richards, 1981; Pampel y Williamson, 1988; Hicks y Swank, 1992).

En los modelos sociológicos, la variación de la abstención se ha atribuido, a su vez, a diferencias entre factores estructurales, tales como la edad, hábitat, clase social y renta económica, que al afectar los recursos personales (y, en parte, el grado en que las decisiones políticas afectan el bienestar individual) de cada elector, modifican la probabilidad de que cada elector vote (Boix y Riba, 2000). Asimismo, la abstención puede ser interpretada como un síntoma de “normalización” en la vida política ya que puede ser considerada como un indicador de la satisfacción implícita del funcionamiento regular de las instituciones democráticas. En esta perspectiva, Magalhães (2001) señaló que “... elevadas tasas de abstención no son incompatibles con las condiciones de una democracia representativa, siempre que resulten de un contexto de igualdad de oportunidades para la participación y permitan la competición entre elites políticas”.

En otro contexto, de acuerdo con Viegas y Faria (2004), “... el nivel de abstención logrará ser un buen indicador de la desafección de los ciudadanos con relación al sistema democrático, independientemente de las concepciones más liberales en desvalorizar este factor, invocando para eso, la experiencia de algunas democracias consolidadas con niveles más bajos de participación electoral, como los EE.UU. o Suiza”.

Frecuentemente y de particular importancia es también el grado de competitividad de una elección y la probabilidad de que ésta implique, o no, un diferente Gobierno mayoritario de partido único. Efectivamente, las elecciones muy competitivas que pueden resultar en cambios al nivel de la política gubernamental, motivarán seguramente tanto los que apoyan, como los opositores del Gobierno, a ejercer su derecho de voto y ciertamente estimularán esfuerzos de movilización de los indecisos. Estos factores, de acuerdo con Franklin (2003) “... se prenden directamente con el acto electoral, y la participación electoral no es más que la suma de múltiples actos electorales”.

Según Freire y Magalhães (2002), la mayor parte de los individuos que se abstienen en determinadas coyunturas políticas, son electores con un elevado grado de integración social, lo que resulta una gran exigencia en el funcionamiento del sistema político. Estos individuos evalúan sus decisiones electorales de acuerdo con la naturaleza y la importancia de las elecciones, la percepción de la utilidad de su voto, el grado de diferenciación y polarización política entre los diferentes partidos, el desempeño anterior de los partidos, etc (Mayer y Perrineau, 1992; Subileau, 1997; Reto y Sá, 2000; Freire, 2000b, 2001a y 2001b).

El fenómeno de la abstención electoral no ha sido estudiado tanto como aquellos estudios que debaten el acto de votar ya que, de acuerdo con Santo (2006), “... la abstención no siempre fue considerada un objeto con dignidad científica, pero si ha sido considerada desde una perspectiva de civismo/no civismo asociada a la participación política”.

El problema de la Inferencia Ecológica (IE)

De acuerdo con Langbein y Lichtman (1978), la IE, o la Regresión Ecológica, es un conjunto de técnicas estadísticas, que permiten estimar los valores de las celdas (datos desagregados), de una tabla de contingencia, cuando solamente se encuentran disponibles los totales marginales (datos agregados o datos ecológicos) de las tablas referidas.

En 1919, Ogburn y Goltra presentan la primera versión de la “discrepancia entre géneros”. De acuerdo con Gow (1985), este artículo puede ser considerado como la primera publicación de técnicas de regresión en una revista de Ciencia Política, pero la relación entre las estimaciones de los coeficientes agregados y el comportamiento de los individuos, sólo ha sido considerada en los trabajos presentados por Miller (1952) y Goodman (1953).

El interés por la IE surge a partir de Robinson (1950), que redescubre el problema de la IE y advierte sobre la problemática de trabajar con datos agregados para inferir sobre relaciones individuales (la “falacia ecológica”). A partir del artículo de Robinson, la utilización de datos agregados, disminuyó substancialmente en relación a otro tipo de datos.

En los años 50 surgen dos trabajos de gran importancia; uno se debe a Goodman (1953, 1959) y el otro a Duncan y Davis (1953).

Goodman (1959) publica un artículo, donde trabaja esencialmente los procedimientos necesarios para la utilización de la regresión, y así constatar la diferencia entre los valores de los coeficientes de correlación de datos agregados y desagregados. Esta técnica pasó a la historia como Regresión Ecológica o Regresión de Goodman y ha pasado a ser el procedimiento estadístico más utilizado para hacer IE. Actualmente, los métodos estadísticos existentes para tratar este problema (IE) continúan de una manera o de otra, basándose en la Regresión de Goodman.

Duncan y Davis (1953), desarrollan otro método – el Método de los Límites - como respuesta al trabajo presentado por Goodman (1953). El método pretende deducir el intervalo de valores admisibles para las cantidades de interés una vez conocidos los totales marginales. Aunque sea una técnica que no ofrece estimaciones puntuales, sino intervalos posibles, es revelante y de mucho interés dado que, puede reducir significativamente la incertidumbre asociada al problema.

A finales del siglo XX, a partir del trabajo desarrollado por Gary King, presentado como “la solución” para el problema de IE, el interés por este tema ha vuelto a renacer, convirtiéndose en un tema de investigación abierta y sumamente interesante y prometedora. King (1997), ha propuesto una nueva modelización para el problema de estimación de datos desagregados a partir de datos agregados, y de acuerdo con varios ensayos empíricos, esta nueva metodología se presenta robusta ante al sesgo de la agregación.

2. JUSTIFICACIÓN Y OBJETIVOS DE LA INVESTIGACIÓN

Indudablemente, el impacto del fenómeno abstencionista en la dinámica de los regímenes democráticos de hoy, como es el caso de Portugal, es de tal modo polémico e interesante que nos incentiva a conocer, analizar, evaluar y, estimar datos desagregados. Lo haremos considerando los datos de las dos últimas elecciones legislativas disponibles en el momento de la realización de este trabajo: las elecciones de 2002 y las de 2005.

Los datos agregados siguen, todavía, siendo una fuente de información y, en algunos casos, la única. En el caso de los datos electorales, y dado el secreto del voto, constituyen una fuente de información con numerosas ventajas (Calvo y Escolar, 2003).

Por otro lado, Burden (2000) discute la no representatividad de los sondeos de opinión sobre la intención de voto, especialmente, después de una votación.

Wakefield (2004), resalta que cuando se trabaja con datos individuales, cómo son los sondeos, uno de los requisitos más importantes es la representatividad que ellos deben traducir, lo que no siempre ocurre en materia de sondeos políticos ya que los encuestados no siempre responden con sinceridad a la pregunta *¿Cómo votó usted en las últimas elecciones?*

De acuerdo con Magalhães (2001), *“... en materia electoral, no sólo importa dar un comportamiento diferenciado a la identificación partidaria sino también a los abstencionistas”*. Esta diferenciación de los abstencionistas hace inevitable una clasificación: los abstencionistas recurrentes, que corresponden a los individuos que se han abstenido en dos elecciones consecutivas y los abstencionistas ocasionales o fluctuantes, aquellos que habiendo votado en una de las elecciones, se han abstenido en la otra. Pero, teniendo en cuenta el secreto del voto, los listados electorales donde se registran los electores que han votado no están disponibles. Así, nunca será posible conocer si el elector X votó o no, en los dos momentos electorales considerados. Luego la única forma de conocer esa información, será a partir de Métodos de IE y atendiendo a la información que se encuentra disponible después de ocurridas las elecciones.

Aunque la información disponible se encuentre agregada al nivel del municipio, de acuerdo con Anselin (1988), O’Loughlin (2003) sostiene que el problema específico de trabajar con datos agregados con carácter geográfico, requiere un abordaje diferente en el modo de hacerse inferencia estadística.

De acuerdo con Calvo y Escolar (2003) *“... las dificultades para realizar una correcta estimación de datos agrupados geográficamente no son pocas, si bien estas dificultades han llevado a que el problema de la IE sea un área de fuerte desarrollo metodológico...”*.

King (1997) *“... a pesar de la pérdida de información proveniente de un proceso de agregación, utilizar información externa, sigue siendo la única forma de realizar IE, con razonable confianza”*.

Asimismo, King (1997) mantiene que *“... si las unidades geográficas presentan características similares, es posible encontrar una constancia, en caso de que las unidades geográficas se agrupen en torno a una moda, aunque sea con una amplia varianza. Ésta es una de las motivaciones para efectuar el modelo basado en la distribución normal bivalente truncada”*.

Schuessler (1999) defiende que la IE tiene uno de los más importantes problemas en las Ciencias Sociales. Los más recientes avances en la Inferencia Ecológica no han sido en términos estadísticos puros sino en términos de metodología estadística-determinista, es decir, una combinación entre la información conocida de la población y los métodos estadísticos de estimación.

Según O’Loughlin (2003), la metodología de King (1997) proporciona buenos resultados cuando las unidades geográficas presenten homogeneidad hacia la variable predictora (la abstención en este caso) y si las unidades geográficas presentan una desagregación lo más reducida posible. Manteniéndose estos requisitos y para efectos de desagregación, el autor

aconseja para la realización del procedimiento de estimación, un mínimo de 100 unidades geográficas.

Y, así este trabajo presenta aportaciones metodológicas para conseguir la máxima homogeneidad con respecto al variable objeto de estudio: la abstención.

A partir de los datos agregados, oficialmente disponibles en el Secretariado Técnico dos Assuntos para o Processo Eleitoral em Portugal /Ministério da Administração Interna (STAPE/MAI), nos planteamos como objetivos los siguientes: 1)- Encontrar una caracterización de los tipos de abstencionistas teniendo como base las elecciones legislativas ocurridas en Portugal en 2002 y 2005, 2)- Evaluar el impacto de la abstención fluctuante en los diferentes perfiles de abstencionistas, a partir del modelo de IE de King, 3)- Estimar el porcentaje de electores recuperables dentro del conjunto de electores fluctuantes, en cada freguesia y, 4)- Estimar el porcentaje de electores fluctuantes ya recuperados, en cada freguesia.

Indudablemente, el impacto del fenómeno abstencionista en la dinámica de los regímenes democráticos de hoy, como es el caso de Portugal, es de tal modo polémico e interesante que nos incentiva a conocer, analizar, evaluar y, estimar datos desagregados. Lo haremos considerando los datos de las dos últimas elecciones legislativas disponibles en el momento de la realización de este trabajo: las elecciones de 2002 y las de 2005.

3. EL PROBLEMA DE INFERENCIA ECOLÓGICA (IE)

La IE es un método estadístico, que permite a partir de datos agregados, o sea, a partir de los totales marginales de una tabla de contingencia, estimar los valores de las celdas que no se encuentran disponibles: esto es, los valores desagregados (King, 1997).

Aunque este problema se aborda en contextos muy diferentes, uno de los campos con mayor aplicación es la Ciencia Política. En cada tabla de contingencia, los atributos en estudio, ya sean en filas o en columnas, pueden ser entendidos como variables dicotómicas, exhaustivas y mutuamente excluyentes.

El objetivo del problema de la IE es entonces, estimar las intersecciones fila-columna que dan origen a los totales marginales de fila y columna, respectivamente, de acuerdo con la Tabla 1.

Tabla 1. Notación para el Problema de IE

	<u>V</u> ota	<u>N</u> o Vota	Total
Negros (<u>b</u>)	β_i^b	$1 - \beta_i^b$	X_i
Blancos (<u>w</u>)	β_i^w	$1 - \beta_i^w$	$1 - X_i$
Total	T_i	$1 - T_i$	1

Fuente: King (1997, p.31)

Donde:

β_i^b - proporción de negros inscritos en los cuadernos electorales de la región i, que han votado;

β_i^w - proporción de blancos inscritos en los cuadernos electorales de la región i, que han votado;

$1 - \beta_i^b$ - proporción de negros inscritos en los cuadernos electorales de la región i , que no han votado,

$1 - \beta_i^w$ - proporción de blancos inscritos en los cuadernos electorales de la región i , que no han votado;

X_i - proporción de negros inscritos en los cuadernos electorales de la región i ;

$1 - X_i$ - proporción de blancos inscritos en los cuadernos electorales de la región i ;

T_i - proporción de individuos inscritos en los cuadernos electorales de la región i , que han votado;

$1 - T_i$ - proporción de individuos inscritos en los cuadernos electorales de la región i , que no han votado.

Así la ecuación que define la Identidad Básica, se presenta:

$$T_i = \beta_i^b \cdot X_i + \beta_i^w \cdot (1 - X_i) \quad (1)$$

En la IE, los valores de T_i y X_i son conocidos y se pretende estimar los valores de los parámetros β_i^b y β_i^w , denominados en la bibliografía por cantidades de interés.

4. EL MODELO DE KING

La propuesta de King (1997) utiliza la información determinística contenida en los límites de Duncan y Davis (1953), y un modelo estadístico que permite realizar una estimación para los parámetros de interés, contenidos en esos límites. Como los límites son conocidos, este procedimiento suma una gran cantidad de información al modelo estadístico. Para ello, se mueve sucesivamente del nivel de distrito al de región y viceversa. Primero, al tratar cada distrito por separado, el método utiliza toda la información disponible, para dar un rango de posibles valores para estas cantidades de interés a nivel de distrito (Balsa, 2002). Así, el modelo estadístico “toma fuerza” de todos los datos de los otros distritos para dar la probable ubicación de cada verdadera cantidad de interés dentro de los conocidos límites determinísticos. Finalmente, se calculan, en base a las estimaciones de distrito, los parámetros regionales.

Consideremos la Tabla 1, de acuerdo con lo indicado anteriormente, el objetivo es encontrar los valores desconocidos de los parámetros β_i^b y β_i^w atendiendo a los totales marginales conocidos X_i y T_i , para todas y cada una de la tablas de contingencia, $i = 1, \dots, p$, de un área geográfica, así como para el área geográfica en general. Las cantidades de interés al nivel del área geográfica en general, son representados por β_i^b y β_i^w y no son más que las medias ponderadas provenientes de todos los β_i^b y β_i^w , que componen el área en estudio, de acuerdo con:

$$B^b = \frac{\sum_{i=1}^p N_i X_i \beta_i^b}{\sum_{i=1}^p N_i X_i} \quad y \quad B^w = \frac{\sum_{i=1}^p N_i (1 - X_i) \beta_i^w}{\sum_{i=1}^p N_i (1 - X_i)} \quad (2)$$

El Método de King, parte de dos aspectos centrales:

- 1)- Las variables desagregadas no observables β_i^b y β_i^w , son obtenidas a partir de una Distribución Normal Bivariante con Truncamiento (DNBT) sobre el cuadrado unitario $[0,1] \times [0,1] \in \mathbb{R}^2$, atendiendo a que los valores de β_i^b y β_i^w sean proporciones, al revés de Goodman, que asume que estos parámetros son constantes a lo largo de todas las tablas $i = 1, \dots, p$. King asume que los parámetros β_i^b y β_i^w , tienen algo en común, o sea, pueden variar, pero son parcialmente dependientes uno del otro (si uno aumenta, el otro tendrá que disminuir, atendiendo a los límites determinísticos);

- 2)- La Identidad Básica se verifica.

De acuerdo con King, la formulación completa del problema está compuesta por cuatro hipótesis:

H1) Las proporciones totales de las filas, representadas por X_i , son fijas. Esta hipótesis representa un tratamiento asimétrico de la información agregada. En efecto, las probabilidades agregadas de las filas, representadas por X_i (un valor para cada tabla) corresponden a información determinística y sus valores son dados *a priori*. En relación a las proporciones agregadas de las columnas, representadas por T_i (un valor para cada tabla) éstas son tratadas como una variable aleatoria.

H2) Las proporciones desagregadas, representadas por β_i^b y β_i^w siguen una Distribución Normal Bivariante Truncada (DNBT), sobre el cuadrado unitario $[0,1] \times [0,1] \in \mathbb{R}^2$. Formalmente, la función de densidad de probabilidad viene definida por:

$$P(\beta_i^b, \beta_i^w) = TN(\beta_i^b, \beta_i^w | \mu, \Sigma) \quad (3)$$

Donde, TN representa el truncamiento de los límites para β_i^b y β_i^w .

El vector que representa las medias (μ) y la matriz de varianzas (Σ) vienen dados por:

$$\mu = \begin{pmatrix} \mu_b \\ \mu_w \end{pmatrix} \text{ con } \mu_b = E(\beta_i^b) \text{ y } \mu_w = E(\beta_i^w) \quad (4)$$

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_b^2 & \sigma_{bw} \\ \sigma_{bw} & \sigma_w^2 \end{bmatrix}, \text{ respectivamente.} \quad (5)$$

El objetivo del modelo, es estimar β_i^b y β_i^w para todas y cada una de las p observaciones. Así, los parámetros μ y Σ no tienen un interés directo y son utilizados en análisis para entender los resultados intermedios, hasta llegar a los valores estimados para β_i^b y β_i^w .

La distribución NBT tiene una única moda, que indica donde se encuentran la mayor parte de los valores de β_i^b y β_i^w y también el grado de variación de cada uno de ellos en torno de la moda. La distribución también permite que β_i^b y β_i^w tengan un grado de correlación entre -1 y 1.

Así, la DNBT, con truncamiento sobre el cuadrado unitario $[0,1] \times [0,1] \in \mathfrak{R}^2$, es definida por:

$$f(\beta_i^b, \beta_i^w | \Psi) = \frac{1}{2\pi\sigma_b\sigma_w\sqrt{1-\rho^2}R(\Psi)} \exp \left[-\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left\{ \frac{(\beta_i^b - \mu_b)^2}{\sigma_b^2} - 2\rho \frac{(\beta_i^b - \mu_b)(\beta_i^w - \mu_w)}{\sigma_b\sigma_w} + \frac{(\beta_i^w - \mu_w)^2}{\sigma_w^2} \right\} \right] \quad (6)$$

donde:

$$\Psi = [\mu_b, \mu_w, \sigma_b, \sigma_w, \rho]^T \text{ es el vector de parámetros, y}$$

$R(\Psi)$ es el vector de normalización, que hace que $f(\beta_i^b, \beta_i^w | \Psi)$ se integre en el cuadrado $[0,1] \times [0,1] \in \mathfrak{R}^2$.

Así:

$$R(\Psi) = R(\mu, \Sigma) = \int_0^1 \int_0^1 N(\beta^b, \beta^w | \mu, \Sigma) d\beta^b d\beta^w$$

Los valores admisibles para β_i^b y β_i^w , son dados por:

$$f(\beta_i^b, \beta_i^w | \Psi) = \begin{cases} (\beta_i^b, \beta_i^w)^T \in [0,1] \times [0,1] \\ 0, o.c. \end{cases}$$

Las medias de la DNBT pueden ser estimadas a partir del valor esperado de T_i dado X_i , o sea $E(T_i | X_i)$, a partir de una regresión. Se parte de discriminar los parámetros de las regiones en el parámetro de área geográfica y un término de error:

$$\beta_i^b = \mu^b + \varepsilon_i^b \text{ y } \beta_i^w = \mu^w + \varepsilon_i^w \quad (7)$$

Donde, los términos ε_i^b y ε_i^w , tienen media cero, porque ellos están definidos como los desvíos de sus correspondientes valores condicionales, o sea, $E(\varepsilon_i | X_i) = 0$.

De acuerdo con el procedimiento de Goodman (1959), sustituyendo el segundo miembro de la ecuación que define la Identidad Básica, obtenemos:

$$\begin{aligned} T_i &= \beta_i^b \cdot X_i + \beta_i^w \cdot (1 - X_i) \\ T_i &= (\mu_i^b + \varepsilon_i^b) X_i + (\mu_i^w + \varepsilon_i^w) (1 - X_i) \\ T_i &= \mu^b X_i + \mu^w (1 - X_i) + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (8)$$

con,

$$\varepsilon_i = \varepsilon_i^b X_i + \varepsilon_i^w (1 - X_i) \quad (9)$$

H3) Existe independencia en la media entre β_i^b , β_i^w y X_i , lo que implica:

$$\beta_i^b = \mu_b + \varepsilon_i^b \quad (10)$$

$$\beta_i^w = \mu_w + \varepsilon_i^w \quad (11)$$

Esta hipótesis implica que β_i^b y β_i^w varían aleatoriamente en torno a medias constantes y por tanto son independientes de X_i . En la realidad, las constantes μ_b y μ_w en las ecuaciones 10 y 11 son las medias efectivas de β_i^b y β_i^w lo que es una hipótesis más débil que la hipótesis de que β_i^b y β_i^w sean estocásticamente independientes: $\rho_{bw} = 0$ (Goldberger, 1991, p.61).

Esta hipótesis es equivalente a asumir la inexistencia de sesgo en la agregación, lo que es necesario para obtener estimaciones consistentes para μ y Σ , aunque esta hipótesis no siempre sea necesaria para obtener estimaciones precisas para las cantidades de interés (King, 1997, p.94).

H4) $T_i|X_i$ es independiente de $T_j|X_j$, para $i \neq j$.

Esto significa que el comportamiento de los totales columna es independiente entre todas las tablas. Esta hipótesis también es conocida como “independencia espacial” (Cho, 1998). De acuerdo con King (1997, p.94) la violación de esta hipótesis no representa grandes consecuencias para el modelo.

A partir de estas cuatro hipótesis, el Modelo de King (1997) es implementado en dos etapas:

1ª etapa: Estimación de los parámetros

Se estima mediante máxima verosimilitud el vector de parámetros $\tilde{\Psi} = [\tilde{\mu}_b, \tilde{\mu}_w, \tilde{\sigma}_b, \tilde{\sigma}_w, \tilde{\rho}]^T$, correspondientes a una DNB sin truncamiento (notación $\cup$ encima de los parámetros). Para construir la función de verosimilitud, King deduce la distribución de probabilidades para la proporción agregada T_i o sea $T_i|X_i$. Combinando H1) y H2) con $T_i = \beta_i^b X_i + \beta_i^w (1 - X_i)$ (Identidad Básica) es posible determinar la distribución de T_i . A través de la Identidad Básica se verifica que T_i se relaciona con β_i^b y β_i^w de forma lineal.

2ª etapa: Estimación de las cantidades de interés mediante simulación

King utiliza una rutina especializada, en lenguaje GAUSS, para la maximización de la función de verosimilitud bajo restricciones, a través de métodos iterativos del tipo cuasi-Newton. Esta rutina es una aplicación en lenguaje GAUSS denominada *Constrained Maximum Likelihood* – CML, desarrollada por Schoenberg (1997a, 1997b).

La estimación de la matriz de varianzas-covarianzas se denotará $V(\hat{\phi})$. Si P es un número grande, los resultados asintóticos permiten utilizar una distribución normal para la *a posteriori* (Tanner, 1996):

$$\phi|T \approx N(\hat{\phi}; V(\hat{\phi})) \quad (12)$$

Así, el método parte de la información determinística obtenida a partir del Método de los Límites de Duncan y Davis (1953), que establece cual es el intervalo de valores admisibles, para los parámetros a estimar, es decir:

$$\hat{\beta}_i^b \in \left[\max\left(0, \frac{T_i - (1 - X_i)}{X_i}\right), \min\left(\frac{T_i}{X_i}, 1\right) \right]$$

y

$$\hat{\beta}_i^w \in \left[\max\left(0, \frac{T_i - X_i}{1 - X_i}\right), \min\left(\frac{T_i}{1 - X_i}, 1\right) \right]$$
(13)

y tiene como objetivo extraer información determininística a partir de información conocida sobre los datos.

A continuación, el Método de King, tiene en cuenta la Identidad Básica y establece una relación lineal entre las cantidades de interés, definida por:

$$\hat{\beta}_i^w = \frac{T_i}{1 - X_i} - \left(\frac{X_i}{1 - X_i} \right) \hat{\beta}_i^b$$
(14)

A partir de esta relación lineal, se pasa a saber que los valores de los parámetros se encuentran en una recta delineada en el cuadrado unitario.

El Método de King se puede aplicar en el programa informático EzI - *A(n Easy) Program for Ecological Inference*, desarrollado por Benoit y King en 2002. Es un programa ejecutable en ambiente *Windows* y no requiere cualquier otro *software* para funcionar. Su versión para *Windows* está disponible gratuitamente en la dirección: <http://gking.harvard.edu/>.

5. LA NECESIDAD DE HOMOGENEIDAD ESPACIAL

De acuerdo con Ansolabehere y Rivers (1995), cuando se estima las transferencias de votos entre dos elecciones consecutivas, dicotómicas, sin recurso a encuestas, la IE produce buenos resultados en regiones homogéneas en su actitud electoral. Pero, cuando existe heterogeneidad en la actitud electoral, la IE se puede tornar ambigua.

Según Cho (2001), la existencia de constancia a lo largo de las unidades espaciales desagregadas, es decir, la homogeneidad espacial, es una característica deseable para generar buenos resultados para las estimativas de las cantidades de interés del modelo de King.

Un dato espacial puede ser definido como la observación de una variable asociada a una localización del espacio geográfico. Cuando se tienen observaciones georeferenciadas, se deben utilizar herramientas que permitan detectar ciertas características dentro de los datos, como la tendencia, esquemas de asociación, entre otros (Bohórquez y Ceballos, 2008).

Ya la heterogeneidad espacial, propuesta inicialmente por Anselin (1988), se trata de un efecto relacionado con la diferenciación espacial o regional y viene definido por la ausencia de estabilidad en el espacio del comportamiento humano o de otras relaciones en estudio. Esto implica que en los modelos espaciales, las formas funcionales y los parámetros varían con la localización geográfica, no siendo homogéneos para toda la matriz de datos (Chasco, 2004). Este efecto espacial suele estar directamente relacionado con la localización geográfica, el área o cualquier otra característica de las unidades espaciales amostrales (Anselin, 1988; Moreno y Vayá, 2000; Chasco, 2003). Las causas de tipo sociológico que pueden llevar a la heterogeneidad espacial, es que las relaciones en sí pueden ser diferentes a través del espacio, por existir variaciones espaciales en las actitudes o preferencias de la población o existirán asuntos administrativos o políticos o de otros contextos, que producen respuestas diferentes ante el mismo estímulo (Haining, 2003). Es decir, la heterogeneidad espacial surge cuando se trabaja con unidades espaciales (países, regiones, municipios) en las que el fenómeno se

distribuye de maneras distintas sobre el espacio, como es el caso, de la tendencia partidista en Portugal.

A diferencia del caso de la dependencia espacial, los problemas causados por la heterogeneidad espacial podrán ser resueltos mediante procedimientos multivariantes estándar, como el análisis *cluster* (Chasco, 2004), pero, sin embargo, la estructura inicial de los datos puede llevar a procedimientos más eficientes (Bohórquez y Ceballos, 2008).

Con relación a los resultados electorales en Portugal, Caleiro (2008) reconoce de una manera general, la existencia de regiones geográficas donde la influencia de los principales partidos políticos se torna evidente. Así, un análisis de los resultados electorales exige que se tome en cuenta la componente espacial de los mismos. De acuerdo con su estudio, Caleiro (2008) afirma que: “*la componente espacial no puede ser ignorada en la explicación de los resultados electorales en Portugal*”.

6. LOS MÉTODOS BILOT COMO HERRAMIENTA DE BÚSQUEDA DE HOMOGENEIDAD ESPACIAL

El éxito de la IE radica, entre otras cosas, en el hecho de conseguir que las unidades básicas de análisis que componen la unidad geográfica de orden superior sean homogéneas con respecto a la variable objeto de estudio.

Por esta razón proponemos como paso previo, a la aplicación del modelo de King, aplicar los métodos BILOT a la matriz de datos que contienen información sobre el porcentaje de votos a los diferentes partidos políticos, en todas y cada una de las áreas consideradas. De esta manera cada área vendrá representada como un punto en un plano factorial en el que los diferentes partidos votados juegan el papel de variables explicativas. Así, unidades (concelho, freguesia, etc) con la misma tendencia política (en términos mayoritarios, por supuesto) ocuparán posiciones próximas en el plano factorial con máxima capacidad informativa, en relación a las variables de interés (partidos votados y/o abstenciones). Esos *clusters* de puntos próximos forman unidades homogéneas, en relación a las tendencias políticas, y serán la base sobre la que se aplicarán los modelos de IE.

7. EL MÉTODO HJ-BILOT

Un HJ-Biplot (Galindo, 1986) para una matriz de datos X que contiene, en columnas, información sobre el porcentaje de votos conseguidos por los diferentes partidos políticos, y en filas la distribución de votos en una unidad geográfica (concelho, por ejemplo), se define como una representación gráfica multivariante mediante marcadores $j_1, j_2, \dots, j_n$ para las filas (freguesias, concelhos, distritos, etc) y $h_1, h_2, \dots, h_p$ para las columnas de X , (partidos del espectro político), elegidos de forma que ambos marcadores puedan superponerse en el mismo sistema de referencia con máxima calidad de representación. Generalmente las filas se representan como puntos y las columnas como vectores.

El HJ-Biplot, se basa en la descomposición en valores singulares (DVS) de la matriz de datos. Cualquier matriz real $X_{(n \times p)}$ de rango r ($r \leq \min(n, p)$) se puede factorizar como el producto de tres matrices del tal forma:

$$X_{(n \times p)} = U_{(n \times r)} \Lambda_{(r \times r)} V'_{(r \times p)} \text{ con } U'U = V'V = I_r \quad (15)$$

donde: $U_{(n \times r)}$ es la matriz de vectores propios de $X'X$, $V_{(p \times r)}$ es la matriz de vectores propios de XX' y $\Lambda_{(r \times r)}$ es una matriz diagonal de $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_r$, correspondientes a los r

valores propios de $X'X$ o XX' .

Los elementos de $X_{(n \times p)}$ en 15 vienen dados por:

$$x_{ij} = \sum_{k=1}^r \sqrt{\lambda_k} u_k v_k \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad j = 1, 2, \dots, p \quad (16)$$

Así, partiendo de la DVS, la elección de marcadores en la dimensión q para las filas y columnas de la matriz X son:

$$J_{(q)} = U_{(q)} \Lambda_{(q)} \text{ y } H_{(q)} = V_{(q)} \Lambda_{(q)} \quad (17)$$

La calidad de representación para las filas y para las columnas de la matriz de datos X es la misma y las filas y columnas vienen expresadas en coordenadas principales.

8. PREPARACIÓN DE LOS DATOS Y REORGANIZACIÓN TERRITORIAL SEGÚN LOS MÉTODOS BIPLLOT

A partir de los datos disponibles por el STAPE/MAI, partimos de una matriz de 308 filas por 16 columnas. En cada fila está representado cada uno de los concelhos de Portugal y en las columnas tenemos las variables con respecto al comportamiento electoral de los portugueses en las referidas elecciones. Las variables elegidas son: la ABSTENCIÓN, los votos BLANCOS y NULOS (conjuntamente), los partidos políticos mayoritarios, descritos por orden alfabético: Bloco de Izquierda (BE); Centro Democrático Social-Partido Popular (CDS-PP); Coalición Democrática Unitaria CDU (PCP-PEV); Partido Popular Democrático/Partido Social Demócrata (PPD/PSD) y Partido Socialista (PS). Consideramos también, todos los partidos minoritarios conjuntamente, atendiendo a su baja representatividad, y a los que denominamos como OTROS. Los valores de la matriz de datos se presentan como porcentajes, ya que intentamos buscar un comportamiento de votación de acuerdo con la dimensión electoral de los municipios, es decir con el número de electores que pertenecen a los listados electorales¹.

En principio podría pensarse en conseguir datos desagregados para las unidades territoriales oficialmente establecidas, a nivel de distrito, a nivel de concelho, o a nivel de freguesia, por ejemplo; sin embargo las estimaciones con los modelos de IE fracasaron, llegando en algún caso hasta el punto de que el procedimiento informático fracasaba. Sin duda debido a la heterogeneidad partidista de las unidades geográficamente establecidas.

De acuerdo con la bibliografía especializada en el campo de la IE, procederemos en una primera etapa, a una “reorganización” territorial, al nivel del concelho, basada en la tendencia partidista y/o abstencionista, utilizando el método HJ-BIPLLOT² (Galindo, 1986).

Intentamos así, reducir la heterogeneidad de los comportamientos electorales y obtener grupos homogéneos en su actitud, teniendo por base la abstención y así obtener la información acerca de los porcentajes de abstencionistas ocasionales, al nivel de la freguesia. Este tratamiento preliminar de las áreas geográficas portuguesas, con un enfoque estadístico-determinístico, pretende detectar concelhos

¹ Para el análisis se consideraron sólo 306 concelhos atendiendo a que en los concelhos de Germil (distrito de Viana do Castelo) y Souto (distrito de Guarda), no había datos para las elecciones de 2005. Los datos que contiene la matriz, objeto de estudio, son los valores porcentuales obtenidos por cada partido político en las elecciones legislativas de 2002 y 2005, convenientemente estandarizados por columnas.

² Utilizamos el programa informático Multibiplot de Vicente (2007) para pasar el HJ-BIPLLOT. Este programa se encuentra disponible en la dirección electrónica <http://biplot.usal.es>.

con características similares con relación a las dos votaciones en estudio, es decir, áreas que se agruparán en torno de una moda que, en nuestro caso, es representada por los partidos políticos más votados.

La Tabla 1 recoge una cuantificación de la absorción de inercia; es decir, contiene la cantidad de información contenida en los datos que es recogida por los tres primeros ejes factoriales. Los tres primeros ejes explican el 66,79% de la información contenida en los datos, consiguiéndose el 55,92% en el primer plano principal.

Tabla 1. Absorción de Inercia

Valor propio	Inercia	Inercia Acumulada
43.928	39.158	39.158
28.737	16.758	55.915
23.15	10.875	66.79

Considerando las coordenadas de los puntos que representan a los diferentes concelhos sobre los ejes factoriales, es posible establecer *cluster* de puntos (concelhos) con tendencias partidistas similares y conocer además cuales son sus preferencias partidistas. También es posible conocer la posición de los abstencionistas en el espectro político del País. Como se han representado los datos de dos elecciones consecutivas, el ángulo que forman los vectores que identifican a cada partido político, en cada año, nos permite estudiar la estabilidad temporal para cada partido y el cambio del grupo Abstencionista.

El Eje 1 está altamente correlacionado con los partidos políticos mayoritarios, en cualquiera de las dos elecciones. En el Eje 2 se encuentran las variables relativas a la Abstención y a los Votos Blancos y Nulos, también en cada una de las elecciones consideradas. El Eje3 está caracterizado por el bloque OTROS partidos. Esto era esperable ya que al ser minoritarios tienen menor variabilidad (en términos absolutos) y por eso carga en un eje con menor absorción de inercia. En el resto del análisis, el Eje 3 no es analizado atendiendo a no ser objeto de estudio las votaciones en los partidos minoritarios sin representación en la Asamblea de la República³. Los resultados obtenidos se presentan en la Tabla 2.

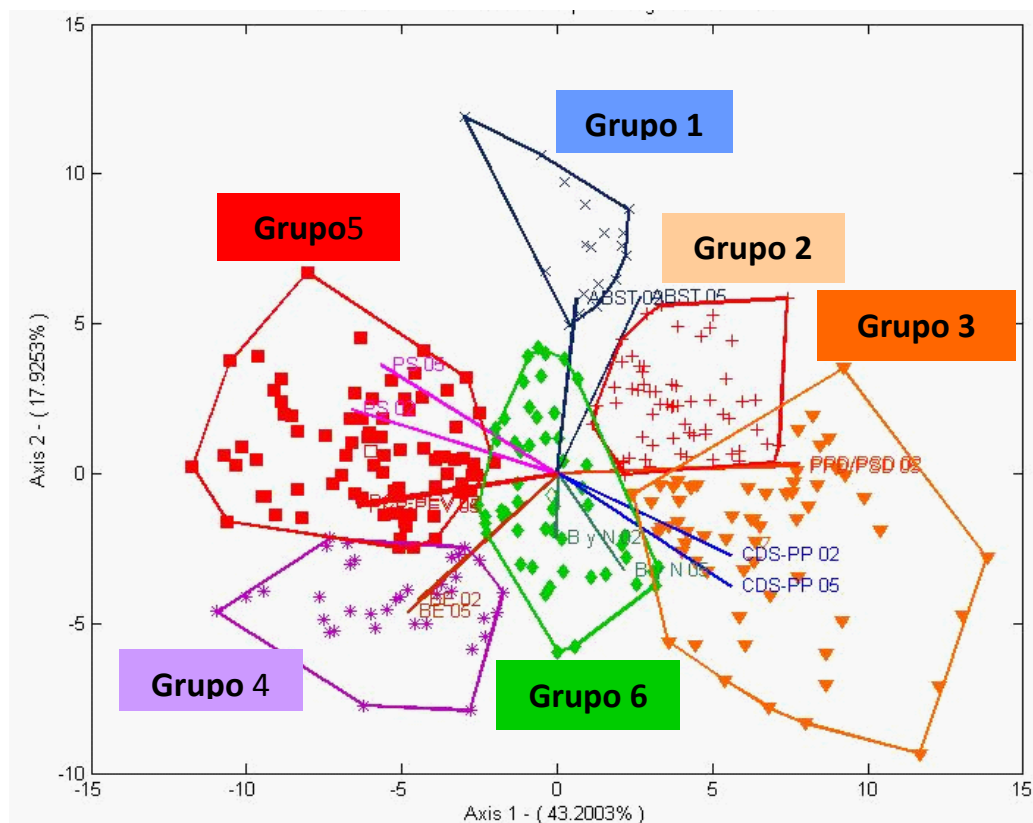
Tabla 2. Contribuciones relativas del factor al elemento

FACTOR	EJE 1	EJE 2	EJE 3
ABST 05	114	378	247
B y N 05	66	208	3
PPD/PSD 05	914	0	0
PS 05	426	244	66
BE 05	373	233	47
CDS-PP 05	412	286	1
PCP-PEV 05	675	17	74
OTROS 05	147	130	348
ABST 02	5	397	288
B y N 02	2	151	86
PPD/PSD 02	918	2	0
PS 02	602	131	109
BE 02	302	196	56
CDS-PP 02	346	221	23
PCP-PEV 02	673	13	71
OTROS 02	289	73	322

³ También eliminamos el municipio Corvo (Islas de los Azores) atendiendo a ser un *outlier* y distorsionar los resultados obtenidos.

A la vista de las contribuciones, el Eje 1, puede ser entendido como la actitud de voto útil y el Eje 2 pasa a presentar la actitud de voto sin utilidad. Estos dos son, pues, los dos gradientes actitudinales recogidos en el estudio. Para visualizar mejor el comportamiento de los resultados electorales, pasamos a presentar la representación bidimensional HJ-BIPLLOT de máxima capacidad informativa, en el Gráfico 1.

Gráfico 1. Representación bidimensional HJ-BIPLLOT para 6 grupos



Aunque de una manera general, todos los municipios portugueses han cambiado de comportamiento electoral, entendemos de interés percibir si existen comportamientos semejantes y/o diferenciados entre los municipios, que nos permitan caracterizarlos de acuerdo a los resultados electorales de 2002 y 2005.

Así, con relación al Eje 1 – eje de la actitud de voto útil, verificamos que entre los partidos de derecha (CDS-PP) y centro-derecha (PPD/PSD), sí encontramos una correlación positiva entre los votos obtenidos en cualquiera de las elecciones, es decir, una transferencia de votos. También esta relación se verifica entre los partidos de izquierdas (BE y PCP-PEV), así como entre el PCP-PEV y el partido de centro-izquierda PS, aunque los resultados electorales entre el BE y el PS se encuentran poco correlacionados en relación a la elección de 2002 y prácticamente no correlacionados en la elección de 2005.

Observamos en relación al Eje 1 dos actitudes perfectamente distintas, sobre la tendencia política. En la parte izquierda del eje se encuentran los partidos políticos relacionados con la izquierda (PCP-PEV, BE) y centro-izquierda (PS) y en la parte derecha del eje los partidos políticos asociados con la derecha (CDS-PP) y centro-derecha (PPD/PSD).

También se observa que, tanto el PCP-PEV como el BE y el PPD/PSD, tienen las votaciones de 2002 y 2005 superpuestas y perpendiculares al Eje 2. Atendiendo a que el PPD/PSD ha tenido una gran derrota electoral, los vectores superpuestos indican la estabilidad electoral en las dos elecciones, o sea, el comportamiento de los votantes que ha permitido la elección

de los 72 disputados por el partido. En relación a colinealidad y longitud de los vectores correspondientes a las dos votaciones obtenidas por el PCP-PEV, pone de manifiesto la actitud política de los votantes de un partido de izquierdas conservadora, o sea, la fidelización al voto. Además, aunque el BE presente también los dos vectores superpuestos -fidelización de votantes- verificamos que el vector con respecto a la votación de 2005 presenta mayor longitud, lo que se traduce, en un aumento del número de votos obtenidos en la segunda elección.

Pasando a analizar los partidos que presentan un movimiento explícito en el Gráfico 1 empezamos en primer lugar por el PS, el partido que ha aumentado en todos los municipios, el número de votos. Verificamos que el PS se encuentra en el 2º cuadrante del gráfico y presenta un movimiento de la izquierda para la derecha, que atendiendo al valor del coseno en este cuadrante, significa un aumento del número de votos, que se ha traducido en un aumento del 25% de los diputados elegidos, o sea, de 96 diputados en 2002 a 120 diputados en 2005.

El CDS-PP también presenta un movimiento explícito de la primera a la segunda votación. Pero, como se encuentra en el 4º cuadrante y el movimiento es de la derecha para la izquierda, resulta que, atendiendo a los valores del coseno en este cuadrante, ha perdido votos entre la primera y la segunda elección, lo que representó la disminución de 2 diputados elegidos a nivel nacional.

Con relación al Eje 2 - eje de la actitud de voto no útil, es importante señalar, que el movimiento de la abstención a la derecha, en el primer cuadrante del Gráfico 1 ha penalizado los partidos CDS-PP y PPD/PSD, este último en especial. Esta actitud pone de manifiesto, que el aumento de votos elegibles ha beneficiado los partidos influenciados con la izquierda y centro-izquierda y fue utilizado como un factor de penalización sobre los partidos de derecha y centro-derecha. También el movimiento de votos Blancos y Nulos, de la izquierda para la derecha, en el cuarto cuadrante, sugiere una penalización para estos partidos, o sea, algunos de estos votantes han preferido no votar, en vez de cambiar su sentido del voto.

Los grupos encontrados se pueden caracterizar de la siguiente forma:

Grupo 1 – Tendencia abstencionista muy elevada. Este grupo está formado por 17 concelhos, mayoritariamente pertenecientes al Archipiélago de los Azores. Los 17 concelhos representan en su total 187 freguesias. Aunque sea un grupo de tendencia abstencionista muy elevada, presenta una tendencia partidarista de centroizquierda.

Grupo 2 – Actitud abstencionista en la tendencia centroderecha. Grupo formado por 62 concelhos, que en su total representan 1145 freguesias. De los 62 concelhos, 56 se sitúan en el Norte de Portugal, 5 en las islas de los Azores y 1 en la isla de la Madeira. Con respecto al distrito de Bragança referimos que 11 de sus 12 concelhos se encuentran en este grupo, así como 9 concelhos de los 14 del distrito de la Guarda y 13 de los 24 concelhos del distrito de Viseu. Este es un grupo de Tendencia Centroderecha, y alto nivel de abstención.

Grupo 3 – Tendencia de centroderecha y derecha. Este grupo está formado por 61 concelhos, de los cuales 38 se sitúan al Norte, 14 al Centro y 9 en el Archipiélago de la Madeira. Los 61 concelhos representan en su total 876 freguesias. Con respecto al distrito de Aveiro se encuentran en este grupo, 12 de sus 19 concelhos, así como 9 de los 16 concelhos del distrito de Leiria, 10 de los 24 concelhos del distrito de Viseu y 9 de los 11 concelhos del Archipiélago de la Madeira. Es un grupo asociado al centroderecha (PPD/PSD) y derecha (CDS-PP).

Grupo 4 – Tendencia de izquierda tradicional y nueva izquierda. El grupo está formado por 36 concelhos, donde destacamos 8 de los 16 concelhos del distrito de Lisboa (código

11), 6 de los 18 concelhos del distrito de Porto (código 13) y 9 de los 13 concelhos del distrito de Setúbal (Código 15). Los 36 concelhos representan 451 freguesias. Aunque sea un grupo caracterizado por una tendencia de izquierda tradicional (PCP-PEV) es el crecimiento de la nueva izquierda (BE), asociada a los grandes centros urbanos lo que más se destaca en este grupo.

Grupo 5 – Tendencia de centroizquierda e izquierda tradicional. Este grupo está formado por 77 concelhos, donde destacamos que, todos los concelhos de los distritos de Beja y Évora están incluidos. También pertenecen a este grupo, 13 de los 15 concelhos del distrito de Portalegre, 10 de los 21 concelhos del distrito de Santarém y 5 de los 11 concelhos del distrito de Castelo Branco. Los 77 concelhos representan 568 freguesias. Es un grupo de clara tendencia de izquierda tradicionalista (PCP-BE) y centroizquierda (PS).

Grupo 6 – Comportamiento mixto con tendencia centrista. Este grupo está formado por 54 concelhos, donde consideramos que 25 de ellos no se encuentran bien representados en el Plano 1-2. Son elementos que tienen mejor representación en los Planos 1-3 o 2-3. Los 54 concelhos representan 1034 freguesias. Atendiendo a que la información contenida en el Eje 3, donde se encuentran las votaciones de OTROS 02 y OTROS 05, no es objeto de estudio, pasamos a analizar los resultados referentes al Plan 1-2. Es un grupo de tendencias mixtas, pero predomina la tendencia centrista, ya sea de centroizquierda (PS) o de centroderecha (PPD/PSD). En este grupo, se encuentran concelhos de prácticamente todos los distritos, con la excepción de los distritos de Beja, Bragança, Évora, Setúbal y los Archipiélagos de los Azores y Madeira. Dada la tendencia mixta deste grupo, lo hemos dividido en 2 nuevos grupos: el grupo 6A formado por las 469 freguesias con menos de 1000 electores inscritos y el grupo 6B, formado por las 565 freguesias de 1000 o más electores inscritos.

9. LOS COEFICIENTES OBTENIDOS EN LA INFERENCIA ECOLÓGICA, POR GRUPO

A partir del Método de King (1997) para Inferencia Ecológica obtenemos los coeficientes de estabilidad con respecto al voto electoral (votar o abstenerse consecutivamente en dos elecciones), así como los coeficientes de inestabilidad con respecto al voto electoral (votar en una de las elecciones y abstenerse en la otra), por grupo encontrado. Con relación a los coeficientes de inestabilidad electoral, pasamos a diferenciar entre electores ocasionales a recuperar, electores que han votado en 2002 pero que se han abstenido en 2005, y electores ocasionales ya recuperados, aquellos que se han abstenido en 2002 y pasaran a votar en 2005.

Para todos y cada un de los grupos, presentamos en la tabla 3 las estimaciones, B^b y B^w , para un nivel de confianza del 95%, que nos permiten conocer los coeficientes de estabilidad de actitud electoral (votar 2002/votar 2005 y abstener 2002/abstener 2005), así como los coeficientes de inestabilidad de actitud electoral (votar 2002/abstener 2005 y abstener 2002/votar 2005).

Tabla 3. Coeficientes obtenidos en la Inferencia Ecológica

COEFICIENTES	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3	Grupo 4	Grupo 5	Grupo 6	
	ABSTENCIÓN	ABSTENCIÓN y PSD	PSD y CDS-PP	CDU y BE	PS y CDU	MIXTO <1000	MIXTO ≥ 1000
Estabilidad Electoral – votantes	0,9471	0,9452	0,9682	0,9816	0,9692	0,9665	0,9833
Inestabilidad electoral-Abstencionistas ocasionales a recuperar	0,0529	0,0548	0,0318	0,0184	0,0308	0,0335	0,0167
Inestabilidad electoral-Abstencionistas ocasionales ya recuperados	0,0667	0,0801	0,0906	0,1264	0,1456	0,0667	0,1087
Estabilidad Electoral – abstencionistas recurrentes	0,9333	0,9199	0,9333	0,8734	0,8544	0,8933	0,8913

10. CONCLUSIONES⁴

Con relación al coeficiente de estabilidad electoral respecto a la actitud de votar en las dos elecciones, sus valores más bajos se encuentran en los grupos afectados a la abstención. Por otro lado, donde se encuentra mayor estabilidad es en el grupo de tendencia mezclada y con número de electores igual o superior a 1000. El Grupo que presenta el segundo valor más elevado es el grupo 4, o sea, el Grupo representativo de la izquierda tradicional.

Con respecto al coeficiente de inestabilidad electoral-abstencionista fluctuante a recuperar- sus valores más altos también se encuentran en los dos grupos afectados a la abstención, grupo 1 y 2. Los grupos que presentan los coeficientes de recuperación de abstencionistas más bajos, son nuevamente, el primer el grupo de tendencia mezclada con 1000 o más electores y el grupo de la izquierda tradicional.

Los valores más elevados del coeficiente de inestabilidad electoral-abstencionista fluctuantes ya recuperados- están relacionados con el grupo de izquierda tradicional (grupo 5) y con la izquierda tradicional/moderna (grupo 4). Los valores más bajos de este coeficiente se encuentran en los grupos relativos a la abstención (grupo 1) y al grupo de tendencia mezclada con menos de 1000 electores.

Finalmente, con relación al coeficiente de estabilidad electoral respecto a la actitud de abstenerse en las dos elecciones, los valores más elevados están relacionados con el grupo 1, el grupo de la abstención, y de igual modo con el grupo 3, el grupo de la derecha y centroderecha. El segundo valor más elevado está relacionado con el grupo 2, de la abstención sobre la derecha.

⁴ Los resultados obtenidos, al nivel de todas y cada una de las freguesias que componen cada concelho de todos y cada uno de los *Clusters*, bien como toda la metodología desarrollada, se encuentran disponibles en Castela, E.(2009). *Inferencia Ecológica para la caracterización de abstencionistas: el caso de Portugal*. Tesis Doctoral. Departamento de Estadística. Universidad de Salamanca.

BIBLIOGRAFÍA

- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Boston: Kluwer Academic.
- Ansolabehere, S. y Rivers, D. (1995). *Bias in Ecological Regression Estimates*. Working Paper. Stanford University.
- Balsa, J. (2002). “Ventajas y limitaciones de la metodología de Inferencia Ecológica propuesta por G. King - Aplicaciones al análisis del triunfo de Péron en las elecciones presidenciales argentinas de 1946”. *Cinta de Moébio*, 13.
- Bohórquez, I. y Ceballos, E. (2008). “Algunos conceptos de la econometría espacial y el análisis exploratorio de datos espaciales”. *Ecos de Economía*, Medellín, 27, pp.9-34.
- Boix, C. y Riba, C. (2000). “Las bases sociales y políticas de la abstención en las elecciones generales españolas: recursos individuales, movilización estratégica e instituciones electorales”. *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 90, pp. 79-128.
- Burden, B. C. (2000). “Voter turnout and the national election studies”. *Political Analysis*, 8, pp.389-398.
- Caleiro, A. (2008). *Para uma visão espacial dos resultados eleitorais em Portugal*. Documento de Trabajo nº 2008/01. Universidad de Évora. Departamento de Economía.
- Calvo, E. y Escolar, M. (2003). “The Local Voter: A Geographically Weighted Approach to Ecological Inference.” *American Journal of Political Science*, 47, 1, pp.189-204.
- Chasco, C. (2003). *Econometría espacial aplicada a la predicción-extrapolación de datos espaciales*. Ed. Comunidad de Madrid. Madrid.
- Chasco, C. (2004). “Modelos de heterogeneidad espacial”. *Econometrics*. 041 1004, EconWPA.
- Cho, W. K. T. (1998). “If the Assumption Fits ... A Comment on the King Inference Solution”. *Political Analysis*, 7 (1), pp. 143-163.
- Cho, W. K. T. (2001). “Latent Groups and Cross-Level Inferences”. *Electoral Studies*, 20, 2, pp.243-263.
- Duncan, O. D. y Davis, B. (1953). “An Alternative to ecological correlation”. *American Sociological Review*, 18, pp.665-666.
- Franklin, M. N. (2003). “Os enigmas da participação eleitoral”. *Análise Social*, XXXVIII (167), pp.321-338.
- Freire, A. (2000b). “Clivagens, conjuntura económica e comportamento eleitoral: uma análise das legislativas portuguesas de 1995 com dados agregados”, *Sociologia, Problemas e Práticas*, 32, pp.23-54.
- Freire, A. (2001a). *Modelos do comportamento eleitoral: Uma Breve Introdução Crítica*. Oeiras: Celta Editora.
- Freire, A. (2001b). *Mudança Eleitoral em Portugal Continental: Clivagens, Economia e Voto em Eleições Legislativas, 1983-1999*. Oeiras: Celta Editora.
- Freire, A. y Lobo, M. C. (2002). “The Portuguese 2002 Legislative Elections”. *West European Politics*, 25, 4, pp.221-228.
- Freire, A. y Magalhães, P. (2002). *A abstenção eleitoral em Portugal*. Coleção Breve. Ciência Política. Lisboa. Imprensa de Ciências Sociais.
- Galindo, M. P. (1986). “Una alternativa de representación simultánea: HJ-Biplot”. *Questiúo*, 10 (1), pp.13-23.
- Goldberger, A. (1991). *A Course in Econometrics*. Cambridge. Harvard University Press.

- Goodman, L. (1953). "Ecological Regressions and the Behavior of Individuals". *American Sociological Review*, 18, pp.663-664.
- Goodman, L. (1959). "Some Alternatives to Ecological Correlations". *American Journal of Sociology*, 64, pp.610-624.
- Haining, R. (2003). *Spatial Data Analysis, Theory and Practice*. Cambridge, Cambridge University Press, UK.
- Hicks, A. M. y Swank, D.H. (1992). "Politics, Institutions and Welfare Spending in Industrialized Democracies, 1960-82," *American Political Science Review*, 86, pp.658-74.
- King, G. (1997) *A Solution to the Ecological Inference Problem: Reconstructing Individual Behavior from Aggregate Data*. Princeton University Press.
- Langbein, L. I. y Lichtman, A. J. (1978). *Ecological Inference. Series: Quantitative Applications in the Social Sciences*. Sage Publications.
- Lipset, S. M. (1963). *El hombre político. Las bases sociales de la política*. EUDEBA, Buenos Aires.
- Magalhães, P. (2001). "Desigualdade, desinteresse e desconfiança: a abstenção nas eleições legislativas de 1999". *Análise Social*. XXXV, 157, Janeiro, pp.1079-1093.
- Mayer, N. y Perrineau, P. (1992). *Les Comportements Politiques*. Paris. Armand Colin.
- Meltzer, A. H. y Richards, S. F. (1981). "A Rational Theory of the Size of Government," *Journal of Political Economy*, 89, pp.914-927.
- Milbrath, L.W. y Goel, M. L. (1977). *Political Participation. How and Why Do People Get Involved in Politics*. Lanham. University Press America.
- Miller, G. A. (1952). "Finite Markov Processes in Psychology". *Psychometrika*, 17, pp.149-167.
- Moreno, R. y Vayá, E. (2000), *Técnicas econométricas para el tratamiento de datos espaciales: la econometría espacial*. Edicions Universitat de Barcelona, colecció UB 44, manuals.
- Nagel, J. H.. (1987). *Participation* Englewood Cliffs: Prentice-Hall.
- Nie, N. H. y Verba, S. (1975). "Political Participation". Greenstein, F. I. y Polsby, N. W. *Handbook of Political Science*, Vol. 4, Reading: Addison-Wesley Publishing Company.
- Ogburn, W. F. y Goltra, I. (1919). "How Women Vote: A Study of an Election in Portland, Oregon". *Political Science Quarterly*, 34, pp.413-433.
- O'Loughlin, J. (2003). "Spatial Analysis in Political Geography". Agnew, J., Mitchell, K. y Tuathail, G. (eds). *A Companion to Political Geography*. Oxford: Basil Blackwell, pp.30-46.
- Pampel, F. y Williamson, J. (1988). "Welfare Spending in Advanced Industrial Democracies 1950-1980". *American Journal of Sociology*, 93, pp.1424-56.
- Piven, F. y Cloward, R. (1977). *Poor People's Movements*. Nova Iorque. Vintage Books.
- Reto, L. y Sá, J. (2000). "Segmentação e tipologia dos abstencionistas em Portugal". *Revista Portuguesa de Gestão*, III (1), pp.64-74.
- Robinson, W. (1950). "Ecological Correlations and the Behavior of Individuals". *American Sociological Review*, 15, pp.351-357.
- Rosenstone, S. J. y Hansen, J. M. (1993). *Mobilization, Participation, and Democracy in America*. New York: Macmillan.
- Santo, P. (2006). *Sociologia Política e Eleitoral – Modelos e Explicações de voto*. Lisboa. Instituto de Ciências Sociais e Políticas.
- Schoenberg, R. (1997a). "Constrained Maximum Likelihood". *Computational Economics*, 10,

3. Springer Netherlands. pp.251-266.
- Schoenberg, R. (1997b). *Simulation of Bayesian posterior distributions of parameters of constrained models*. Manuscript.
- Schuessler, A. (1999). "Ecological inference". *Proceedings of the National Academy of Sciences USA* ,96, pp.10578-10581.
- Subileau, F. (1997). "L'abstentionnisme: apolitisme ou stratégie?". Mayer, N. (org.). *Les Modèles Explicatifs du Vote*. Paris. L'Harmattan, pp.245-267.
- Tanner, M.A. (1996). *"Tools for Statistical Inference: Methods for the Exploration of Posterior distributions and likelihood Functions"*. Third ed. New York. Springer-Verlag.
- Teixeira, R. (1992). *The Disappearing American Voter*. Washington, D. C., Brookings.
- Vicente, J. L. (2007). Programa MULTBILOT (Version alpha 2.1). Salamanca: Departamento de Estadística, Universidad de Salamanca.
- Viegas, J. M. y Faria, S. (2004). " A abstenção nas eleições legislativas de 2002". Freire, A., Lobo, M. C. y Magalhães, P. (orgs.). *Portugal a Votos. As Eleições Legislativas de 2002*. Lisboa. Imprensa de Ciências Sociais, pp.221-259.
- Wakefield, J. (2004). "Ecological inference for 2 x 2 tables". *Journal Royal Statistics Society*, A, 167, Part 2, pp.1-42.