

Precariedad Laboral y Castigo Interbloques en las Elecciones Generales de 2000

Javier G. Polavieja

El artículo contrasta la validez del modelo de *castigo interbloques* por precariedad laboral para las elecciones generales de 2000. Este modelo sostiene que las experiencias laborales en el segmento flexible del mercado de trabajo español pueden generar descontento con el partido gobernante entre votantes ideológicamente afines y facilitar, así, el voto trans-ideológico. Utilizando una definición restrictiva de precariedad laboral, entendida exclusivamente como desempleo, el modelo de castigo *interbloques* se contrasta sobre una muestra de la población activa obtenida de la encuesta preelectoral del Centro de Investigaciones Sociológicas (estudio 2382) y obtiene sustento empírico. Los resultados sugieren que el Partido Popular fue castigado en el 2000 por votantes de derechas insatisfechos con su situación de desempleo, así como por votantes desempleados que no se identificaban con ninguno de los dos bloques ideológicos (izquierda-derecha). El uso de técnicas de simulación estadística nos permite calcular intervalos de confianza alrededor de los estimadores de los efectos de castigo. Estos resultados, junto a los obtenidos en un anterior trabajo para las elecciones de 1996, sugieren que el modelo de *castigo interbloques* por precariedad laboral es *simétrico*, puesto que funciona con independencia de cuál sea el partido en el gobierno. La importante diferenciación de oportunidades laborales entre *insiders* y *outsiders* en el mercado de trabajo español podría haberse convertido, a la luz de la evidencia disponible, en un factor del comportamiento electoral de carácter estructural.

Palabras clave: España, elecciones generales 2000, mercado de trabajo, desempleo, voto de castigo.

Introducción

El mercado de trabajo español es un ejemplo paradigmático de lo que se ha denominado mercado dual o mercado de *insiders* y *outsiders* (Polavieja, 2001a; 2002). En este tipo de mercados podemos distinguir dos segmentos. Un *segmento rígido* compuesto por trabajadores con contratos indefinidos (o *insiders*) y, por tanto, con alta seguridad en el empleo; y un *segmento flexible* compuesto por aquellos trabajadores que carecen de empleo estable (o *outsiders*). Las trayectorias laborales típicas en el segmento rígido se caracterizan por la estabilidad en el empleo, mientras que en el segmento flexible es común observar trayectorias laborales precarias, consistentes en la alternancia de episodios de desempleo con episodios de empleo temporal.

En el año 2000 —con una tasa de desempleo del 14 por ciento y una tasa de empleo temporal del 33 por ciento— el tamaño del segmento flexible del mercado de trabajo español era de en torno a un 43 por ciento de la población activa¹. El caso español es único, no sólo en lo que respecta al tamaño de este segmento flexible, sino también en lo que se refiere al escaso grado de permeabilidad entre éste y el segmento rígido² (Polavieja, 2001a; 2002). La intensidad que adquiere la diferenciación de oportunidades laborales entre *insiders* y *outsiders* —incluso entre aquellos trabajadores de productividad equiparable— no tiene parangón entre los países de nuestro entorno³. Dada la importancia que ha tomado esta nueva forma de lo que se ha denominado *desigualdad horizontal* en el mercado de trabajo español (Polavieja, 2001a; 2002), resulta pertinente analizar sus posibles efectos electorales. ¿Es esta nueva forma de desigualdad económica capaz de tener efectos políticos observables? Los datos

¹ En el año 94 el segmento flexible había llegado a superar el 50 por ciento de la población activa.

² El 90 por ciento de todos los flujos anuales del empleo al desempleo —en ambas direcciones— ocurre a través de la contratación temporal, mientras que la tasa de conversión de los contratos temporales en indefinidos es de sólo en torno a un 11 por ciento anual, cifra muy baja en términos comparados (datos anteriores a la reforma de 1997) (Polavieja, 2001cap.3).

³ Véase también: Alba (1996;1997); Amuedo-Dorantes (2000); Bentolila y Dolado (1994); Dolado, García-Serrano y Jimeno (2001); Güell-Rotllan (2000); Güell-Rotllan y Petrongolo (1998); Jimeno y Toharia (1994); OECD (1999:49-132); Toharia y Malo (2000); Saint-Paul (2000).

existentes sobre las preferencias electorales previas a las elecciones generales de 1996 así lo sugieren.

En un trabajo anterior publicado en esta revista (Polavieja, 2000) aplicamos un sencillo modelo analítico —que denominamos modelo de *interacción* o modelo de *mediación ideológica*— a los datos de la encuesta sobre *Cultura Política* realizada por el Centro de Investigaciones Sociológicas en 1995 (estudio 2154) y encontramos evidencia empírica de que los electores de izquierdas en situaciones de precariedad laboral (i.e. electores en paro o con contratos temporales) eran más proclives a declarar su intención de votar a la oposición —tanto a Izquierda Unida, como al Partido Popular— que los electores de idénticas características ideológicas y socio-demográficas que poseían contratos indefinidos. Asimismo, encontramos evidencia que sugería que los electores que se posicionaban en los extremos de la escala ideológica eran más proclives a declarar su intención de abstenerse críticamente en vez de votar si se encontraban en situaciones de precariedad laboral. Estos resultados fueron interpretados como tres tipos diferentes de *voto de castigo* al partido gobernante por efecto de la precariedad laboral en el mercado de trabajo español: castigo *intra*bloques, castigo *inter*bloques y castigo por abstención.

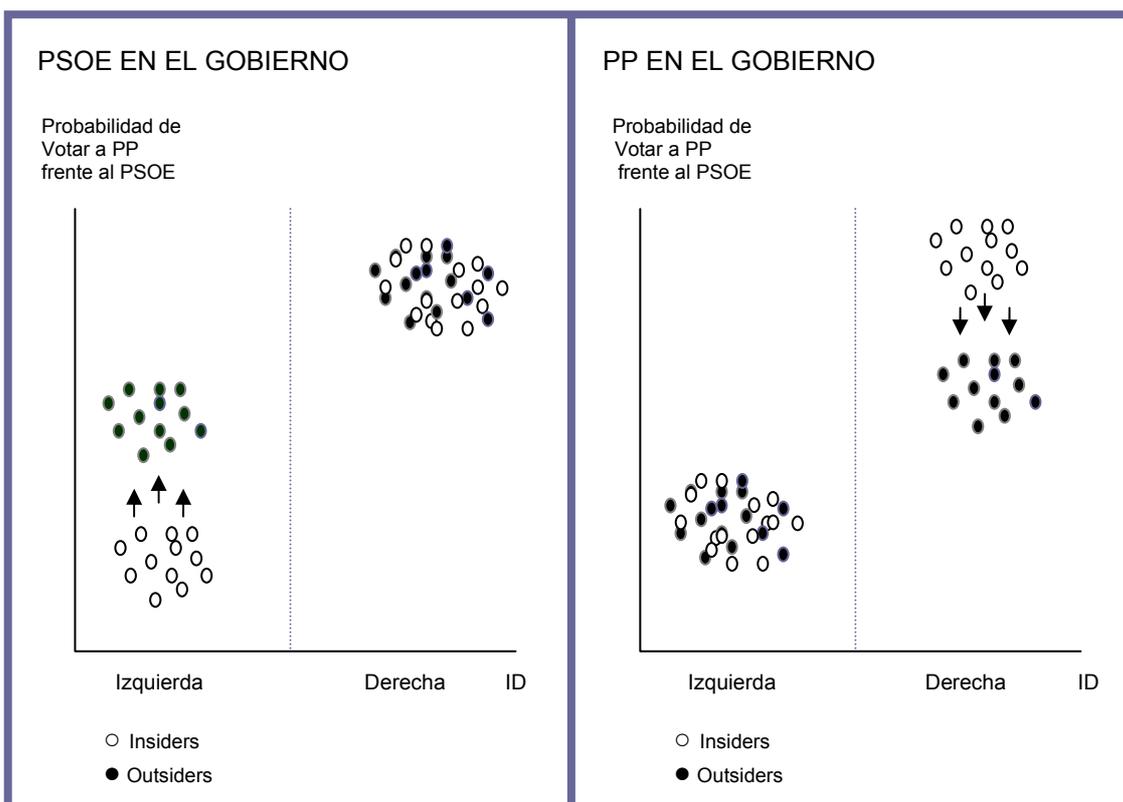
De estas tres formas de voto de “castigo”, la que resulta más interesante, tanto desde el punto de vista teórico como empírico, es el castigo *inter*bloques. Hablamos de “castigo” *inter*bloques cuando un individuo que se autodefine como perteneciente a un determinado bloque ideológico coincidente con el que representa el partido en el gobierno declara, no obstante, su preferencia por un partido situado en el bloque ideológico opuesto. Castigo, en esta definición, equivale, por tanto, a un voto trans-ideológico *en contra* del partido gobernante entre votantes ideológicamente potenciales. Esta definición del castigo *inter*bloques (CIB) puede formalizarse así:

$$CIB_i = P_{ia}B > P_{ia}A; (A \approx a; B \approx b; a \neq b)$$

Donde $P_{ia}B$ es la probabilidad de que el individuo i , de ideología a , vote al partido B , siendo B un partido en la oposición e identificado con la ideología opuesta a a ; y $P_{ia}A$ es la probabilidad de que el elector i vote al partido A , en el gobierno y de ideología coincidente con a .

El CIB debe entenderse como un fenómeno *atípico* por definición, en tanto que supone la existencia de una preferencia electoral que es ideológicamente *inconsistente*. Pero ha de notarse que es precisamente este contraste entre la preferencia declarada del elector y su afiliación ideológica ($a \neq b$; $a \neq B$) la que nos permite deducir la existencia de un deseo de “castigo” al partido en el gobierno, siempre y cuando, claro está, podamos atribuir dicho deseo a factores causales específicos. La insatisfacción con la experiencia de la precariedad laboral en el segmento flexible del mercado de trabajo español parece, dada las características de este mercado, uno de estos factores capaces de generar efectos electorales de castigo.

GRÁFICO 1
RELACIÓN ESPERADA ENTRE IDEOLOGÍA, SITUACIÓN LABORAL Y PREFERENCIAS ELECTORALES EN CASO DE QUE EXISTA CASTIGO INTERBLOQUES POR PRECARIEDAD LABORAL PARA DIFERENTES CONTEXTOS POLÍTICOS



En el gráfico 1 se muestran las dos posibilidades teóricas de castigo *interbloques* por precariedad laboral en el caso Español, donde dos partidos principales compiten a nivel

estatal en el eje ideológico, el Partido Popular y el Partido Socialista. En el cuadrante izquierdo se presenta el castigo *interbloques* por precariedad laboral cuando el Partido Socialista gobierna y el Partido Popular está en la oposición. Este es el caso documentado en nuestro anterior estudio sobre las preferencias electorales de los españoles ante las elecciones generales de 1996 (Polavieja, 2000). Aplicando técnicas de regresión logística a una muestra representativa de electores españoles, observamos entonces que la precariedad laboral favorecía significativamente las preferencias electorales por el Partido Popular entre electores de izquierdas, pero no tenía efecto alguno entre los electores de derechas (mucho más proclives a declarar su intención de votar al PP con independencia de su situación laboral y sin que ésta afectara a sus preferencias). El efecto electoral de la precariedad laboral ante las elecciones generales de 1996 parecía, por tanto, consistir en el debilitamiento de la relación entre afiliación ideológica y preferencias políticas entre electores ideológicamente cercanos al partido en el gobierno —fenómeno perfectamente consistente con nuestra definición de CIB—. Este efecto sobre las preferencias electorales a favor del Partido Popular entre electores de izquierdas ante las elecciones generales de 1996 fue estimado en torno a los 10 puntos porcentuales⁴ (Polavieja, 2000:66).

En el cuadrante derecho de gráfico 1 se presenta la segunda posibilidad teórica de CIB por precariedad laboral en el caso español, cuando es el Partido Popular el que ocupa el gobierno y el Partido Socialista el que está en la oposición. Según el modelo de CIB por precariedad laboral, habría ahora que esperar que la precariedad laboral redujese las preferencias de voto al Partido Popular a favor del Partido Socialista entre electores de derechas (potencialmente afines al PP), sin que hubiese efectos observables entre electores de izquierdas. La cuestión es saber si existe también evidencia empírica consistente con esta segunda posibilidad teórica. ¿Se ajusta la evidencia disponible al modelo de CIB por precariedad laboral cuando el Partido Popular gobierna? En otras palabras, ¿favoreció la precariedad laboral el castigo *interbloques* al Partido Popular en

⁴ Es decir, que entre los electores pertenecientes a la población activa y de izquierdas, la falta de un contrato indefinido aumentaba las posibilidades de (declarar la intención de) voto al Partido Popular, en vez de al Partido Socialista, en aproximadamente un 10 por ciento (según el modelo B2 de la tabla 2 en Polavieja, 2000:64).

las elecciones generales de 2000? Responder a esta pregunta es el objetivo principal de este trabajo.

El trabajo se divide en tres partes. En la primera se argumenta la importancia teórica de contrastar la hipótesis del CIB por precariedad laboral en las elecciones de 2000. En la segunda parte se presenta el modelo de CIB por precariedad laboral de manera algo más formal que en anteriores trabajos, se discute la metodología empleada en este estudio para su contraste empírico y se propone una extensión del modelo que tiene en cuenta también al segmento del electorado que no se identifica con ningún bloque ideológico. En la tercera parte presentamos los resultados del modelo de CIB utilizando datos provenientes de la encuesta preelectoral de 2000 del Centro de Investigaciones Sociológicas (estudio 2382). Esta encuesta fue realizada en el mes de febrero de 2000 sobre una muestra representativa de 24.040 españoles. El tamaño muestral de la preelectoral de 2000 nos ofrece excelentes oportunidades para el contraste del modelo de CIB por precariedad laboral, incluido el modelo ampliado a los electores sin ideología. La encuesta no recoge, sin embargo, información sobre el tipo de contrato, por lo que el modelo se contrasta para una definición restringida de precariedad laboral, entendida exclusivamente como desempleo. El artículo finaliza con una discusión de los principales resultados.

I. La importancia del caso

Los hallazgos sobre el impacto de la precariedad laboral sobre las preferencias electorales previas a la elecciones de 1996 presentados en Polavieja (2000), aunque consistentes con la hipótesis de que la precariedad laboral es susceptible de provocar efectos electorales de castigo, no nos permiten por sí solos averiguar si la brecha abierta en el mercado de trabajo entre aquellos que poseen un empleo estable (*insiders*) y aquellos que carecen de él (*outsiders*) se ha convertido en un determinante *estructural* —y, por tanto, perdurable— del comportamiento electoral de los españoles. Una sola observación en el tiempo es obviamente insuficiente para responder a esta pregunta.

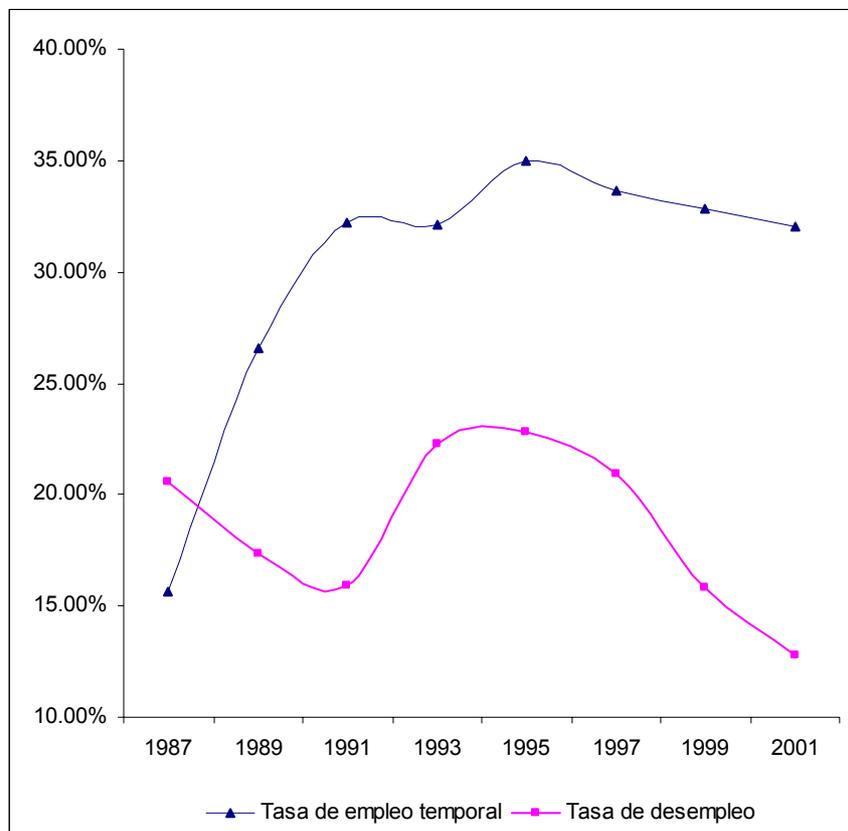
Existen, además, razones para pensar que el fenómeno de CIB detectado ante las elecciones generales de 1996 pudiera haber sido un fenómeno de carácter coyuntural, fruto de la coincidencia de factores políticos y económicos más bien extraordinarios. En

concreto, confluyen en la última legislatura socialista tres fenómenos que podían haber facilitado significativamente el CIB: 1) el (posible) desgaste de los vínculos de identificación entre electores ideológicamente afines y el partido gobernante por efecto de la permanencia prolongada del Partido Socialista en el poder; 2) el (posible) desgaste de estos mismos vínculos por efecto de los numerosos escándalos políticos destapados entre 1993 y 1996 (Caínzos y Jiménez, 2000; Jiménez, 1998); y 3) los efectos de un mercado laboral que muestra en esta última legislatura socialista los niveles de desempleo y temporalidad más altos jamás registrados en nuestro país (ver gráfico 2). Dicho en pocas palabras, resulta difícilmente imaginable un contexto más favorable al CIB por precariedad laboral que el inmediatamente anterior a las elecciones generales de 1996. Este contexto arroja, por tanto, dudas razonables sobre la capacidad de generalización de los hallazgos recogidos en Polavieja (2000). Necesitamos nuevos análisis para contrastar la validez general del modelo.

Si las elecciones generales de 1996 representan un escenario especialmente favorable para la existencia de CIB por precariedad laboral, podría argumentarse que las elecciones generales de 2000 representan el escenario opuesto. En claro contraste con el desgaste del Partido Socialista ante las elecciones de 1996, el Partido Popular concurría a las elecciones de 2000 con todas las ventajas que puede otorgar una primera legislatura exitosa. Además de los beneficios derivados de la tregua de ETA, el PP podía ofrecer en su cuenta de resultados la imagen de un partido moderado —capaz entonces de entenderse con los nacionalismos periféricos— y eficiente a la hora de “propiciar” el crecimiento económico. Más aún, y lo que es más importante para nuestro análisis, en el 2000 el Partido Popular concurría a las urnas como un partido capaz de pactar con los agentes sociales una reforma laboral cuyo objetivo primordial era la generación de *empleo estable*. En el contexto de un ciclo expansivo, la reforma de 1997 pudo presentarse a los electores como una reforma eficaz a la hora de reducir *a la vez* la tasa de desempleo y —aunque en mucha menor medida— la de temporalidad⁵ (ver gráfico 2).

⁵ Debe, además, recordarse que la reforma laboral de 1997 fue muy bien recibida por la opinión pública española —incluida la representada por la prensa no afín al gobierno—.

GRÁFICO 2
EVOLUCIÓN DE LAS TASAS DE TEMPORALIDAD Y DESEMPLEO EN
ESPAÑA SEGÚN LA ENCUESTA DE POBLACIÓN ACTIVA
(1997-2001)



Fuente: Encuesta de Población Activa, segundos trimestres de años impares. (Tendencias estilizadas). (Calculado por el autor).

Encontrar en este contexto tan favorable para el Partido Popular evidencia de que la precariedad laboral aumentó las posibilidades de CIB vendría a sugerir que nuestro modelo es *simétrico*, es decir, que funciona con independencia de quién gobierne. Esta evidencia podría interpretarse razonablemente como prueba de que las diferencias observables entre *insiders* y *outsiders* en el mercado de trabajo español pueden efectivamente actuar como un nuevo factor *estructural* capaz de tener efectos políticos *no coyunturales*. Aquí reside la importancia del contraste del modelo en las elecciones generales de 2000.

II. El modelo de castigo interbloques por precariedad laboral: Formalización y metodología

La premisa fundamental del modelo de votante que subyace a la hipótesis del CIB por precariedad laboral es que la gran mayoría de los electores interpretan sus experiencias económicas a través del prisma de sus identidades ideológicas (Polavieja, 2000). La forma concreta en que estas identidades ideológicas se manifiestan en diferentes sociedades es históricamente contingente. En países de larga tradición democrática y sistemas de partidos estables, estas lealtades se establecen directamente entre el elector y los partidos mediante vínculos de identificación partidista (Butler y Stokes, 1969; Campbell *et al.*, 1960; Heath y McDonald, 1988). En el caso español, donde la contingencia histórica ha impedido que se establezcan vínculos sólidos entre electores y partidos, las lealtades políticas tienden a manifestarse en forma de *afiliación ideológica con los bloques izquierda-derecha*. En lo que respecta a los mecanismos de su transmisión intergeneracional y a su impacto sobre la formación de preferencias electorales, podemos suponer que la identidad izquierda/derecha funciona de manera análoga a la identificación partidista (Lancaster y Lewis-Beck, 1986; Polavieja, 2000;2001b; Sani y Montero, 1986).

El modelo de votante que aquí se propone asume que las identidades ideológicas juegan un papel fundamental en la decisión electoral, al proporcionar a los electores simples guías de evaluación y comportamiento políticos. Estas afiliaciones o identidades izquierda/derecha actuarían así como principios simplificadores, permitiendo al elector formarse una opinión sobre temas sobre los cuales la información sería de otra manera muy costosa de obtener (Inglehart y Klingemann, 1976; Lancaster y Lewis-Beck, 1986; Sani y Montero, 1986). Se supone que las identidades ideológicas se adquieren a edades tempranas a través de procesos de socialización política y que son fundamentalmente estables a lo largo del tiempo. Ambas premisas del modelo pueden ser contrastadas empíricamente.

El modelo de votante con el que trabajamos es, pues, un votante fundamentalmente *ideológico*. Esto no significa que los votantes no sean sensibles a sus propias experiencias económicas. Lo que el modelo destaca es que el impacto de estas experiencias económicas sobre las preferencias electorales estará en la gran mayoría de

los casos *mediado* por las identidades ideológicas de los electores⁶. La hipótesis del CIB por precariedad laboral supone que las experiencias laborales en lo que hemos llamado el segmento flexible del mercado de trabajo pueden provocar insatisfacción entre votantes potencialmente afines al partido gobernante y facilitar, así, el voto trans-ideológico (o voto de castigo). El modelo de CIB por precariedad laboral puede expresarse con la siguiente fórmula:

$$P(CIB_i) = f(SL_i + Control_i + \varepsilon_i) \quad (\text{ecuación 1})$$

Donde $P(CIB_i)$ es la probabilidad de que el votante i opte por el castigo *interbloques*⁷; SL_i es la posición que ocupa i en el mercado de trabajo; $Control_i$ es un vector de características individuales observables que suponemos pueden tener un efecto sobre las preferencias electorales de i y que actúan como variables de control; y, finalmente, ε_i es el componente de error, es decir, un componente de características no observables de i que suponemos se distribuyen azarosamente y que podrían también tener efectos sobre sus preferencias electorales.

La ecuación 1 representa la idea de que la probabilidad de que se produzca CIB es una función de la situación laboral de los entrevistados (así como de otras características de control, más un término de error). Esta misma idea puede expresarse con mayor generalidad a través de un modelo que represente los factores condicionantes de la elección dicotómica entre partido gobernante y partido de la oposición. Utilizando la especificación *logit*, el modelo de CIB por precariedad laboral puede representarse:

$$\text{Log}(P_i/1-P_i) = \beta_0 + \beta_1 ID_i + \beta_2 SL_i + \beta_3 ID_i SL_i + \beta_{ji} C_{ji} + \varepsilon_i \quad (\text{ecuación 2})$$

⁶ “El modelo de votante que defendemos no es, por tanto, el de un votante económico, egocéntrico-retrospectivo “puro”, cuya única ideología es su bolsillo... El modelo de votante que defendemos es más bien uno en el que las consideraciones ideológicas y económicas *interactúan* entre sí en el proceso de formación de preferencias electorales. Un votante, en definitiva, que utiliza sus mapas ideológicos... para sacar conclusiones electorales de sus experiencias económicas personales” (Polavieja, 2000:50).

⁷ Siendo $i = \{1,2,3,4,5,\dots,N\}$.

Donde (el logaritmo natural de) la probabilidad de que el individuo i prefiera votar al PP en vez de al PSOE se representa como un efecto combinado de su afiliación ideológica (ID_i) y su situación laboral (SL_i), más un vector de características de control (C_{ji}) y un término de error (ε_i). Este efecto combinado o *efecto interacción* de la situación laboral y la afiliación ideológica debe entenderse como una *relación causal condicional*: el efecto de la situación laboral del elector i sobre sus preferencias electorales se presume *dependiente* de cuál sea su afiliación ideológica⁸. Esta causalidad condicional es la base del modelo de CIB.

La interpretación de la interacción entre ideología y situación laboral

Un error frecuente en la interpretación del significado de las interacciones en los modelos multivariantes es fijarse exclusivamente en el componente $\beta_3 ID_i SL_i$, de la ecuación 2, conocido normalmente como efecto “interacción”. En realidad, esta denominación resulta algo engañosa, puesto que el efecto de la interacción sobre la variable dependiente viene dado por el conjunto de la expresión $\beta_1 ID_i + \beta_2 SL_i + \beta_3 ID_i SL_i$, no siendo posible interpretar el significado de ninguno de los coeficientes implicados por separado⁹ (Gill, 2001; Polavieja, 2000:58-9). Estos coeficientes, claro

⁸ El hecho de que en los modelos *logit* los efectos de cada variable independiente sobre la variable respuesta no sean lineales (es decir, el hecho de que la especificación *logit* genere interacciones “automáticas”, independientemente de que éstas sean reconocidas o deseadas por el investigador), no impide en absoluto el especificar interacciones específicas a las variables, si se considera necesario. De hecho, como ha demostrado Gill (2001:3-7), si no se especifican las interacciones de interés, el modelo no las captará *aunque existan en los datos*. En otras palabras, cuando el investigador utiliza modelos *logit* que especifican una relación *aditiva* de las variables explicativas sobre el logaritmo de la razón de probabilidad de la variable respuesta, lo que se está asumiendo es que no existen en los datos interacciones capaces de tener consecuencias que merezcan la pena ser modeladas y, por tanto, se desestima la posibilidad de contrastar cualquier hipótesis en este sentido. Por eso no resultaría correcto desde el punto de vista econométrico desestimar la crítica que Polavieja (2000) hace a los modelos *logit* “aditivos” (se entiende, aditivos en tanto que asumen que no existen interacciones específicas a las variables) sobre la base de que en estos modelos los efectos parciales para una variable determinada siempre dependen de los niveles del resto de las variables explicativas (véase: Gill, 2001).

⁹ La discusión sobre la interpretación de interacciones en los modelos *logit* no es nueva en la ciencia política. A este respecto puede ser especialmente ilustrativo el debate entre Berry y Berry (1991), Frant (1991) y Berry (1999), resuelto finalmente en favor de este último y reproducido en Gill (2001).

está, significarán diferentes cosas dependiendo de cómo se codifiquen las variables implicadas: afiliación ideológica y situación laboral.

Normalmente la afiliación ideológica de los electores se mide en encuestas a través de las llamadas escalas de autopoicionamiento ideológico. Técnicamente estas escalas de intervalos tienen la ventaja de ofrecer información, no sólo sobre la identidad ideológica de los entrevistados, sino también sobre la “intensidad” o “extremismo” de su ideología. El uso de estas escalas plantea, sin embargo, un problema, apenas discutido en la literatura, y es que el grado de “extremismo” (i.e. el intervalo exacto donde el entrevistado decida colocarse dentro de la escala) podría ser en sí mismo una racionalización de la decisión electoral previamente tomada, en vez de una de sus causas. Este problema de la dirección de la causalidad puede minimizarse recodificando la escala de autopoicionamiento ideológico en una variable dicotómica que represente la afiliación ideológica del entrevistado en los dos bloques posibles (izquierda o derecha). Esta operacionalización de la ideología resulta, además, mucho más consistente con el uso del concepto de ideología política en las ciencias sociales (así como con su uso común) y, en concreto, con el concepto de afiliación con los bloques ideológicos de nuestro modelo¹⁰.

Si codificamos las preferencias electorales con un 0 si el elector i prefiere al Partido Socialista en la oposición y un 1 si prefiere al Partido Popular en el gobierno; si codificamos la afiliación ideológica con una variable de valor 0, si el individuo i es de izquierdas, y valor 1, si es de derechas; y si codificamos la situación laboral con una

¹⁰ Es evidente que la utilización de las escalas ideológicas en el análisis de las preferencias electorales con modelos multivariantes debe arrojar, por definición, mejores resultados en términos de la varianza estadísticamente explicada que el uso de una variable de identificación ideológica dicotómica. Sin embargo, y dado el problema de la dirección de la causalidad arriba referido, esta mayor capacidad de “explicación estadística” vendría a hacerse a costa de una menor capacidad de “explicación causal”. Además, el uso de la escala de intervalos puede plantear un problema técnico añadido a la hora de modelar la interacción base del modelo CIB, pues aumenta las posibilidades de que residuos extremos afecten los resultados. Por todo ello, nos parece mucho más apropiado utilizar una variable de afiliación ideológica dicotómica para el contraste del CIB por precariedad laboral. No obstante, el modelo de CIB (en su versión restringida) puede también calcularse utilizando la escala izquierda-derecha como variable de intervalos, siendo los resultados de este análisis igualmente significativos (estos resultados están a disposición del lector interesado).

variable también dicotómica que toma el valor 0 si i es un *insider* en el mercado de trabajo español y 1 si i es un *outsider*; entonces los coeficientes de la interacción representada en la ecuación 2 deberán ser interpretados de la siguiente forma:

β_1 estima el efecto que tiene ser de derechas sobre las preferencias electorales a favor del Partido Popular (en vez del Partido Socialista) de los *insiders*¹¹.

β_2 estima el efecto que tiene ser un *outsider* sobre las preferencias electorales a favor del Partido Popular para los electores de izquierdas.

Y, finalmente, β_3 estima cuán diferente es el impacto sobre la probabilidad de (preferir) votar al Partido Popular de ser un *outsider* para los electores de derechas en comparación con ser un *outsider* para los de izquierdas¹².

La hipótesis del CIB por precariedad laboral cuando el Partido Popular gobierna supone que la precariedad laboral reduce las probabilidades de voto al gobierno entre electores de derechas, sin que tenga impacto alguno entre electores de izquierdas —¿por qué iba la precariedad laboral a reducir las probabilidades de voto a la derecha entre electores que son de izquierdas y, por tanto, ideológicamente no afines al PP en cualquier caso?—. Por tanto, para que el modelo encuentre confirmación empírica, deberíamos obtener los siguientes tres resultados:

- 1) Que el coeficiente β_1 sea estadísticamente significativo y de signo positivo, dado que, según se desprende del modelo de votante ideológico, los *insiders* de derechas deberán lógicamente ser más proclives a votar al Partido Popular que los de izquierdas.

¹¹ En concreto, sobre el logaritmo de la razón de probabilidad (*odds ratio*) de votar al Partido Popular en vez de al Partido Socialista.

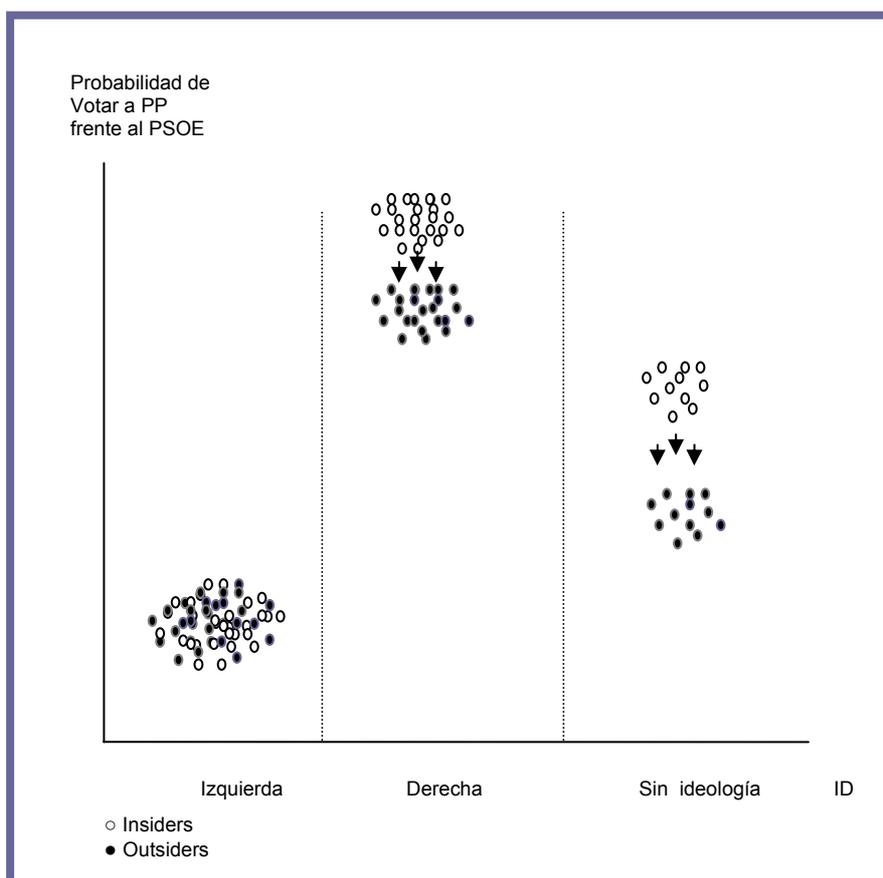
¹² O, de manera equivalente, cuán diferente es el impacto de ser de derechas sobre las preferencias electorales de los *outsiders*, en comparación con el impacto que tiene ser de derechas para los *insiders*.

- 2) Que el coeficiente β_2 no sea significativo, en tanto que no esperamos que la precariedad laboral tenga efecto alguno sobre los electores ideológicamente no afines al partido de gobernante (i.e. los electores de izquierdas).
- 3) Que el coeficiente β_3 sea estadísticamente significativo y de signo negativo. Esto debe ser así porque esperamos que la precariedad laboral *reduzca* las preferencias a favor del Partido Popular entre los electores de derechas. Dado que β_3 compara esta reducción con el impacto de la precariedad laboral sobre las preferencias a favor del Partido Popular entre los electores de izquierdas —y dado que este impacto de la precariedad laboral en la izquierda se espera que sea nulo—, la confirmación empírica del modelo requiere que el coeficiente β_3 sea significativo y negativo.

Extensión del modelo: incorporando a los votantes sin ideología

En los análisis empíricos que utilizan la variable ideología como variable independiente es común considerar las no respuestas como valores perdidos. Cuando las muestras son pequeñas, razones de eficiencia estadística aconsejan maximizar el número de observaciones otorgando a las no respuestas un valor típico —en el caso español, este equivale al valor 5 de la escala ideológica—. Ambas opciones están justificadas en la mayoría de los casos, pues el tamaño muestral típico disponible no permite en la práctica considerar las no respuestas como una categoría analítica propia en los análisis estadísticos. Las limitaciones de los datos no deben, sin embargo, llevarnos a ignorar que la proporción de electores sin ideología llega a alcanzar un tamaño considerable en el caso español, situándose en torno a un 20 por ciento de los entrevistados, lo cual tiene obviamente claras implicaciones teóricas para nuestro modelo. ¿Podemos olvidar a este 20 por ciento de votantes que declaran no sentirse identificados con ninguno de los dos bloques ideológicos simplemente porque en la mayoría de las encuestas disponibles forman una categoría demasiado pequeña para el análisis estadístico? Al menos en términos teóricos, la respuesta es claramente no.

GRÁFICO 3
RELACIÓN ESPERADA ENTRE IDEOLOGÍA (INCLUIDOS
LOS ELECTORES SIN IDEOLOGÍA), SITUACIÓN LABORAL
Y PREFERENCIAS ELECTORALES EN CASO DE QUE
EXISTA CASTIGO INTERBLOQUES POR PRECARIEDAD
LABORAL CON EL PARTIDO POPULAR EN EL GOBIERNO



Debemos pues extender el modelo de CIB de manera que incluyamos en el mismo a este segmento del electorado que no se identifica con ninguna ideología. Esto no supone una transformación radical de las asunciones del modelo, pero sí cierto relajamiento o matización de las mismas: la gran mayoría de los votantes son votantes ideológicos (es decir, con identidades izquierda/derecha), *pero no todos*.

Es razonable asumir que los votantes sin ideología sean especialmente sensibles a sus experiencias económicas, en la medida en que los efectos de estas experiencias sobre sus preferencias electorales no se verían en este caso “filtrados” —o, si se prefiere, “amortiguados”— por las lealtades ideológicas. Esta suposición se desprende

directamente de nuestro modelo teórico de votante. Esperamos, por tanto, que la precariedad laboral tenga mayor impacto sobre las preferencias electorales de esta minoría de votantes sin ideología que sobre las preferencias de los votantes con ideología —que son, la mayoría del electorado (ver gráfico 3)—. De lo cual se deduce lógicamente que si el conjunto del electorado estuviese compuesto por votantes sin ideología, los efectos de la precariedad laboral sobre el voto serían mucho mayores de los que se desprenden de nuestro modelo de votante ideológico. Para poder contrastar esta hipótesis del modelo ampliado, debemos re-escribir el modelo de CIB por precariedad laboral de la siguiente manera:

$$\text{Log}(P_i/1-P_i) = \beta_0 + \beta_1 ID_i + \beta_2 SL_i + \beta_3 ID_i SL_i + \beta_4 NID_i + \beta_5 NID_i SL_i + \beta_{ji} C_{ji} + \varepsilon_i \quad (\text{ec. 3})$$

Donde (el logaritmo natural de) la probabilidad de que el individuo i prefiera votar al PP en vez de al PSOE se sigue representando como un efecto combinado de su afiliación ideológica y su situación laboral, más un vector de características de control (C_{ji}) y un término de error (ε_i). Este efecto combinado o *efecto interacción* de la situación laboral y la afiliación ideológica incluye ahora dos parámetros más: $\beta_4 NID_i$, que representa el efecto de no tener ideología sobre las preferencias electorales de los *insiders* (comparado con el efecto de ser de izquierdas) y $\beta_5 NID_i SL_i$, que representa cuán diferente es el impacto de ser un *outsider* para los electores sin ideología comparado con el impacto de ser un *outsider* para los electores de izquierdas. El resto de los parámetros del modelo se interpretan igual que en la ecuación 2.

Para la confirmación empírica de este modelo ampliado de CIB, deberíamos encontrar que $\beta_4 < \beta_1$, puesto que los electores sin ideología deberían tener menos probabilidades de (preferir) votar al Partido Popular que los electores de derechas; y que $|\beta_5| > |\beta_3|$, puesto que el impacto de la precariedad laboral debería ser mayor entre los electores sin ideología, que entre los electores de derechas (ver gráfico 3). La encuesta preelectoral del CIS nos permite contrastar también esta hipótesis que se desprende del modelo ampliado de castigo *interbloques*.

Simulación estadística para la interpretación de los resultados

Es una práctica muy común entre los investigadores sociales concluir los análisis estadísticos de los modelos *logit* con un simple informe del valor de los coeficientes de interés, su signo y su significatividad estadística. La significatividad y el signo de los estimadores permiten concluir si existen o no efectos sobre la variable respuesta y cuál es la dirección de los mismos. Es evidente, sin embargo, que el valor de los coeficientes *logit* no es fácilmente interpretable de manera directa. La transformación de estos coeficientes en razones de probabilidad u *odds ratio* no añade excesiva inteligibilidad a los resultados. En la mayoría de los casos, los investigadores no aprovechamos al máximo toda la información contenida en nuestros modelos estadísticos porque no somos capaces de calibrar la *magnitud* de los efectos modelados (King *et al.*, 2000).

Una manera de facilitar considerablemente la interpretación de los resultados de los modelos *logit* consiste en transformar los coeficientes estimados en probabilidades de respuesta positiva (en el caso que nos ocupa, probabilidades de preferir votar al Partido Popular, en vez de al Partido Socialista). Para obtener estas probabilidades predichas por el modelo *logit* debemos despejar el término P_i de la ecuación 2 (en el modelo restringido) y de la ecuación 3 (en el ampliado). Las ecuaciones resultantes son la ecuación 4, para el modelo restringido, y la ecuación 5, para el modelo ampliado:

$$P_i = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 ID_i + \beta_2 SL_i + \beta_3 ID_i SL_i + \beta_{ji} C_{ji})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 ID_i + \beta_2 SL_i + \beta_3 ID_i SL_i + \beta_{ji} C_{ji})} + \varepsilon_i \quad (\text{ec.4})$$

$$P_i = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 ID_i + \beta_2 SL_i + \beta_3 ID_i SL_i + \beta_4 NID_i + \beta_5 NID_i SL_i + \beta_{ji} C_{ji})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 ID_i + \beta_2 SL_i + \beta_3 ID_i SL_i + \beta_4 NID_i + \beta_5 NID_i SL_i + \beta_{ji} C_{ji})} + \varepsilon_i \quad (\text{ec. 5})$$

Las ecuaciones 4 y 5 nos permiten obtener expresiones numéricamente precisas de los estimadores de interés para los modelos restringido y ampliado respectivamente. Debe notarse, sin embargo, que estas probabilidades predichas por los modelos *logit* son necesariamente *inciertas*. Si queremos facilitar la interpretación de los modelos, el grado de certidumbre que rodea las predicciones que de ellos se derivan debe también ser reportado por el investigador (King *et al.*, 2000). Este es el papel fundamental de las técnicas de *simulación estadística*.

La simulación estadística consiste básicamente en utilizar un determinado logaritmo matemático para generar una “muestra” azarosa de posibles valores de los estimadores del modelo estadístico a partir de su distribución muestral asintótica (King *et al.*, 2000). Utilizando esta muestra simulada de estimadores podemos aproximarnos a las características de la distribución “real” de las probabilidades de respuesta positiva y calcular, de esta forma, intervalos de confianza alrededor de las predicciones del modelo estadístico¹³.

Aplicando la técnica de simulación propuesta por King *et al.* (2000) —basada en lo que se conoce como experimentos Monte Carlo— a los modelos expresados en las ecuaciones 4 y 5, podemos obtener estimaciones de la relación entre las variables de interés (manteniendo algunas constantes y haciendo que otras varíen a conveniencia) y las probabilidades de voto al partido gobernante, incluyendo medidas de certidumbre. Para ello utilizaremos el programa de simulación *Clarify*® creado por Tomz *et al.* (2001). Todos estos cálculos tienen como fin último el poder obtener resultados sobre la magnitud y certidumbre de los efectos contrastados que sean fácil y directamente interpretables por todo tipo de audiencias, independientemente de cuál sea su grado de familiarización con las técnicas de regresión aquí aplicadas¹⁴.

III. Contraste del modelo de CIB por precariedad laboral: resultados

El tamaño de la encuesta preelectoral (estudio 2382) del CIS nos permite trabajar con una muestra extraordinariamente amplia para el contraste del modelo de CIB. Excluida la población inactiva, contamos con una fuerza de trabajo representada de 12.332 individuos, 2.166 de los cuales (17.6 por ciento) se encontraban desempleados en el momento de ser entrevistados. Podemos así seleccionar una sub-muestra de casi 6.000 casos compuesta por aquellos entrevistados pertenecientes a la población activa que declararon su intención de votar, bien al Partido Popular, bien al Partido Socialista. Esta

¹³ Esto supone, sin duda, un avance metodológico importante con respecto a Polavieja (2000).

¹⁴ Véase también Fraile (2001) para una aplicación de esta técnica de simulación estadística al análisis del voto económico en España.

es la sub-muestra que utilizamos para contrastar la validez empírica del modelo de CIB por precariedad laboral, tanto en su versión reducida, como en su versión ampliada a votantes sin ideología.

Las ventajas potenciales de tener una muestra tan amplia como la que nos ofrece la preelectoral de 2000 se ven, sin embargo, recortadas por las limitaciones del cuestionario utilizado por el CIS. Desgraciadamente, la preelectoral del CIS no incluye información sobre la ocupación del entrevistado¹⁵, una importante variable de control en el modelo original de CIB, ni —lo que resulta más grave para los propósitos de nuestro análisis— sobre su tipo de contrato¹⁶. Tenemos, eso sí, información sobre el nivel de estudios, que podemos utilizar como variable de control, y sobre la situación de empleo (empleado o desempleado), lo cual nos permite contrastar la hipótesis del CIB operacionalizando la precariedad laboral exclusivamente como desempleo¹⁷. Debe notarse, sin embargo, que contrastar la hipótesis de CIB de esta manera implica, en última instancia, comparar las preferencias electorales de los desempleados con la de los empleados, un tercio de los cuales posee un contrato temporal. Si los trabajadores temporales son también más proclives al castigo *interbloques* que los *insiders*, los estimadores que obtendremos con esta codificación restringida de la situación laboral tenderán a subestimar el fenómeno estudiado. Es importante tener esto en cuenta a la hora de interpretar los resultados del análisis que presentamos a continuación.

¹⁵ Esto impide distinguir entre autónomos, empresarios y asalariados, lo cuál podría introducir sesgos en los cálculos del modelo de CIB.

¹⁶ Curiosamente, se incluye en la preelectoral del 2000 una pregunta sobre el tipo de jornada del entrevistado, pregunta que no aparece en ninguna otra encuesta electoral del CIS, ni es en absoluto típica de las encuestas de opinión de esta institución. Además, a juzgar por las respuestas que los entrevistados dieron a esta pregunta, parece que el indicador en cuestión no es fiable. ¿Por qué no se preguntaría sobre el tipo de contrato—información crucial para entender la posición en el mercado de trabajo español— en vez del tipo de jornada, como se ha venido haciendo en todas las encuestas electorales y de opinión del CIS?

¹⁷ Como se explicó en Polavieja (2000), esta es una definición restrictiva de la precariedad laboral, puesto que nos obliga a excluir del modelo la posibilidad de que la inseguridad, incertidumbre y falta de perspectivas laborales asociadas a la posesión de un contrato temporal puedan resultar también una fuente de insatisfacción capaz de tener efectos electorales

TABLA 1.

MODELOS LOGIT: INTENCIÓN DE VOTO AL PP FRENTE AL PSOE
ENTRE LA FUERZA DE TRABAJO ACTIVA SEGÚN LA ENCUESTA
PREELECTORAL DE 2000 (CIS 2382)

| <i>Variables explicativas</i> | <i>Modelo A</i> | | <i>Modelo B</i> | | <i>Modelo C</i> | |
|--|--------------------|-------------|--------------------|-------------|--------------------|-------------|
| | <i>Coef. logit</i> | <i>Sig.</i> | <i>Coef. Logit</i> | <i>Sig.</i> | <i>Coef. logit</i> | <i>Sig.</i> |
| <i>Constante</i> | -1.07 | | -1.01 | | -1.02 | |
| Edad → (<i>Ref.</i> 18-25) | | | | | | |
| 26-35 | .12 | n.s. | .11 | n.s. | .11 | n.s. |
| 36-45 | -.26 | * | -.29 | ** | -.29 | ** |
| 46-55 | -.12 | n.s. | -.15 | n.s. | -.15 | n.s. |
| 56-65 | .21 | n.s. | .19 | n.s. | .19 | n.s. |
| 66 y más | .13 | n.s. | .08 | n.s. | .07 | n.s. |
| Mujer | -.20 | ** | -.17 | * | -.17 | * |
| Nivel de Estudios | | | | | | |
| →(<i>Ref.</i> Sin estudios) | | | | | | |
| Primarios Generales | .33 | n.s. | .33 | n.s. | .32 | n.s. |
| Vocacionales (F.P.) | .57 | ** | .55 | * | .55 | * |
| Intermedios Generales | .47 | * | .46 | * | .45 | * |
| Universitarios | .64 | ** | .62 | ** | .62 | ** |
| Afiliación ideológica | | | | | | |
| → (<i>Ref.</i> Izquierda) Derecha | 3.80 | *** | 3.79 | *** | 3.92 | *** |
| Desempleo | | | -.19 | * | -.12 | n.s. |
| Desempleo*Afiliación ideológica | | | | | -.60 | ** |
| <i>Número de observaciones</i> → | 5.265 | | 5.265 | | 5.265 | |
| <i>Chi²</i> → | (11)896.33 | | (12)895.20 | | (13)866.38 | |
| <i>Prob> Chi²</i> → | 0.0000 | | 0.0000 | | 0.0000 | |
| <i>Pseudo R²</i> → | 0.3496 | | 0.3501 | | 0.3508 | |
| <i>Logaritmo de la verosimilitud</i> → | -2322.3766 | | -2320.4229 | | -2318.0181 | |
| <i>% casos positivos predichos⁽¹⁾</i> → | 71.38% | | 71.44% | | 71.35% | |
| <i>% casos negativos predichos</i> → | 91.53% | | 91.72% | | 91.67% | |
| <i>% total casos predichos</i> → | 79.29% | | 79.40% | | 79.33% | |
| <i>Test de bondad de ajuste</i> | | | | | | |
| <i>(Prob> Chi²)⁽²⁾</i> → | 0.541 | | 0.154 | | 0.1545 | |

NOTAS:

⁽¹⁾ ⁽²⁾ Los modelos de esta tabla han sido ajustados a una muestra ponderada, aplicando los coeficientes de ponderación estimados por el CIS. Por razones técnicas, la tabla de clasificación y el test de bondad de ajuste no se pueden calcular para muestras ponderadas con el software disponible. Ofrecemos aquí los resultados del cálculo referidos a los modelos A, B y C sin ponderar, aunque controlando por comunidad autónoma de residencia. En todo caso, los coeficientes de interés de los modelos no se ven significativamente afectados por el uso o no de la ponderación.

*significatividad ≤ 0.1 **significatividad ≤ 0.05 ***significatividad ≤ 0.001

Fuente: Preelectoral del CIS (2382,2000). Muestra ponderada (Calculado por el autor).

En las tablas 1 y 2 se presentan los resultados del contraste del CIB en su versión reducida —es decir, excluyendo los electores sin ideología—. El modelo de CIB por precariedad laboral (operacionalizada como desempleo) es el modelo C, de la última columna de la tabla 1. Los modelos A y B, se presentan para ilustrar el proceso de “construcción de modelos” llevado a cabo en el análisis. Los tres modelos son modelos

“anidados” (*nested models*). Como cada modelo utiliza tan sólo un parámetro más que el modelo anterior, la significatividad estadística de este parámetro sirve como test de comparación entre ambos (Agresti y Finlay, 1997:584-5,597). El modelo C es, por tanto, el modelo que mejor representa la estructura de los datos de los tres representados en la tabla. El modelo C muestra un impacto significativo y negativo del desempleo en las preferencias electorales a favor del Partido Popular entre electores de derechas, sin encontrar impacto significativo alguno entre los electores de izquierdas, que se muestran significativamente más proclives a votar al Partido Socialista con independencia de cuál sea su situación laboral. Obtenemos, por tanto, total confirmación empírica del modelo de CIB por precariedad laboral en su versión reducida. Pero *¿cuál es la magnitud de este impacto observado y con qué grado de certidumbre podemos calibrarla?*

TABLA 2.

SIMULACIONES BASADAS EN EL MODELO C¹ DE LA TABLA 1.

PROBABILIDADES DE VOTO AL PP POR SITUACIÓN DE EMPLEO Y AFILIACIÓN IDEOLÓGICA PARA UN VOTANTE VARÓN, MADRILEÑO, DE 35 AÑOS DE EDAD Y ESTUDIOS PRIMARIOS

| | Probabilidades (% preferencias a favor del PP) | | | | Primeras diferencias: $\hat{E}(Y_{ID=cte \& SL=0}) - \hat{E}(Y_{ID=cte \& SL=1})$ | | | |
|------------------------------|---|-------------------------|----------------------------------|-------|--|-------------------------|----------------------------------|------|
| | <i>Media</i> | <i>Error Típico</i> | <i>Intervalo Conf. (90%)</i> | | <i>Media</i> | <i>Error Típico</i> | <i>Intervalo Conf. (95%)</i> | |
| Empleado de derechas | 92.89 | (1.35) | 89.9 | 95.3 | -9.98 | (3.38) | -17.6 | -4.2 |
| Desempleado de derechas | 82.91 | (3.87) | 74.07 | 89.84 | | | | |
| Empleado de izquierdas | 19.20 | (3.05) | 13.80 | 25.97 | -2.02 | (1.56) | -5.1 | 0.91 |
| Desempleado de izquierdas | 17.18 | (3.04) | 11.89 | 23.74 | | | | |

¹Por razones técnicas, las simulaciones se calculan sobre una versión no ponderada del modelo C, donde se controla por comunidad autónoma de residencia. Los coeficientes de interés del modelo no se ven significativamente afectados por el uso o no de la ponderación.

Fuente: Cálculos del autor sobre 1.000 simulaciones generadas a partir del modelo C de la Tabla 1. Preelectoral del CIS (2382,2000).

La simulación estadística nos permite contestar a esta pregunta. Sobre la base de 1.000 simulaciones generadas a partir del modelo C de la Tabla 1, y siguiendo el procedimiento explicado en la sección anterior, podemos calcular estimadores precisos de las probabilidades de preferir votar al Partido Popular en vez de al Partido Socialista

en las elecciones generales de 2000 para diferentes tipos de electores. Supongamos, por ejemplo, un elector de 35 años de edad, residente en Madrid y con estudios primarios. Si este elector es de izquierdas y tiene trabajo, sus probabilidades predichas de voto al PP según el modelo C de la tabla 1 serían de 19 por ciento, más/menos en torno a un 6 por ciento de variación a un 95 por ciento de confianza (es decir, sus probabilidades de voto al Partido Popular en el 2000 oscilarían entre el 14 y 26 por ciento). Estas probabilidades de voto al PP no difieren estadísticamente de las probabilidades de voto predichas por el modelo para un elector de idénticas características y desempleado (ver tabla 2). En otras palabras, las simulaciones sugieren que un elector de izquierdas que pierda su empleo —cuando el Partido Popular está en el gobierno— no cambiará significativamente de preferencias electorales.

Este no es, desde luego, el caso para los electores de derechas. Supongamos un elector de idénticas características de control pero que se identifica con la derecha. Las simulaciones basadas en el modelo C de la tabla 1 muestran que, si este elector tiene trabajo, tendrá unas posibilidades de voto al PP de 93 por ciento, más/menos un 2 por ciento de variación con un 95 por ciento de confianza (es decir, probabilidades de voto al PP de entre 90 y 95 por ciento). Sin embargo, si este elector pierde su trabajo, sus posibilidades de voto al PP bajarían a un 83 por ciento, más/menos casi un 4 por ciento de variación al 95 por ciento de confianza. Es decir, que, según se desprende del modelo C de la tabla 1, el desempleo reduciría significativamente las posibilidades de voto al PP (aumentando las posibilidades de voto al PSOE) en una media de unos 10 puntos porcentuales. Aplicando el método de las primeras diferencias (King, 1989; King *et al.*, 2000) hemos podido calcular, con un 95 por ciento de confianza, que este impacto del desempleo sobre las preferencias electorales pudo variar en el conjunto de la fuerza de trabajo española en el 2000 en una horquilla de más/menos unos 7 puntos porcentuales, pudiendo alcanzar un impacto mínimo de entorno al 4 por ciento y un impacto máximo de en torno al 18 por ciento (ver tabla 2). Los datos de la encuesta preelectoral del CIS confieren, por tanto, sustento empírico al modelo de CIB por desempleo —en su versión reducida—, lo cual sugiere que el modelo presentado en Polavieja (2000) es efectivamente *simétrico*, es decir, que parece funcionar con independencia de cuál sea el partido gobernante.

TABLA 3.

MODELOS LOGIT: INTENCIÓN DE VOTO AL PP FRENTE AL PSOE
ENTRE LA FUERZA DE TRABAJO ACTIVA SEGÚN LA ENCUESTA
PREELECTORAL DE 2000 (CIS 2382) (VERSIÓN AMPLIADA DE CIB)

| <i>Variables explicativas</i> | <i>Modelo A</i> | | <i>Modelo B</i> | | <i>Modelo C</i> | |
|--|--------------------|-------------|--------------------|-------------|--------------------|-------------|
| | <i>Coef. logit</i> | <i>Sig.</i> | <i>Coef. logit</i> | <i>Sig.</i> | <i>Coef. logit</i> | <i>Sig.</i> |
| <i>Constante</i> | -1.22 | | -1.13 | | -1.16 | |
| Edad → (<i>Ref.</i> 18-25) | | | | | | |
| 26-35 | .23 | * | .20 | n.s. | .20 | n.s. |
| 36-45 | -.14 | n.s. | -.18 | n.s. | -.19 | n.s. |
| 46-55 | .05 | n.s. | -.002 | n.s. | -.02 | n.s. |
| 56-65 | .33 | * | .30 | * | .29 | * |
| 66 y más | .25 | n.s. | .18 | n.s. | .18 | n.s. |
| Mujer | -.21 | ** | -.17 | ** | -.17 | ** |
| Nivel de Estudios | | | | | | |
| →(<i>Ref.</i> Sin estudios) | | | | | | |
| Primarios Generales | .35 | n.s. | .34 | n.s. | .34 | n.s. |
| Vocacionales (F.P.) | .62 | ** | .59 | ** | .60 | ** |
| Intermedios Generales | .55 | ** | .53 | ** | .53 | ** |
| Universitarios | .75 | ** | .72 | ** | .72 | ** |
| Afiliación ideológica | | | | | | |
| → (<i>Ref.</i> Izquierda) | | | | | | |
| Derecha | 3.79 | *** | 3.79 | *** | 3.91 | *** |
| Sin Ideología | 1.53 | *** | 1.53 | *** | 1.71 | *** |
| Desempleo | | | -.27 | ** | -.01 | n.s. |
| Desempleo*Afiliación ideológica (Derecha) | | | | | -.60 | ** |
| Desempleo*Afiliación ideológica (Sin Ideología) | | | | | -.70 | *** |
| <i>Número de observaciones</i> → | 5.765 | | 5.765 | | 5.765 | |
| <i>Chi²</i> → | (12)978.24 | | (13)975.69 | | (15)955.55 | |
| <i>Prob> Chi²</i> → | 0.0000 | | 0.0000 | | 0.0000 | |
| <i>Pseudo R²</i> → | 0.3233 | | 0.3245 | | 0.3260 | |
| <i>Logaritmo de la verosimilitud</i> → | -2634.9309 | | -2630.2826 | | -2624.3463 | |
| <i>% casos positivos predichos⁽¹⁾</i> → | 73.68% | | 73.85% | | 73.60% | |
| <i>% casos negativos predichos</i> → | 85.31% | | 85.08% | | 85.98% | |
| <i>% total casos predichos</i> → | 78.20% | | 78.21% | | 78.40% | |
| <i>Test de bondad de ajuste (Prob> Chi²)⁽²⁾</i> → | 0.326 | | 0.116 | | 0.491 | |

NOTAS:

(1) (2) Los modelos de esta tabla han sido ajustados a una muestra ponderada, aplicando los coeficientes de ponderación estimados por el CIS Por razones técnicas, la tabla de clasificación y el test de bondad de ajuste no se pueden calcular para muestras ponderadas con el software disponible. Ofrecemos aquí los resultados del cálculo referidos a los modelos A, B y C sin ponderar, aunque controlando por comunidad autónoma de residencia. En todo caso, los coeficientes de interés de los modelos no se ven significativamente afectados por el uso o no de la ponderación.

*significatividad ≤ 0.1 **significatividad ≤ 0.05 ***significatividad ≤ 0.001

Fuente: Preelectoral del CIS (2382,2000). Muestra ponderada (Calculado por el autor).

El modelo de CIB en su versión ampliada a votantes sin ideología también obtiene confirmación empírica con los datos del estudio 2382. Los resultados se presentan en la tabla 3. El contraste del modelo de CIB en su versión ampliada (modelo C) requiere de dos grados de libertad más que el modelo de efectos directos (modelo B). Los resultados

muestran que el modelo C explica mejor la estructura de los datos que sus modelos predecesores (modelos A y B). Los estimadores se comportan de la manera esperada: el desempleo no tiene efecto entre electores de izquierdas, pero reduce significativamente las preferencias a favor del PP entre electores de derechas y, aun más, entre los electores sin ideología. Como esperábamos, es entre estos últimos donde se observa mayor impacto de la situación laboral sobre las preferencias electorales. Las simulaciones estadísticas cuantifican este impacto en torno a los 17 puntos porcentuales (ver tabla 4). Con un 95 por ciento de confianza estadística, podemos estimar que el impacto del desempleo sobre las preferencias de los electores sin ideología pudo variar para el conjunto de la fuerza de trabajo española en el 2000 en una horquilla de más o menos unos 10 puntos porcentuales, pudiendo alcanzar un impacto mínimo del 7 por ciento y un impacto máximo del 27 por ciento¹⁸ (ver tabla 4). La evidencia es de nuevo perfectamente consistente con el modelo de castigo.

TABLA 4

SIMULACIONES BASADAS EN EL MODELO C¹ DE LA TABLA 3.
 PROBABILIDADES DE VOTO AL PP POR SITUACIÓN DE EMPLEO
 PARA UN VOTANTE VARÓN, MADRILEÑO, DE 35 AÑOS DE
 EDAD, ESTUDIOS PRIMARIOS Y SIN IDEOLOGÍA

| | Probabilidades (% preferencias a favor del PP) | | | | Primeras diferencias: $\hat{E}(Y_{ID=cte \& SL=0}) - \hat{E}(Y_{ID=cte \& SL=1})$ | | | |
|-------------|---|-----------------|--------------------------|-------|--|-----------------|--------------------------|------|
| | Media | Error Típico | Intervalo Conf. (90%) | | Media | Error Típico | Intervalo Conf. (95%) | |
| Empleado | 58.43 | (4.83) | 48.20 | 67.62 | -16.8 | (5.21) | -27.5 | 7.01 |
| Desempleado | 41.60 | (6.10) | 30.32 | 54.15 | | | | |

¹Por razones técnicas, las simulaciones se calculan sobre una versión no ponderada del modelo C, donde se controla por comunidad autónoma de residencia. Los coeficientes de interés del modelo no se ven significativamente afectados por el uso o no de la ponderación.

Fuente: Cálculos del autor sobre 1.000 simulaciones generadas a partir del modelo C de la Tabla 3. Preelectoral del CIS (2382,2000).

¹⁸ Lógicamente, cuanto menor es el número de observaciones, mayor es la incertidumbre que rodea a los estimadores.

Contrastando la consistencia lógica del modelo

Hasta aquí la evidencia sustantiva sobre los efectos electorales de la precariedad laboral (operacionalizada como desempleo) ante las elecciones generales de 2000. Esta evidencia se muestra absolutamente consistente con las predicciones del modelo de CIB, en sus dos versiones. El lector puede juzgar por sí mismo la magnitud de los efectos observados y el grado de confianza que rodea estas observaciones. ¿Podemos hacer algo más para contrastar la validez del modelo? Creemos que sí. Podemos contrastar la consistencia lógica de los resultados obtenidos.

TABLA 5.

MODELOS LOGIT: EFECTO DE LAS EVALUACIONES SOCIOTRÓPICAS Y DE LA GESTIÓN POLÍTICA DEL PP SOBRE EL CASTIGO INTERBLOQUES SEGÚN LA ENCUESTA PREELECTORAL DE 2000 (VERSIÓN RESTRINGIDA A VOTANTES CON IDEOLOGÍA)

| <i>Interacción</i> | <i>Modelo C</i> | | <i>Modelo D</i> | | <i>Modelo E</i> | | <i>Modelo F</i> | | <i>Modelo G</i> | |
|---|--------------------|-------------|--------------------|-------------|--------------------|-------------|--------------------|-------------|--------------------|-------------|
| | <i>Coef. Logit</i> | <i>Sig.</i> |
| Desempleo*Afiliación ideológica | -.60 | ** | -.57 | * | -.60 | ** | -.66 | ** | -.29 | n.s. |
| Evaluación de la situación Económica general del país | | | -1.0 | *** | | | | | | |
| Evaluación general de la gestión del gobierno del PP | | | | | -1.1 | *** | | | | |
| Evaluación de la gestión del PP en política Económica | | | | | | | -1.6 | *** | | |
| Evaluación de la gestión del PP en política de Empleo | | | | | | | | | -1.52 | *** |
| <i>N</i> → | 5.265 | | 5.265 | | 5.263 | | 5.258 | | 5.263 | |
| <i>Chi</i> ² → | (13)866.38 | | (14)886.29 | | (14)819.14 | | (14)993.47 | | (14)979.81 | |
| <i>Prob</i> > <i>Chi</i> ² → | 0.0000 | | 0.0000 | | 0.0000 | | 0.0000 | | 0.0000 | |
| <i>Pseudo R</i> ² → | 0.3508 | | 0.4049 | | 0.4233 | | 0.4714 | | 0.4769 | |
| <i>Log de la verosimilitud</i> → | -2318.0181 | | -2124.8218 | | -2058.7488 | | -1885.1398 | | -1867.11 | |

NOTA:

En la tabla sólo se muestra el efecto de la introducción de variables de evaluación sociotrópica y de la gestión política sobre el parámetro β_3 de la ecuación 2, así como los parámetros estimados para estas variables. Cada uno de los modelos presentado incluye además todas las variables que aparecen en el modelo C de la tabla 1.

*significatividad ≤ 0.1 **significatividad ≤ 0.05 ***significatividad ≤ 0.001

Fuente: Preelectoral del CIS (2382,2000). Muestra ponderada (Calculado por el autor).

El modelo de CIB por precariedad laboral sostiene que las experiencias económicas en el segmento flexible del mercado de trabajo generan descontento con la gestión del gobierno y que es este descontento, en última instancia, el que vendría a desencadenar el voto de castigo. Si esto es así, deberíamos entonces observar como los coeficientes

del efecto de CIB se reducen hasta perder significatividad estadística al introducir indicadores capaces de capturar este descontento entre los electores. Esto es precisamente lo que contrastamos en las tablas 5 y 6.

TABLA 6.

MODELOS LOGIT: EFECTO DE LAS EVALUACIONES SOCIOTRÓPICAS Y DE LA GESTIÓN POLÍTICA DEL PP SOBRE EL CASTIGO INTERBLOQUES SEGÚN LA ENCUESTA PREELECTORAL DE 2000 (VERSIÓN AMPLIADA A VOTANTES SIN IDEOLOGÍA)

| Interacción | Modelo C | | Modelo D | | Modelo E | | Modelo F | | Modelo G | |
|---|-------------|------|-------------|------|-------------|------|-------------|------|-------------|------|
| | Coef. Logit | Sig. |
| Desempleo*(Derecha) | -.60 | ** | -.56 | * | -.33 | n.s. | -.65 | ** | -.29 | n.s. |
| Desempleo*(Sin Ideo.) | -.70 | *** | -.58 | ** | -.59 | ** | -.75 | ** | -.46 | n.s. |
| Evaluación de la situación Económica general del país | | | -.99 | *** | | | | | | |
| Evaluación general de la gestión del gobierno del PP | | | | | -1.0 | *** | | | | |
| Evaluación de la gestión del PP en política Económica | | | | | | | -1.7 | *** | | |
| Evaluación de la gestión del PP en política de Empleo | | | | | | | | | -1.49 | *** |
| <i>N</i> → | 5.765 | | 5.765 | | 5.762 | | 5.756 | | 5.763 | |
| <i>Chi</i> ² → | (15)955.55 | | (16)995.66 | | (16)926.360 | | (16)1099.09 | | (16)1091.52 | |
| <i>Prob</i> > <i>Chi</i> ² → | 0.0000 | | 0.0000 | | 0.0000 | | 0.0000 | | 0.0000 | |
| <i>Pseudo R</i> ² → | 0.3260 | | 0.3813 | | 0.3990 | | 0.4541 | | 0.4521 | |
| <i>Log de la verosimilitud</i> → | -2624.3463 | | -2409.2373 | | -2339.1281 | | -2122.2443 | | -2132.6727 | |

NOTA:

En la tabla sólo se muestra el efecto de la introducción de variables de evaluación sociotrópica y de la gestión política sobre los parámetros β_3 y β_5 de la ecuación 3, así como los parámetros estimados para estas variables. Cada uno de los modelos presentado incluye además todas las variables que aparecen en el modelo C de la tabla 3.

*significatividad ≤ 0.1 **significatividad ≤ 0.05 ***significatividad ≤ 0.001

Fuente: Panel del CIS (2382-84,2000). Muestra ponderada (Calculado por el autor).

Las tablas 5 y 6 muestran los efectos de introducir diferentes indicadores de evaluación sobre los modelos C de las tablas 1 y 3. Sólo presentamos los efectos sobre los coeficientes del término $\beta_3 ID_i SL_i$ en el modelo restringido a votantes con ideología (ecuación 2), y de los términos $\beta_3 ID_i SL_i$ y $\beta_5 NID_i SL_i$ en el modelo ampliado a votantes sin ideología (ecuación 3), pues es en estos términos donde se resume el modelo de CIB, de manera que si, al introducir una determinada variable de evaluación los coeficientes β_3 y β_5 dejan de ser significativos, podemos concluir que el efecto de castigo que ellos expresan queda “explicado”.

Los datos presentados en las tablas 5 y 6 sugieren, en primer lugar, que el castigo al Partido Popular se produjo *independientemente* de cuáles fueran las opiniones de los desempleados sobre la situación de la economía española¹⁹ o de cuáles fueran sus evaluaciones sobre la gestión del gobierno popular en materia de política económica²⁰. A pesar de que existe evidencia empírica que sugiere que la experiencia del desempleo tiende a empeorar ambos tipos de evaluaciones²¹, no parece que este efecto sea el detonante principal del *castigo interbloques* por desempleo que observamos en las elecciones generales de 2000 (ver modelos D y F en las tablas 5 y 6). Tampoco parece que las evaluaciones sobre la política general del Partido Popular puedan explicar el efecto de castigo —aunque se observa una reducción apreciable en los coeficientes de la interacción al introducir estas evaluaciones en el modelo ampliado a votantes sin ideología (ver modelos D en las tablas 5 y 6)—. El único indicador que consigue reducir los coeficientes de los términos de la interacción entre situación de empleo y afiliación ideológica hasta hacerlos perder significatividad estadística es el que se refiere específicamente a las evaluaciones de la política de empleo del gobierno popular (ver modelos G en las tablas 5 y 6). Esto sugiere que la experiencia del paro genera malestar con la política de empleo del gobierno y que es este malestar el que dispara el fenómeno

¹⁹ Este resultado contrasta con los datos disponibles sobre el castigo *interbloques* al Partido Socialista ante las elecciones generales de 1996. Tenemos evidencia de que entonces las evaluaciones sobre la situación general de la economía jugaron un papel fundamental a la hora de explicar las preferencias electorales a favor del Partido Popular entre los *outsiders* de izquierdas (resultados a disposición del lector interesado).

²⁰ Ni siquiera controlando por ambas evaluaciones a la vez eliminamos el efecto de castigo (datos a disposición del lector interesado).

²¹ Análisis multivariantes realizados a la encuesta preelectoral del 2000 demuestran que las evaluaciones sociotrópicas y las evaluaciones sobre la política económica del Partido Popular son significativamente más bajas entre los electores desempleados que entre los electores de similares características pero con empleo. En modelos de regresión lineal MCO, controlando por edad, sexo, identificación con bloques ideológicos (incluidos los encuestados que no se identifican) y nivel de estudios, el coeficiente estimado del desempleo sobre las evaluaciones sociotrópicas (medidas en una escala de 5 intervalos) es de -0.17 (con un error típico de $.019$; $P > |t| = 0.000$) y el coeficiente estimado sobre las evaluaciones sobre la gestión del PP en materia económica es de -0.11 (con un error típico de $.019$; $P > |t| = 0.000$). El mismo tipo de modelo aplicado a las evaluaciones sobre la política de empleo (también en escala de 5 intervalos) da lugar a un coeficiente estimado del efecto del desempleo de -0.23 (con un error típico de $.02$; $P > |t| = 0.000$).

de castigo electoral observado. Este es, sin duda, un hallazgo que cabía esperar intuitivamente. Es esto precisamente lo que confiere consistencia lógica al modelo CIB.

Conclusiones

En este artículo hemos contrastado el modelo de CIB por precariedad laboral sobre una muestra representativa de los electores españoles ante las elecciones generales de 2000. Los resultados obtenidos se muestran perfectamente consistentes con las predicciones de este modelo. Sobre la premisa de que las preferencias electorales declaradas en la encuesta preelectoral del CIS, realizada en el mes de febrero de 2000, se tradujesen en votos reales un mes más tarde, podemos concluir que existió, de hecho, castigo *interbloques* por desempleo en las últimas elecciones generales celebradas en España.

En lo que consideramos constituye un claro avance metodológico frente a estudios previos, en este artículo hemos utilizado técnicas de simulación estadística para calcular intervalos de confianza alrededor de nuestras estimaciones de estos efectos de castigo al Partido Popular. Según estos cálculos, la experiencia del desempleo pudo disminuir las posibilidades de voto al Partido Popular entre votantes de derechas en una media de unos 10 puntos porcentuales, siendo el impacto mínimo predicho por nuestro modelo de unos 4 puntos porcentuales y el máximo de unos 18 puntos. En la medida en la que estos cálculos se han realizado sin poder distinguir dentro del grupo de los empleados entre trabajadores temporales y trabajadores indefinidos, nos inclinaríamos a pensar que el impacto *real* de la precariedad laboral, entendida como falta de empleo estable, podría muy probablemente haber estado más cerca de los valores máximos de estos intervalos que de los mínimos.

El considerable tamaño muestral de la encuesta preelectoral del CIS nos ha permitido, además, extender el modelo de castigo, propuesto por primera vez en Polavieja (2000), a los votantes sin ideología, lo cual creemos constituye otro avance frente al estudio original. Esta extensión sugiere que entre los votantes que no se identifican con ningún bloque ideológico el desempleo también reduce las probabilidades de votar al partido gobernante (aumentando las posibilidades de votar al principal partido de la oposición). De hecho, el desempleo parece tener el mayor impacto electoral precisamente entre estos votantes que no se identifican ni con la izquierda, ni con la derecha (un impacto

medio que hemos estimado en torno a los 17 puntos porcentuales, más/menos 10 puntos de error). De lo que se deduce que, si la proporción de votantes que no se identifican con ninguno de los dos bloques ideológicos aumentase en el futuro, la situación del mercado de trabajo tendría, muy probablemente, mayor reflejo electoral que el que observamos hoy en día. Podemos decir que las identidades ideológicas están, en este sentido, “amortiguando” el potencial impacto electoral de la desigual distribución de oportunidades laborales que se observa en el mercado de trabajo español entre *insiders* y *outsiders*²².

Debe notarse que todo el argumento expuesto en este trabajo se ha centrado exclusivamente en la modelación de las preferencias entre el Partido Popular y el Partido Socialista. Sin embargo, es evidente que en España no tenemos un sistema bipartidista. Los modelos contrastados en este artículo podrían, por ello, ser razonablemente criticados por centrarse en el análisis de una decisión electoral excesivamente restrictiva y, en este sentido, artificial. Conscientes de que la aproximación analítica adoptada en este trabajo podría efectivamente acarrear ciertos sesgos en las estimaciones realizadas, hemos extendido el modelo de CIB a una decisión electoral múltiple, en la que incluimos todas las opciones políticas concurrentes a las elecciones (el resumen de los resultados de estos cálculos se presenta en un apéndice al final del trabajo). Independientemente de cómo se agrupen estas opciones en los modelos multinomiales, los resultados con respecto a la existencia de castigo *interbloques* al Partido Popular *no varían* sustancialmente con respecto a los obtenidos con los modelos *logit* binomiales. Todos los análisis realizados a la encuesta preelectoral del CIS —en sus versiones restringida y ampliada, *logit* binomial o multinomial— arrojan los mismos resultados: un mes antes de las elecciones generales de 2000 el desempleo reducía las posibilidades de voto al Partido Popular, aumentando las posibilidades de voto al Partido Socialista, entre los electores de derechas y los electores que no se identificaban con ninguno de los dos bloques ideológicos, sin que tuviese efecto electoral alguno entre electores de izquierdas²³.

²² Coincidimos, por tanto, en este punto con la conclusión de Maravall y Fraile (2000:36) de que el impacto electoral del desempleo se ve “atenuado” por la ideología.

²³ Es evidente que estos efectos detectados a nivel micro no perjudicaron en absoluto la suerte política del partido gobernante en las elecciones de 2000. El modelo de CIB no pretende predecir la suerte electoral

Nuestros análisis nos permiten, por tanto, concluir que el modelo de *castigo interbloques* por precariedad laboral es *simétrico*, es decir que funciona con independencia de cuál sea el partido en el gobierno. Esto sugiere que el carácter dual del mercado de trabajo español podría estar teniendo una influencia no coyuntural y, por tanto, estable sobre el comportamiento electoral de los españoles.

de los gobiernos. Su objetivo es explicar el impacto que la precariedad laboral puede tener sobre las preferencias electorales individuales. En este sentido, lo que resulta verdaderamente destacable es que hayamos encontrado efectos de castigo en un contexto político y económico tan favorable al partido gobernante, y utilizando una definición restringida de precariedad laboral (definición impuesta por las limitaciones del cuestionario del CIS).

Referencias

- Agresti, A. y Finlay, B. 1997. *Statistical Methods for the Social Sciences*. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice Hall.
- Alba, A. 1996. "Labor Market Effects of Fixed-Term Employment Contracts in Spain". Working Paper 96-60, *Universidad Carlos III de Madrid*.
- Alba, A. 1997. "How Temporary is Temporary Employment in Spain". Working Paper 97-14, *Universidad Carlos III de Madrid*.
- Amuedo-Dorantes, C. 2000. "Work Transitions Into and Out of Temporary Employment in a Segmented Market: Evidence from Spain". *Industrial and Labour Relations Review*, 53(2):309-25.
- Bentolila, S., and Dolado, J.J. 1994. "Labour Flexibility and Wages: Lessons from Spain". *Economic Policy*, 18:54-99.
- Berry, F.S. y Berry, W.D. 1991. "Specifying a Model of State Policy Innovation". *American Political Science Review*, 85(2):573-9.
- Berry, W.D. 1999. "Testing for Interaction in Models with Binary Dependent Variables". *Political Methodology Working Paper Archive*: <http://polmeth.calpoly.edu>.
- Butler, D. y Stokes, D. 1969. *Political Change in Britain*, London: Macmillan.
- Caínzos, M. y Jiménez, F. 2000. "El impacto de los escándalos de corrupción sobre el voto en las elecciones generales de 1996". *Historia y Política*, 4: 93-133.
- Campbell, A. ., Converse, P. E., Miller, W.E. y Stokes, D.E. 1960. *The American Voter*. New York: Wiley.
- Dolado, J.J., García-Serrano, C., y Jimeno, J.F. 2001. "Drawing Lessons from the Boom of Temporary Jobs in Spain". Working Paper 2001-11, *FEDEA*.

Mandado a la *Revista Española de Ciencia Política* (2002)

Estudio CIS 2382, 2000. *Estudio de Elecciones Nacionales, Panel, 1ª Fase. Preelectoral Elecciones Generales y Autonómicas de Andalucía, 2000*. Matriz de Datos. Centro de Investigaciones Sociológicas, Ministerio de la Presidencia.

Fraile, M. 2001. *Does the Economy enter the Ballot-Box? A Study of the Spanish Voters' Decisions*. Madrid: Instituto Juan March de Estudios e Investigaciones.

Frant, H. 1991. "Specifying a Model of State Policy Innovation". *American Political Science Review*, 85(3):571-3.

Gill, J. 2001. "Interpreting Interactions and Interaction Hierarchies in Generalized Linear Models: Issues and Applications." *Annual Meeting of the American Political Science Association*, San Francisco, 30 agosto-2 de septiembre.
<http://pro.harvard.edu/abstracts/008/008005GillJeff00.htm>.

Güell-Rotllan, M. 2000. "Fixed-Term Contracts and Unemployment: An Efficiency Wage Analysis". Discussion Paper No. 0461, *Centre for Economic Performance, London School of Economics*.

Güell-Rotllan, M. and Petrongolo, B. 1998. "The Transition of Workers from Temporary to Permanent Employment: The Spanish Case". Working Paper 98-81, *Universidad Carlos III de Madrid*.

Heath, A. y McDonald, S. 1988. "The Demise of Party Identification Theory?". *Electoral Studies*, 7(2): 95-107.

Inglehart, R. y Klingemann, D. 1976. "Party Identification, Ideological Preference and the Left-right Dimension among Western Mass Publics". En I. Crewe y D. Farlie (eds.), *Party Identification and Beyond*. London: Wiley.

Jiménez, F. 1998. "Political Scandals and Political Responsibility in Democratic Spain". *West European Politics*, 21(4):80-99.

Jimeno, J. and Toharia, L. 1994. *Unemployment and Labour Market Flexibility: Spain*. Geneva: International Labour Office.

Mandado a la *Revista Española de Ciencia Política* (2002)

King, G. 1989. *Unifying Political Methodology: The Likelihood Theory of Statistical Inference*. New York: Cambridge University Press.

King, G., Tomz, M. y Wittenberg, J. 2000. "Making the Most of Statistical Analyses: Improving Interpretation and Presentation". *American Journal of Political Science*, 44(2):341-55.

Lancaster, T.D. y Lewis-Beck, M.S. 1986. "The Spanish Voter: Tradition, Economics, Ideology". *The Journal of Politics*, 48:649-74.

Maravall, J. M. y Fraile, M. 2000. "Desempleo y Política". *Revista Española de Ciencia Política*, 1(2): 7-42.

OECD. 1999. *Employment Outlook*. Paris: OECD.

Polavieja, J.G. 2000. "Precariedad Laboral y Voto de Castigo en España: en Defensa de un Modelo de Interacción entre los Condicionantes Económicos e Ideológicos del Voto". *Revista Española de Ciencia Política*, 1(2): 4377.

Polavieja, J.G. 2001a. *Insiders and Outsiders. Structure and Consciousness Effects of Labour Market Deregulation in Spain (1987-1997)*. Madrid: Instituto Juan March de Estudios e Investigaciones.

Polavieja, J.G. 2001b. "¿Qué es el Voto de Clase? Los Mecanismos del Voto de Clase en España". *Zona Abierta*, 96-97:173-213.

Polavieja, J.G. 2002. "Temporary Contracts and Labour Market Segmentation in Spain: An Employment-Rent Approach". *Sociology Working Papers*, 2002-01. Oxford: Oxford University. <http://www.sociology.ox.ac.uk/swps/2002-01>.

Saint-Paul, G. 2000. "Flexibility vs. Rigidity: Does Spain have the worst of both worlds?". Working Paper, *Universitat Pompeu Fabra*.

Sani, G. y Montero, J.R. 1986. "El Espectro Político: Izquierda, Derecha y Centro". En J.J Linz y J.R. Montero (eds.), *Crisis y Cambio: Electores y Partidos en la España de los Años Ochenta*. Madrid: Centro de Estudios Constitucionales.

Toharia, L. y Malo, M. 2000. "The Spanish Experiment: Pros and Cons of Flexibility at the Margin". En G. Esping-Andersen y M. Regini (eds.). *Why Deregulate Labour Markets?*. Oxford: Oxford University Press.

Tomz, M., Wittenberg, J. y King, G. 2001. *CLARIFY: Software for Interpreting and Presenting Statistical Results*. Version 2.0 Cambridge, MA: Harvard University, June 1. <http://gking.harvard.edu>.

APÉNDICE

Contraste del modelo CIB con ecuaciones multinomiales

El modelo ampliado a votantes sin ideología puede expresarse de manera aún más general, como un modelo *logit multinomial*, donde las preferencias electorales no se restringen a sólo dos opciones (PP y PSOE), sino a todas las concurrentes a las elecciones. Este modelo puede expresarse de manera general:

$$\text{Log}(P_i/P_k) = \beta_{0,K} + \beta_{1,K}ID_i + \beta_{2,K}SL_i + \beta_{3,K}ID_iSL_i + \beta_{4,K}NID_i + \beta_{5,K}NID_iSL_i + \beta_{j_i,K}C_{ji} \quad (\text{ec.6})$$

Donde el subíndice K hace referencia a cada una de las preferencias electorales con las que contrastamos las preferencias por el Partido Popular. En el modelo *logit binomial* utilizado en este artículo K es igual a la preferencia por el PSOE (al modelar sólo dos opciones, $K=P-I$). Sin embargo, en el modelo *logit multinomial* hay, en principio, tantas opciones como contendientes electorales existan en cada contexto político.

Hemos contrastado varios modelos multinomiales, agrupando diferentes partidos en diversas opciones. Los resultados con respecto a los parámetros de interés no varían sustancialmente de un modelo a otro. Presentamos aquí, a modo de resumen de los resultados, un modelo que analiza los condicionantes del voto al PP frente a: voto a la izquierda (PSOE-IU); voto a los partidos nacionalistas o regionalistas²⁴; y otras opciones (entre las que se incluye el voto en blanco, la abstención y a los electores que

²⁴ En concreto, los siguientes partidos: Eusko Alkartasuna (EA), Euskal Herritarrok (EH), Partido Nacionalista Vasco (PNV), Convergència y Unió (CIU), Ezquerra Republicana de Catalunya (ERC), Bloque Nacionalista Galego (BNG), Partido Andalucista (PA), Coalición Canaria (CC), Unió Valenciana (UV), Iniciativa per Catalunya-Verds (IC-V), Partido Aragonés (PAR), Chunta Aragonesista (CHA), PSM-Entesa Nacionalista (PSM-EN), Unió Mallorquina (UM), Unión del Pueblo Leonés (UPL), Tierra Comunera-Partido Nacionalista Castellano (TC-PNC), Convergencia Demócratas de Navarra (CDN), Partido Riojano (PR), Bloc Nacionalista Valencià (BNV) y Partido Socialista del Pueblo de Ceuta (PSPC).

no saben o no contestan a ninguna de las dos preguntas sobre preferencias electorales²⁵).

Para el contraste de este modelo descomponemos la ecuación 6 en tres expresiones:

$$\text{Log(PP/PSOE+IU)}_i = \beta_{0,pp/psoe+iu} + \beta_{1,pp/psoe+iu}ID_i + \beta_{2,pp/psoe+iu}SL_i + \beta_{3,pp/psoe+iu}ID_iSL_i + \beta_{4,pp/psoe+iu}NID_i + \beta_{5,pp/psoe+iu}NID_iSL_i + \beta_{ji,pp/psoe+iu}C_{ji} \quad (\text{ecuación 6.1})$$

$$\text{Log(PP/Nacionalistas-Regionalistas)}_i = \beta_{0,pp/nacion.} + \beta_{1,pp/nacion.}ID_i + \beta_{2,pp/nacion.}SL_i + \beta_{3,pp/nacion.}ID_iSL_i + \beta_{4,pp/nacion.}NID_i + \beta_{5,pp/nacion.}NID_iSL_i + \beta_{ji,pp/nacion.}C_{ji} \quad (\text{ecuación 6.2})$$

$$\text{Log(PP/no vota-ns-nc)}_i = \beta_{0,pp/nv-ns-nc} + \beta_{1,pp/nv-ns-nc}ID_i + \beta_{2,pp/nv-ns-nc}SL_i + \beta_{3,pp/nv-ns-nc}ID_iSL_i + \beta_{4,pp/nv-ns-nc}NID_i + \beta_{5,pp/nv-ns-nc}NID_iSL_i + \beta_{ji,pp/nv-ns-nc}C_{ji} \quad (\text{ecuación 6.3})$$

Los resultados de ajustar este modelo a los datos de la encuesta preelectoral del CIS se presentan en la tabla 7. Debe notarse que seguimos encontrando evidencia de CIB por desempleo entre votantes de derecha y votantes sin ideología. Nótese también que los coeficientes son prácticamente iguales a los estimados para el modelo *logit binomial* (tabla 3).

Debe, por último, notarse que la interacción entre situación laboral e identificación ideológica expresada en el modelo de la tabla 7 es significativa en su conjunto (aunque no lo sea en dos de los tres contrastes del modelo). Esto se puede demostrar haciendo una prueba de contraste de modelos, entre el modelo de la tabla 7 y un modelo más sencillo que asuma efectos no condicionales sobre la variable respuesta (i.e. un modelo “aditivo”). La diferencia entre el estadístico $-2 \log L$ del modelo interacción y el modelo aditivo es un estadístico con distribución χ^2 para un número de grados de libertad igual al número de parámetros nuevos requeridos por el modelo interacción (Agresti y Finlay, 1997:584-5,597). Como esta diferencia es significativa ($\chi^2(6) = 20.88$; $Prob > \chi^2 = 0.0019$), podemos concluir que el modelo de la tabla 7 explica mejor la estructura

²⁵ En la encuesta preelectoral hay una primera pregunta sobre intención de voto “*suponiendo que mañana se celebrasen elecciones generales*”, que es la que hemos utilizado en todos los modelos de este trabajo, y otra que se hace a aquellos que no contestan a la primera o contestan no saber, preferir abstenerse o votar en blanco. En los modelos multivariantes, la última opción analizada (“otras preferencias”) incluye a aquellos que optan por el voto en blanco, la abstención, el no sabe o el no contesta en ambas preguntas sobre preferencias electorales.

de los datos que el modelo aditivo y, por tanto, que la interacción entre situación laboral e identificación ideológica es significativa *en su conjunto*. El análisis multinomial no altera, por tanto, los resultados obtenidos con los modelos binomiales.

TABLA 7.

MODELO MULTINOMIAL DE CASTIGO INTERBLOQUES:
PARÁMETROS PARA LOS COEFICIENTES DE INTERÉS
(CONTROLANDO POR EDAD, NIVEL EDUCATIVO, GÉNERO Y
COMUNIDAD AUTÓNOMA DE RESIDENCIA)

| MODELOS | | PSOE+IU | | Nacionalista/ Regionalista | | Voto blanco/abstención/NS/NC | |
|--|---------------|----------------|------|-------------------------------|------|---------------------------------|------|
| | | Logit Coeff | Sig. | Logit Coeff | Sig. | Logit Coeff | Sig. |
| <i>Variables Explicativas</i> | | | | | | | |
| Afilación ideológica | | | | | | | |
| → (Ref. Izquierda) | Derecha | -4.18 | *** | -2.08 | *** | -2.19 | *** |
| | Sin Ideología | -1.80 | *** | -1.03 | *** | .94 | *** |
| Desempleo | | .081 | n.s. | -.029 | n.s. | -.01 | n.s. |
| Desempleo*ideología(Derecha) | | .57 | ** | -.23 | n.s. | .002 | n.s. |
| Desempleo*ideología(Sin Ideología) | | .67 | ** | .48 | n.s. | .01 | n.s. |
| <i>Número de observaciones</i> → | | | | 10435 | | | |
| <i>Wald Chi²</i> → | | | | (87)3665.65 | | | |
| <i>Prob> Chi²</i> → | | | | 0.0000 | | | |
| <i>Pseudo R²</i> → | | | | 0.2375 | | | |
| <i>Logaritmo de la verosimilitud</i> → | | | | -10594.735 | | | |

*significatividad ≤ 0.1 **significatividad ≤ 0.05 ***significatividad ≤ 0.001

Fuente: Preelectoral del CIS (2382,2000). Muestra ponderada (Calculado por el autor)

ABSTRACT

The article contrasts the validity of the model of *interbloc punishment* as a result of labour market precarity for the Spanish general elections of 2000. According to this model, labour market experiences in the flexible segment of the Spanish labour market are expected to generate discontent with the incumbent party and, thereby, facilitate trans-ideological voting. Using a somewhat restrictive definition of labour market precarity, which is operationalised as unemployment, the predictions of the model are tested to a representative sample of the economically active population drawn from the pre-electoral survey carried out by the governmental Centre for Sociological Research (study 2382). The model is supported by the evidence, which suggests that the Popular Party was punished by unemployed rightwing voters who were unsatisfied with their unemployment situation, as well as by unemployed voters who did not identify with any of the ideological blocs in the left-right spectrum. Confidence intervals around the predicted estimators for punishment effects are calculated using techniques of statistical simulation. Together with the results obtained in a previous analysis of the electoral impact of labour market precarity in the 1996 general elections, the results of the analysis of the 2000 elections suggest that the model of *interbloc punishment* is *symmetrical*, as it works irrespectively of which party is in power. The intense differentiation of labour market opportunities between insiders and outsiders in the Spanish labour market could have become, in the light of the evidence available, a structural factor influencing voting behaviour in Spain.

Key words: Spain, general elections 2000, labour market precarity, unemployment, punishment voting.

JAVIER G. POLAVIEJA

E-mail: javier.polavieja@nuffield.oxford.ac.uk

Es *Research Fellow* en Nuffield College, Universidad de Oxford. Ha trabajado y tiene publicaciones sobre el impacto de la flexibilización vía contratación temporal en el mercado de trabajo español, sobre las consecuencias sociopolíticas de la precariedad laboral en España y sobre los mecanismos causales del voto de clase. Es Doctor en Sociología por la Universidad de Oxford y Doctor Miembro del Centro de Estudios Avanzados en Ciencias Sociales del Instituto Juan March de Estudios e Investigaciones.