

---

## Precariedad laboral y voto de castigo en España: en defensa de un modelo de interacción entre los condicionantes económicos e ideológicos del voto \*

Javier G. Polavieja

Este artículo analiza los efectos de la precariedad laboral asociada al segmento flexible del mercado de trabajo español sobre la intención de voto al final de la última legislatura socialista. Para ello, se defiende un modelo de votante que interpreta sus experiencias económicas a través de prismas ideológicos y que, por tanto, no responde electoralmente a sus condiciones económicas al margen de dichos prismas. Este modelo de votante, que plantea la existencia de *interacción* entre los condicionantes económicos y los condicionantes ideológicos del voto, se discute en contraposición a los modelos de votante económico *aditivos*, que asumen que los condicionantes económicos tienen un impacto sobre el voto *directo e independiente* de la ideología de los electores. Ambos modelos se contrastan empíricamente a través de la explotación estadística de la encuesta de *Cultura Política*, realizada por el Centro de Investigaciones Sociológicas en abril de 1995 a una muestra de casi 4.000 entrevistados. El análisis de estos datos da sustento empírico al modelo *interacción* y sugiere que la precariedad laboral pudo favorecer la aparición de dos tipos de castigo: (1) castigo al PSOE, entonces en el gobierno, tanto por la izquierda (votando a IU), como por la derecha (votando al PP), entre electores ideológicamente cercanos a este partido; y (2) castigo a todos los partidos, vía abstención crítica, entre electores ideológicamente extremistas.

*Palabras clave:* España, elecciones generales 1996, mercado de trabajo, precariedad laboral, voto de castigo.

---

\* Algunos de los argumentos y modelos estadísticos presentados en este artículo han sido discutidos previamente en los siguientes foros: *Oxford Sociology Graduate Student Research Seminar*, Oxford, marzo de 1999; *Har-*

En principio, resulta razonable esperar que las experiencias económicas personales tengan un impacto importante en la decisión electoral individual. Lo que, desde nuestro punto de vista, resulta menos razonable es pensar que dicho impacto pueda llegar a ser un impacto *directo e independiente* de las identidades e ideologías políticas de los electores. En este artículo, defendemos un modelo de votante que interpreta su realidad económica siempre a través de prismas ideológicos y que, por tanto, no responderá electoralmente a su situación económica al margen de cuáles sean dichos prismas. Creemos que este modelo es el más apropiado para analizar adecuadamente los posibles efectos electorales de la precariedad laboral en España y, en concreto, para responder a las siguientes preguntas: *¿Puede tener la experiencia de la precariedad laboral en el segmento flexible del mercado de trabajo español efectos sobre el voto? ¿Pueden darse estos efectos electorales al margen de la ideología de los electores? ¿Cómo interaccionan la ideología política y las experiencias laborales en el proceso de formación de preferencias electorales? ¿Existió y, de ser así, cómo funcionó el voto económico de castigo (por precariedad laboral) en 1996?*

Continuamos en este artículo nuestro análisis de los efectos sociopolíticos de la segmentación por tipo de contrato en España (Polavieja, 1999a, 1999b, 2000, próximamente; Polavieja y Richards, 2000, próximamente). El artículo se divide en tres partes. En la primera, contextualizamos nuestra investigación haciendo referencia al intenso proceso de segmentación por tipo de contrato ocurrido en España a raíz de la flexibilización de las condiciones para la contratación temporal. Describiremos en esta primera parte la relación entre precariedad laboral y contratación temporal que se da en el mercado de trabajo español, ubicando así nuestra investigación en el contexto empírico de un mercado de *insiders* y *outsiders*.

En la segunda parte, presentamos nuestro modelo teórico de *interacción* entre condicionantes económicos e ideológicos del voto, modelo del que se derivan dos hipótesis de trabajo. La primera de estas hipótesis consiste en esperar que la precariedad laboral haya podido favorecer el *voto de castigo al PSOE*, entonces en el gobierno, entre electores ideológicamente cercanos a lo que podríamos llamar el *área natural de influencia ideológica* de este partido, es decir, entre electores de izquierda y centro-izquierda. La segunda hipótesis consiste en esperar que la precariedad laboral haya podido hacer que electores muy politizados, que se sitúan, por tanto, en los extremos del espectro ideológico, hayan optado por abstenerse en las elecciones generales. Nuestro modelo teórico y las hipótesis que de él se derivan se discuten en contraposición a los modelos de voto eco-

---

*vard-Oxford-Stockholm Graduate Student Conference*, Harvard, 9-11 de abril de 1999; y *IV Congreso Español de Ciencia Política y de la Administración*, Granada, 30 de septiembre-2 de octubre de 1999. El autor quiere agradecer las críticas, sugerencias y comentarios de Paloma Aguilar, Modesto Escobar, David Firth, Joan Font, Duncan Gallic, José Ramón Montero, Carmen Perera, Andrew Richards, Belén Sánchez-Rubio y Mariano Torcal. Asimismo el autor agradece los comentarios del evaluador anónimo de la *Revista Española de Ciencia Política*.

nómico *aditivos*, que son aquellos modelos que asumen que las experiencias económicas tienen un impacto electoral *independiente* de las ideologías políticas de los electores.

En la tercera y última parte del artículo, contrastamos empíricamente la hipótesis de castigo al PSOE y la hipótesis de la abstención, basadas en el modelo de mediación (o interacción) ideológica, y comparamos su capacidad explicativa con la de las hipótesis que se derivan del modelo *aditivo*. Lo hacemos estudiando el impacto de la precariedad laboral sobre tres tipos de decisiones electorales ante las elecciones generales de 1996: 1) la decisión de votar al PSOE, entonces en el gobierno, o votar a IU; 2) la decisión de votar al PSOE o votar al PP, y 3) la decisión de votar (a cualquier opción) o abstenerse críticamente.

Utilizamos para ello datos individuales de la encuesta sobre *Cultura Política*, realizada en abril de 1995 por el Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS 2154) sobre una muestra de casi 4.000 entrevistados. La encuesta del CIS incluye 1.600 asalariados y 409 desempleados con experiencia laboral previa. De entre los asalariados con empleo, 778 se encuentran empleados con contrato indefinido y 413 con contrato temporal. De los 409 desempleados incluidos en la muestra, 282 declararon encontrarse sin empleo debido a la pérdida de un empleo temporal previo, y 127 como consecuencia de la terminación de un empleo indefinido. En el momento de la realización de la encuesta, el Partido Socialista Obrero Español (PSOE), en el gobierno desde 1982, se encontraba a sólo unos meses vista de perder las elecciones frente al Partido Popular (PP), lo cual hace que los datos sobre intención de voto sean especialmente interesantes <sup>1</sup>.

1. *Precariedad laboral y tipo de contrato en España. ¿Por qué explorar los efectos electorales de la precariedad laboral?*

En 1984, tras ocho años de crisis de empleo en los que se perdieron 1,9 millones de puestos de trabajo, y al tiempo que se superaba por primera vez la barrera del 20 por 100 de desempleo, el primer gobierno socialista de la democracia contemporánea flexibiliza en España las condiciones para el uso de la contratación temporal, a través de la reforma del Estatuto de los Trabajadores.

La estrategia de flexibilización del mercado de trabajo que se inaugura con la reforma de 1984, y que fue posteriormente profundizada con cambios legislativos en 1992, 1993 y 1994, constituye un caso prototípico de lo que Esping-Andersen (1998) ha llamado recientemente *políticas selectivas a dos niveles* (*two-tier selective policies*), o lo que algunos economistas laborales denominan *flexibilización en el margen* (Bentolila y Dolado, 1994).

---

1. El cuestionario y diseño de investigación de la encuesta fue realizado por José María Maravall. El autor agradece a José María Maravall y a Marta Fraile su asistencia en el acceso a la matriz de datos.

Este tipo de políticas flexibilizan las condiciones de contratación y terminación del empleo de un cierto tipo de trabajadores sin alterar el marco legislativo que protege a otros. En el caso español, la flexibilización se aplicó exclusivamente a los que entraban en el empleo, mientras que los trabajadores con contratos indefinidos continuaron disfrutando de los privilegios de una legislación —heredada del franquismo— que protege rígidamente su seguridad laboral, al hacer que los costes del despido de un trabajador fijo resulten comparativamente muy altos para los empleadores. La consecuencia ha sido la creciente diferenciación de la fuerza de trabajo española entre los que poseen un empleo indefinido y, por tanto, gozan de altos niveles de estabilidad en el empleo, y los que poseen un empleo temporal, sobre los que recae el grueso de los ajustes de empleo (Polavieja, 1998a, 2000, próximamente; Polavieja y Richards, 2000, próximamente; OECD, 1999: 49-132).

Los contratos temporales en España se han convertido así en la principal vía de entrada al empleo y también en la principal vía de salida del empleo al desempleo. Por ejemplo, en el segundo trimestre de 1997, de acuerdo con la Encuesta de Población Activa, aproximadamente el 90 por 100 de los nuevos contratos firmados fueron temporales, y más del 80 por 100 de todas las salidas al paro entre los asalariados correspondieron a la terminación de este tipo de contratos (Polavieja, 2000, próximamente). La duración media de un contrato temporal en España, calculada para el período 1987-1997, es sólo de aproximadamente doce meses (Polavieja, 1999a, 2000, próximamente) y la tasa de conversión de contratos temporales a indefinidos es sólo de en torno a un 10 por 100 anual (Alba, 1997; Güell-Rotllan y Petrongolo, 1998). Los trabajadores temporales constituyen, por tanto, un segmento muy flexible del mercado de trabajo en el que tiene lugar la mayor parte de las transiciones entre el desempleo y el empleo. Un segmento que tiene, además, una dimensión muy considerable puesto que ocupa a un tercio de los asalariados con empleo, proporción que no tiene parangón en los países de la OCDE (European Commission, 1998, 1999; OECD, 1999; Polavieja, 1998a).

En claro contraste con este segmento flexible, los trabajadores con contrato indefinido forman en España un segmento bastante rígido. Las entradas al empleo indefinido, y las salidas desde éste al paro, son muy escasas. Así, en 1997 sólo en torno a un 10 por 100 de las nuevas contrataciones fueron indefinidas y sólo en torno a un 15 por 100 de las pérdidas de empleo entre asalariados afectaron a trabajadores con contratos indefinidos. La media de duración en el empleo indefinido en España es de alrededor de doce años (Polavieja, 2000, próximamente)<sup>2</sup>.

---

2. No es de extrañar, por tanto, que este mercado claramente segmentado por tipo de contrato tenga efectos sobre el sentimiento de seguridad en el puesto de trabajo de los asalariados españoles. Según la encuesta sobre *Actitudes ante el Empleo y el Trabajo* llevada a cabo por el Centro de Investigaciones Sociológicas en 1997 (CIS, 2235) sobre una muestra de 2.500 entrevistados, sólo un 6 por 100 de los trabajadores con contratos

En suma, las características particulares de la estrategia de flexibilización del mercado de trabajo, utilizada en España desde 1984 a 1997, han dado lugar a un mercado fuertemente segmentado por tipo de contrato, en donde los riesgos de desempleo se diferencian claramente según el contrato que se posca<sup>3</sup>. Segmentación que, como hemos demostrado en otro lugar, se da en el interior de todas y cada una de las clases ocupacionales (Polavieja, 1998a, 1998b, 2000, próximamente; Polavieja y Richards, 2000, próximamente). Un mercado, en definitiva, de *insiders*, trabajadores indefinidos con alta seguridad en el empleo, y *outsiders*, trabajadores que se mueven entre el trabajo temporal y el desempleo.

Dada la intensidad de este proceso de segmentación, resulta pertinente preguntarse por sus posibles consecuencias electorales. Necesitamos, para ello, reflexionar primero sobre cuál es el modelo teórico de votante más plausible.

## II. Factores económicos y factores ideológicos del voto: el modelo interacción frente a los modelos aditivos

Una parte importante del debate acalcido en el campo del análisis empírico del comportamiento electoral en España ha consistido en determinar la importancia relativa de los factores económicos y los factores ideológicos del voto. Diversos estudios electorales han tendido a privilegiar los factores económicos, en especial los factores de clase, a la hora de explicar los determinantes del voto<sup>4</sup>. En estos estudios la variable ideología se desatiende en favor de modelos de votante que se acercan mucho al de un votante económico, egocéntrico (y retrospectivo) prácticamente «puro». Es decir, un votante que premia o castiga al partido gobernante en función de cómo éste haya defendido sus intereses económicos en cada legislatura<sup>5</sup>. González y Garrido (1999).

---

indefinidos consideraban probable perder su empleo en los doce meses siguientes al momento de realización de la entrevista. Entre los trabajadores con contratos temporales la proporción subía al 47 por 100 de los entrevistados.

3. La segmentación por tipo de contrato tiene también importantes consecuencias sobre las retribuciones salariales y condiciones de trabajo, cuestiones que se tratan en detalle en Polavieja, 1998b.

4. Ver Feldman, Rodríguez Menés y García Pardo, 1989; González, 1992, 1993, 1995, 1996, 1998; González y Garrido, 1999; Rodríguez Menés, 1997; González Álvarez, 1998.

5. Esto no quiere decir que estos trabajos asuman explícitamente el marco analítico de la literatura politológica sobre voto económico retrospectivo. Tan sólo que, en la medida en la que se espera un efecto directo y no mediado de la situación económica personal sobre el voto, estos análisis operan, de hecho, con un modelo de votante que la literatura sobre el voto económico no dudaría en calificar egocéntrico y retrospectivo. Sobre el votante económico retrospectivo ver, por ejemplo, Key, 1966; Kramer, 1971; Fiorina, 1981; Kiewit y Rivers, 1985; Lewis-Beck, 1988; Shaffer y Chressanthis, 1991; Lanoue, 1994; Monardi, 1994; Svoda, 1995, en Maravall y Przeworski, 1998; ver: Downs, 1957.

por ejemplo, han sostenido recientemente la preeminencia de los factores económicos de clase sobre los ideológicos sobre la base de que «*cuando la identidad o la ideología entran en conflicto con los intereses concretos, es más fácil adaptar las primeras a estos últimos que no al revés*» (González y Garrido, 1999: 10).

Frente a este tipo de argumentos, y desde posiciones escépticas con respecto a la importancia de los factores de clase <sup>6</sup>, algunos estudios han defendido la preeminencia explicativa de las ideologías políticas sobre los condicionantes económicos del voto. Así, por ejemplo, para Gunther y Montero (1994), más que en intereses económicos, la decisión individual de votar al PSOE o al PP en las elecciones generales se basa «*fundamentalmente en criterios ideológicos relacionados con las percepciones espaciales izquierda-derecha*», percepciones éstas que, según los autores, pueden «*actuar como un mecanismo sustitutivo de los anclajes partidistas cuando están ausentes los socioestructurales o cuando han perdido fuerza a lo largo del tiempo*» <sup>7</sup> (1994, 532).

Tanto Gunther y Montero (1994) como González y Garrido (1999) sostienen sus encontrados argumentos con modelos de regresión múltiple *aditivos* <sup>8</sup>. Estos modelos aditivos asumen que la decisión electoral individual viene determinada por diferentes variables, cada una de las cuales tiene un efecto sobre el voto que es *directo e independiente* del efecto de las demás, siendo la posibilidad final de voto a un determinado partido igual a la *suma* de los efectos de cada variable independiente. Esto implica, en concreto, que, a ambos lados del debate, se ha asumido, en realidad, que el impacto de la ideología sobre el voto es el mismo para todos los electores *independientemente* de cuales sean sus condiciones económicas personales, y que el impacto de la situación económica personal sobre el voto es también el mismo para todos los electores *independientemente* de cual sea su ideología.

Incluso autores que en sus argumentos teóricos apuntan hacia una relación causal más compleja entre los factores de tipo económico y los factores ideológicos del voto han utilizado, a la hora de contrastar estadísticamente sus hipótesis, este tipo de modelos *aditivos* <sup>9</sup>. Modelos que, de hecho, excluyen la posibilidad de que la ideología y las experiencias económicas personales *interactúen* en el proceso de formación de preferencias electorales. Al utilizar este tipo de modelos, las relaciones causales que se contrastan

6. Ver Lancaster y Lewis-Beck, 1986; Gunther *et al.*, 1986; Gunther, 1991; Gunther y Montero, 1994; Justel, 1992.

7. Según Gunther y Montero, «*las elecciones de 1982 cristalizaron el electorado español en términos de factores socioestructurales. (...) Pero a lo largo de los once años siguientes las bases de socioestructurales del apoyo a los partidos se erosionaron*» (1994, 532).

8. Modelos del tipo:  $Y = a + b_1X_1 + b_2X_2 + b_3X_3 + b_4X_4 + \dots + b_nX_n$ .

9. Ver, por ejemplo, Torcal y Chibber, 1995; Maravall y Fraile, 1998.

empíricamente no acaban, en nuestra opinión, de reflejar adecuadamente los argumentos teóricos que se pretenden validar.

Así, por ejemplo, en un estudio reciente sobre los efectos políticos del desempleo en España, basado en la misma encuesta que nosotros explotamos en este trabajo, José María Maravall y Marta Fraile (1998: 37; y 2000) sostienen que el desempleo tiene un impacto electoral, pero que este impacto se ve, entre otras cosas, «mitigado por la influencia de la ideología». Se le reconoce aquí explícitamente a la ideología un papel de mediación entre la experiencia del desempleo y el voto, lo cual distancia a los autores claramente del modelo teórico del votante económico puro. Sin embargo, para sostener empíricamente esta afirmación, los autores recurren a un modelo estadístico *aditivo*. El efecto de mediación ideológica de la experiencia del paro queda por ello reducido a suponer que los electores de izquierdas tendrán más probabilidades de votar al PSOE, independientemente de su situación de empleo, y que los desempleados tendrán menos probabilidades de votarlo, independientemente de su ideología<sup>10</sup> (Maravall y Fraile, 1998: 27-37). Pero, ¿por qué iba a tener la experiencia del paro el mismo efecto sobre la decisión de votar al PSOE en las elecciones generales del 1996 para un votante de izquierdas que para uno de derechas?

#### El modelo interacción

A nosotros también nos parece razonable pensar que en la decisión electoral individual confluyen tanto factores de interés económico personal, como factores ideológicos. Pero no creemos que ambos factores se sumen en el proceso de formación de preferencias electorales, sino que entendemos que las experiencias personales en el mer-

---

10. Maravall y Fraile (1998 y 2000) interpretan los resultados de una serie de regresiones logísticas sobre los datos de la encuesta de *Cultura Política* de abril de 1995 (CIS, 2154) como evidencia empírica a favor de su modelo aditivo. En nuestra opinión, sin embargo, los autores pasan por alto tres problemas importantes en sus modelos: Primero, la variable dependiente que los autores modelan es la intención de votar al PSOE, frente a la intención de votar a cualquier otra opción. En nuestra opinión, esta operacionalización de la variable dependiente resulta especialmente problemática, en especial en lo que respecta a la posterior interpretación del efecto de la ideología sobre el voto, ya que, dentro del voto no socialista, se incluyen opciones, tanto a la derecha como a la izquierda del PSOE. Segundo, los autores miden el impacto del desempleo a través de una variable independiente que distingue a los desempleados del resto de los entrevistados (incluyendo la población no activa). Esta estrategia no parece ser la mejor manera de aislar el efecto del paro. Si eso es lo que se pretendía, lo lógico hubiese sido comparar a los desempleados con los que trabajan. Y, tercero, la medición del bienestar económico se hace a través de una variable de ingresos que resulta metodológicamente poco fiable. La variable en cuestión recoge la suma de todos los ingresos, aportados por todos los miembros de la familia, que entran mensualmente en el hogar del entrevistado. El problema es que la variable de ingresos familiares no está ponderada por el número de miembros de la familia, carencia que la convierte en una medida no válida del bienestar económico individual. Estos tres problemas metodológicos, a nuestro entender, siembran dudas razonables sobre la idoneidad de la estrategia de modelación utilizada por Maravall y Fraile en su estudio.

cado de trabajo pueden llegar a ser un factor de peso en la decisión electoral *dependiendo* de cuál sea la interpretación política que cada elector haga de dichas experiencias. En la medida en la que, cabe esperarse, las conclusiones políticas que electores de diferentes ideologías saquen de idénticas experiencias laborales diferirán significativamente, nos parece razonable defender un modelo teórico que asuma la existencia de *interacción entre factores ideológicos y económicos*. Según este modelo, una determinada experiencia económica personal no tendrá efectos sobre el voto *con independencia* de cuál sea la ideología del elector, sino que los posibles efectos electorales de dicha experiencia económica *dependerán* precisamente de cuáles sean sus mapas ideológicos.

El modelo de votante que defendemos no es, por tanto, el de un votante económico egocéntrico-retrospectivo «puro», cuya única ideología es su bolsillo, ni tampoco es el de un votante que, a la hora de decidir su voto, suma, sin más, a sus intereses económicos, su ideología. 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, adquiridos tempranamente en procesos de socialización política<sup>11</sup>, para sacar conclusiones electorales de sus experiencias económicas personales. Las diferencias entre un modelo de votante así entendido y el modelo *aditivo* no son de matiz, sino que tienen, como veremos, importantes implicaciones empíricas.

#### Hipótesis derivadas del modelo interacción: el voto de castigo

Partiendo de este sencillo modelo de votante, planteamos la hipótesis de que el efecto principal de la precariedad laboral consistiría en reducir la importancia que la ideología tiene en la formación de preferencias electorales, favoreciendo así la aparición de dos tipos de voto de castigo:

##### H1. Voto de castigo al partido gobernante

*La precariedad laboral podría hacer que electores que se encuentran dentro de lo que podríamos llamar el área natural de influencia ideológica del partido gobernante (i. e., votantes potenciales) decidan, no obstante, castigarlo en las urnas apoyando otras opciones políticas.*

Según los modelos que conceden preponderancia a los mecanismos económicos del voto, cabría esperar que los electores premien o castiguen la gestión política del partido

11. Ver Converse, 1964, 1969; Inglehart y Klingemann, 1976; Maravall, 1978; Percheron y Jennings, 1981; Sany y Montero, 1986; Percheron y Muxel, 1993; Hinich y Munger, 1994.

gobernante en función de su propia situación económica (Kiewiet y Rivers, 1985); según los modelos que conceden preponderancia a los mecanismos ideológicos, cabría esperar, sin embargo, que las ideologías políticas exoneren al partido gobernante de su responsabilidad política por la gestión económica (Maravall y Przeworski, 1998). Según el modelo *interacción*, lo que cabe esperar es que la capacidad de exoneración política de la ideología sea mayor entre aquellos votantes menos castigados personalmente por la situación económica y menor entre aquellos más castigados por ella.

Nuestra hipótesis plantea, por tanto, que el impacto de la precariedad laboral sobre la posibilidad de votar al PSOE, cuando éste gobernaba, no habría sido homogéneo entre todos los electores. Los efectos económicos (de castigo), de existir, se habrían dado exclusivamente entre los votantes *potenciales* afectados por la precariedad laboral (i. e., *outsiders* de izquierdas). Para estos votantes, la ideología no habría jugado un papel tan decisivo en el voto como para los votantes de izquierda que disfrutaban de empleo estable.

En realidad, resulta bastante obvio esperar que este tipo de efectos económicos de castigo se produzcan sólo entre electores ideológicamente cercanos al partido gobernante, puesto que sólo ellos tienen la capacidad de *castigarlo* votando a la oposición. Difícilmente se podrán considerar votos de *castigo* aquellos votos a la oposición emitidos por electores que nunca han estado identificados ideológicamente con el partido gobernante. ¿Por qué iba la precariedad laboral a favorecer, por ejemplo, el voto al PP de un votante que es ya de por sí, y con independencia de su situación laboral, de derechas? Los modelos *aditivos* pasan, sin embargo, por alto este punto al esperar, de hecho, que los partidos gobernantes puedan ser «castigados» por todos los electores, incluidos aquellos que no son votantes potenciales.

## H2. Voto de castigo (a todos los partidos) por abstención

*La precariedad laboral podría hacer que electores especialmente politizados y, por tanto, en principio poco dados a la abstención, puedan decidir, no obstante, castigar a todos los partidos en contienda electoral absteniéndose en las elecciones.*

Diversos estudios empíricos han demostrado que la abstención electoral está relacionada con el grado de politización de los electores, aumentando entre los electores menos «ideologizados», que tienden a situarse en los valores centrales de la escala ideológica, y disminuyendo entre los electores más «ideologizados», que se sitúan en los extremos de la escala (Converse, 1964; Milbrath, 1965; McClosky, 1968; Klingemann, 1979; Torcal, 1995; Justel, 1995; Montero, 1990; Font, 1992, 1997; Polavieja, 1999b).

El papel que el grado de politización juega sobre las posibilidades de participación electoral podría, sin embargo, ser diferente según cuál sea la posición en el mercado de trabajo. Para trabajadores con contrato indefinido y alta estabilidad en el empleo, la relación entre grado de politización (o intensidad ideológica) y participación electoral

podría ser significativamente mayor que para electores, también muy politizados, pero afectados por la precariedad laboral. Esperamos, por tanto, diferente impacto de la precariedad laboral sobre la abstención según el grado de politización de los electores. Entre electores muy politizados, las experiencias laborales en el segmento precario del mercado de trabajo podrían provocar especial frustración y alentar así la abstención como forma de castigo a los partidos políticos, a los que se les echaría de esta manera en cara su incapacidad de representar adecuadamente los intereses de los electores sin empleo estable<sup>12</sup>. Es probable, sin embargo, que la situación laboral incida poco sobre las posibilidades de abstención de aquellos electores que están ya de por sí muy despolitizados, por razones que tendrían que ver más con su socialización política que con sus experiencias económicas personales.

Obsérvese que de estas dos hipótesis se derivan diferentes predicciones para electores situados en diferentes posiciones ideológicas. Así, se espera que, ante las elecciones generales de 1996, la precariedad laboral pueda haber influido en la decisión electoral haciendo que electores de extrema izquierda decidan abstenerse en vez de votar a IU; que electores de centro-izquierda decidan, bien votar a IU o al PP, en vez de hacerlo al PSOE; o que electores de extrema derecha decidan abstenerse en vez de votar al PP. A continuación, explicamos con algunos ejemplos las razones que nos llevan a hacer estas predicciones a partir del modelo *interacción*. Estos ejemplos nos permitirán ver con mayor detalle qué diferencia nuestras predicciones de las que haría el modelo *aditivo*. (Invitamos al lector familiarizado con la interpretación de interacciones a saltarse estos ejemplos y pasar directamente a la siguiente sección, en la que contrastamos empíricamente nuestras hipótesis.)

#### H1. Voto de castigo al partido gobernante: ejemplos

Imaginemos cuarenta electores de la misma edad. Supongamos, por ejemplo, que todos ellos son varones, trabajadores manuales cualificados y que viven en Madrid. Supongamos además que todos ellos se sitúan entre los valores de extrema izquierda y centro-izquierda. La mitad de esta hipotética muestra de electores tiene un contrato indefinido y disfruta consecuentemente de unas trayectorias muy estables en sus empleos. Llevan, por ejemplo, diez años en sus empresas. La otra mitad, sin embargo, son lo que hemos venido llamando *outsiders*, encontrándose en estos momentos desempleados

12. Ésta, en realidad, nos parece también la hipótesis más realista que se desprende de la literatura sociológica que vincula las experiencias de precariedad laboral con la aparición de sentimientos de desafección política, cinismo y apatía. (Ver, por ejemplo, Jahoda, Lazarsfeld y Zeisel, 1972; Scholzman y Verba, 1979; Marshall *et al.*, 1988; Gaskell y Smith, 1981, 190; Feather, 1982; De Witte, 1992; Lewin, 1991; Gallie, 1993; Paugam, 1998. Ver Polavieja, 1999b.)

tras trabajar, pongamos por caso, seis meses con un contrato temporal. Imaginemos que estamos en abril de 1995 y que queremos saber cuáles son las posibilidades respectivas de que cada uno de los electores de la muestra declare su intención de votar a IU en vez de hacerlo al PSOE, entonces en el gobierno.

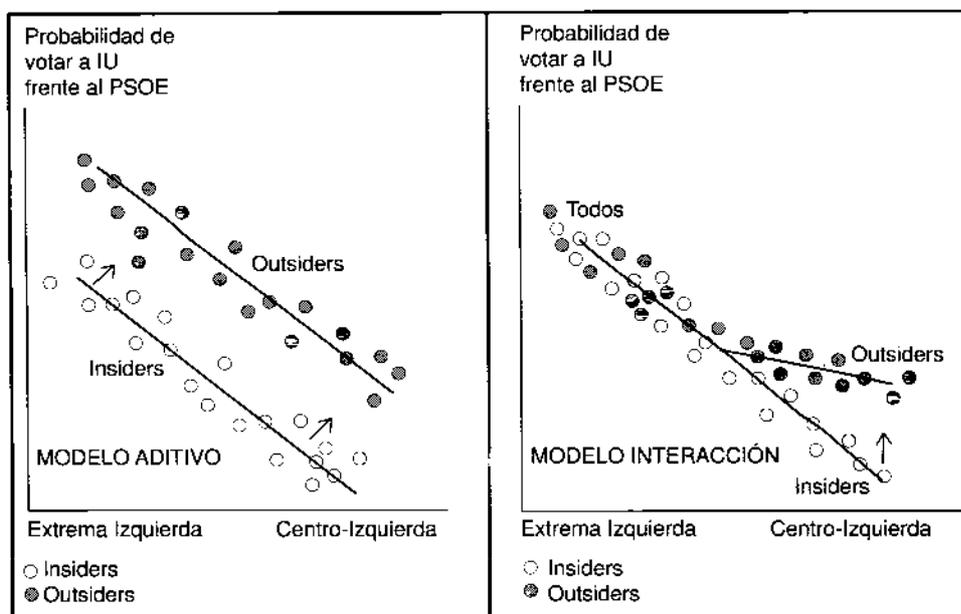
En el gráfico 1 representamos la relación entre decisión electoral, medida como la probabilidad de que los electores se decanten por IU en vez de por el PSOE, ideología, y situación laboral esperada por el modelo *aditivo* y por el modelo *interacción*. Los puntos negros representan a nuestros imaginarios *outsiders* y los puntos blancos a los *insiders*. La estructura de los datos esperada por el modelo *aditivo* se presenta en la figura de la izquierda. Según este modelo, la ideología tiene un efecto directo e independiente sobre el voto. El efecto de la ideología sobre el voto se representa gráficamente por la pendiente de las rectas de regresión para cada tipo de elector. Como el efecto ideológico es el mismo con independencia de la situación laboral, la pendiente de ambas rectas de regresión es idéntica. Asimismo, en el modelo *aditivo*, la situación laboral tiene un efecto directo sobre el voto con independencia de cuál sea la ideología de los electores. Por eso todos los electores *outsiders* aparecen con mayores posibilidades de votar a IU que los *insiders*, con independencia de su posición ideológica. Este efecto queda representado en el gráfico por la distancia que separa la recta de regresión de los *outsiders* de la de los *insiders*. La decisión electoral de cada votante será, para este modelo, igual a la suma de su ideología más su situación laboral.

El modelo *interacción* no espera sin embargo que la precariedad laboral pueda tener efectos significativos entre electores de extrema izquierda. Estos electores se consideran (al menos en 1995) fuera del ámbito de influencia ideológica del PSOE, siendo por ello poco proclives a votar a este partido sean o no *outsiders*. Por eso, en la extrema izquierda sólo se distingue una recta de regresión que es común a *insiders* y a *outsiders*. En el modelo *interacción*, la precariedad laboral sólo tiene efectos electorales entre los votantes potenciales del PSOE, situados en el centro-izquierda. Para estos votantes, a la hora de decidir la dirección de su voto, la ideología podría contar menos, y la situación económica más, que para el resto de los votantes. Por eso, la pendiente de la recta de regresión de los *outsiders* de centro-izquierda es menor que la del resto de los electores. La decisión electoral individual en este modelo depende también de la ideología y la situación laboral del elector pero no es igual a una simple suma de ambas.

Imaginemos ahora que lo que queremos es predecir la decisión de votar al PP en vez de hacerlo al PSOE. Para este ejemplo, contamos ahora con *insiders* y *outsiders* de todas las ideologías (seguimos asumiendo que todos ellos comparten ocupación, edad, sexo y lugar de residencia). Las diferentes hipótesis sobre la relación causal entre ideología, situación laboral y la decisión de votar al PP en vez de hacerlo al PSOE esperadas por el modelo *aditivo* y el modelo *interacción* se representan en el gráfico 2. La figura de la izquierda describe la relación esperada por el modelo *aditivo*. Nótese que, según

## GRÁFICO 1

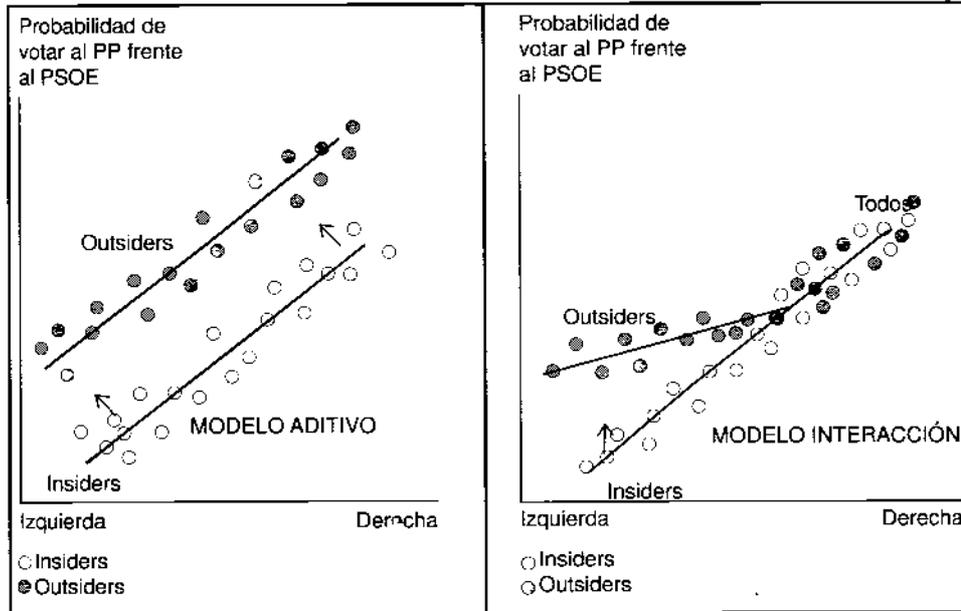
RELACIÓN ESPERADA ENTRE IDEOLOGÍA Y SITUACIÓN LABORAL SOBRE LA DECISIÓN ELECTORAL DE VOTAR A IU EN VEZ DE AL PSOE SEGÚN EL MODELO ADITIVO Y EL MODELO INTERACCIÓN



este modelo, el efecto de la precariedad laboral sobre la decisión de votar al PP o al PSOE es el mismo para electores de izquierdas que para electores de derechas. Todos responderían igual a las mismas experiencias laborales. El modelo *interacción*, sin embargo, pone en cuestión esta hipótesis y plantea, por el contrario, que los electores de derechas tendrán las mismas posibilidades de votar al PP con independencia de su situación laboral. Por eso sólo aparece una recta de regresión para estos electores. Entre electores de izquierda, votantes potenciales del PSOE, sí se esperan efectos de castigo. Por eso los *outsiders* de izquierdas aparecen con mayores posibilidades de voto al PP que los *insiders* de izquierdas. Se supone que, hartos de su precariedad laboral, estos electores podrían tener la tentación de castigar al PSOE, su opción ideológicamente más coherente, votando al PP. Si finalmente lo hacen es porque, según este modelo, la ideología contaría menos para los *outsiders* de izquierdas que para los *insiders* (por eso la pendiente de la recta de regresión de los *outsiders* de izquierdas es menor). Nótese que cualquier *outsider* de izquierdas sigue, sin embargo, teniendo menos posibilidades de voto al PP que los electores de derechas porque, aunque la ideología para estos electores cuenta menos, ésta se espera que siga contando.

GRÁFICO 2

RELACIÓN ESPERADA ENTRE IDEOLOGÍA Y SITUACIÓN LABORAL SOBRE LA DECISIÓN ELECTORAL DE VOTAR AL PP EN VEZ DE AL PSOE SEGÚN EL MODELO ADITIVO Y EL MODELO INTERACCIÓN



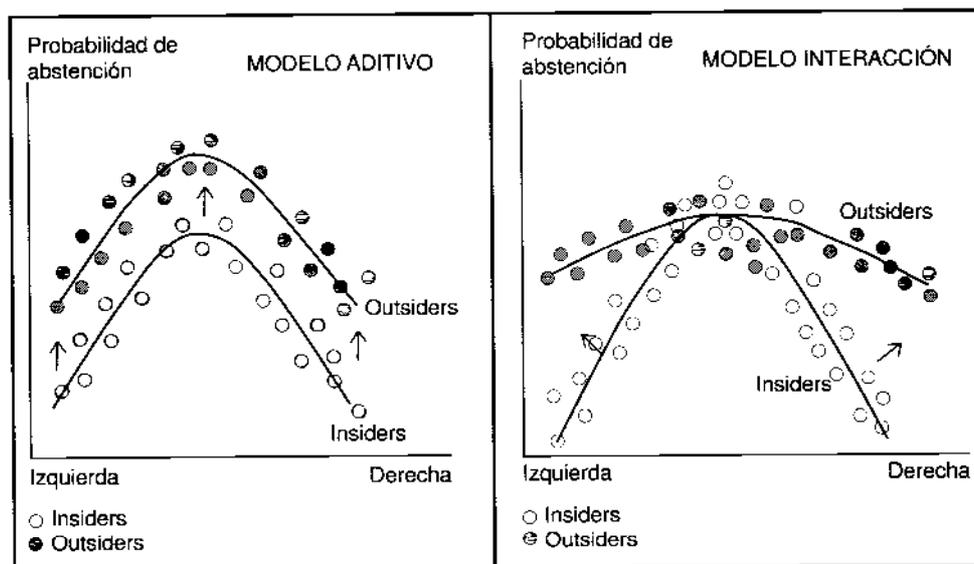
H2. Voto de castigo por abstención: un ejemplo

De nuestra exposición de la hipótesis de castigo por abstención se desprende que la relación entre ideología y abstención es, en general, una relación curvilínea (parabólica) y cóncava. Las posibilidades de abstención aumentarán en el centro del espectro ideológico, donde se ubicarán los electores menos politizados, y disminuirán en los extremos, donde se ubicaran los electores más politizados. Suponemos, por tanto, que las probabilidades de abstención están inversamente relacionadas con la *intensidad ideológica* (o, si se quiere, el extremismo ideológico). Partiendo de este modelo general, ¿qué predicciones harían los modelos *aditivo* e *interacción* sobre el comportamiento electoral de una hipotética muestra de *insiders* y *outsiders*, suponiendo que todos ellos fuesen idénticos en lo que respecta a otras características influyentes en el voto (edad, sexo, ocupación, etc.)?

El gráfico 3 muestra la distribución de los datos y las funciones de regresión de *insiders* y *outsiders* esperadas por cada uno de los dos modelos causales contrastados en este artículo. El modelo *aditivo*, representado a la izquierda, espera que el impacto de la precariedad laboral sobre la decisión de participar en las elecciones sea el mismo para todos los electores, independientemente de la intensidad o extremismo de sus ideo-

## GRÁFICO 3

RELACIÓN ESPERADA ENTRE IDEOLOGÍA Y SITUACIÓN LABORAL SOBRE LA DECISIÓN DE ABSTENERSE EN LAS ELECCIONES GENERALES EN VEZ DE PARTICIPAR SEGÚN EL MODELO ADITIVO Y EL MODELO INTERACCIÓN



logías. Electores ideologizados y apáticos reaccionarían por igual a la experiencia de la precariedad, aumentando todos ellos sus posibilidades de abstención en idéntica proporción.

Según el modelo *interacción*, sin embargo, los efectos de la precariedad laboral sobre la decisión de participar o abstenerse serían significativamente mayores en los extremos del espectro ideológico. Se supone así que los *outsiders* más extremistas, frustrados con su situación laboral, pudieran tener la tentación de castigar a todos los partidos absteniéndose críticamente. Por eso observamos diferencias en los extremos en el gráfico. Nótese que para estos *outsiders* extremistas la intensidad ideológica cuenta menos en su decisión de participar o abstenerse que para los *insiders* extremistas (por eso, la parábola que describe la función de regresión de los *outsiders* es más plana). El modelo predice, sin embargo, que los *outsiders* extremistas seguirán teniendo probablemente mayores posibilidades de participar en las elecciones que otros electores menos ideologizados porque, aunque la intensidad ideológica cuenta menos para ellos que para los *insiders* más extremistas, suponemos que aún tendrá cierta influencia. Entre los electores menos extremistas, no excesivamente politizados, no se esperan diferencias significativas por situación laboral. Las posibilidades de abstención serán mayores en este

segmento del electorado, donde se tenderán a concentrar los electores que son de por sí ideológicamente apáticos con independencia de su situación laboral.

En esta sección hemos intentado explicar las razones por las que a nosotros nos parece más realista el modelo *interacción* que el *aditivo*. En la sección siguiente comprobaremos empíricamente cuál de estos dos modelos es capaz de explicar mejor la intención de voto de los electores españoles en abril de 1995. Al hacerlo, contrastaremos empíricamente si hubo o no, y cuáles fueron, los efectos electorales de la precariedad laboral en el mercado de trabajo español.

### III. *Contrastando las hipótesis de castigo*

En esta sección contrastaremos nuestras hipótesis de voto de castigo al PSOE y voto de castigo por abstención analizando empíricamente cada uno de los tres supuestos discutidos: (1) castigo al PSOE votando a IU; (2) castigo al PSOE votando al PP, y (3) castigo a todos no votando. Utilizaremos para ellos los datos individuales de la encuesta sobre Actitudes y Opiniones Políticas llevada a cabo en abril de 1995 por el Centro de Investigaciones Sociológicas.

Recordamos que los datos analizados corresponden a la intención de voto en elecciones generales manifestada en abril de 1995. Extrapolaciones sobre lo que de hecho ocurriera en las elecciones generales de 1996 sólo podrán realizarse sobre la hipótesis de que la intención de voto en abril de 1995 se materializó en voto efectivo en 1996.

#### La operacionalización de la variable situación en el mercado de trabajo

En todos los modelos estadísticos que presentamos a continuación hemos optado por una variable independiente dicotómica que recoja la situación en el mercado de trabajo de los entrevistados únicamente a través de dos valores. Si los entrevistados se encuentran empleados con un contrato permanente, los consideramos *insiders* y les otorgamos un valor igual a 0. Si, por el contrario, los entrevistados están desempleados o tienen un trabajo temporal, los consideramos *outsiders* y les otorgamos un valor 1. Esta codificación de la situación laboral nos permite asegurarnos un número suficiente de casos para cada una de las combinaciones en los modelos de regresión logística, incluidas las interacciones. Una variable más detallada, en la que se distinguiese entre las distintas formas de ser un *outsider*, comprometería muchos grados de libertad en el contraste de los modelos de interacción y, sobre todo, nos dejaría con muy pocos casos en determinadas «casillas». La utilización de una variable dicotómica viene impuesta, por tanto, por el número de casos de la encuesta. No obstante, dada la intensidad de la segmentación por tipo de contrato en España, analizada en detalle en otro lugar

(Polavieja, 1998a, 1998b), nos parece que la variable *insider-outsider* recoge con validez la diferenciación principal de oportunidades de empleo por tipo de contrato en el mercado de trabajo español<sup>13</sup>.

#### H1. Análisis del voto de castigo al PSOE

La interpretación de interacciones puede resultar algo oscura para lectores no excesivamente familiarizados con la modelación estadística. Por eso, antes de presentar nuestros modelos estadísticos de castigo al PSOE, convendría explicar cómo han de interpretarse en ellos los términos de la interacción.

#### La interpretación de las interacciones en los modelos de castigo al PSOE

En las ecuaciones logísticas que utilizamos para modelar la hipótesis de castigo al PSOE, la interacción entre la ideología y la situación laboral viene representada por tres términos: *efecto principal de la situación laboral*, *efecto principal de la ideología* y *efecto interacción ideología-situación laboral*. La interpretación estadística de estos tres términos dependerá de la codificación de las variables.

En nuestros modelos, el *efecto principal de la situación laboral* ha de interpretarse como el efecto sobre la variable dependiente de ser un *outsider* cuando el entrevistado se sitúa en el valor 0 de la escala ideológica. Por eso, la interpretación de este efecto dependerá de qué posición ideológica representa el valor 0 en la escala. Para entender adecuadamente los datos, hemos recodificado la escala izquierda-derecha, que consta de 10 intervalos, de dos formas distintas, cada una de las cuales hace coincidir el valor 0 con un extremo del espectro ideológico<sup>14</sup>. De esta manera, según qué codificación utilicemos, sabremos exactamente qué significa el valor 0 de la ideología y podremos,

13. En el modelo de voto de castigo por la derecha, al disponerse de más casos, podría utilizarse una categorización más pormenorizada. En otro lugar (Polavieja, 1999b) hemos modelado el efecto castigo por la derecha (i. e., votando al PP) al PSOE con una variable de situación en el mercado de trabajo de cuatro valores a partir de los datos de la encuesta CIS, 2154. Este análisis más detallado sugiere que el efecto castigo se concentra en la categoría de desempleados provenientes del trabajo temporal. Sin embargo, tanto para el análisis de castigo al PSOE por la izquierda, como para el castigo por abstención, donde, como veremos, necesitamos introducir un término cuadrático para representar el efecto ideológico, la codificación pormenorizada de la situación laboral nos deja con un número de casos insuficiente. Por tanto, y para mantener la coherencia en todos los modelos estadísticos que aquí presentamos, hemos optado en este caso por utilizar siempre la variable dicotómica.

14. Así, en la primera codificación, hemos dispuesto que la escala ideológica vaya del valor 0 (extrema izquierda) al 9 (extrema derecha). En la segunda codificación, la escala va del -9 (extrema izquierda) al 0 (ahora extrema derecha).

por tanto, interpretar automáticamente el significado del efecto principal de la situación laboral <sup>15</sup>.

El efecto principal de la variable ideología, por su parte, debe interpretarse como el efecto que sobre la variable dependiente tiene la ideología para los *insiders*. Así, por ejemplo, si el coeficiente logístico fuese positivo y significativo y tuviese un valor  $n$ , habría que interpretar que, para los *insiders*, un aumento en una unidad en la escala ideológica (i. e., hacerse una unidad más de derechas) aumenta las posibilidades de voto contra el PSOE (hacia la opción que fuere) en  $n$  unidades (no entraremos aquí en la interpretación de los coeficientes logísticos <sup>16</sup>).

Por último, el parámetro *interacción ideología-situación laboral* nos informa de cuán diferente es el impacto sobre la variable dependiente que la ideología tiene para los *outsiders* respecto al impacto que la ideología tiene para los *insiders*. Así, si el coeficiente de este término fuese, por ejemplo, negativo y significativo, y tuviese un valor  $e$ , el modelo nos estaría indicando que la ideología tiene un efecto significativamente menor sobre el voto de los *outsiders*, cuyo valor será igual a  $n - e$  (coeficiente logístico de la ideología para los *insiders* - coeficiente logístico del término interacción).

Hechas estas aclaraciones, pasamos ahora a mostrar en detalle los resultados de nuestro contraste empírico de la hipótesis de castigo al PSOE. Analizaremos, por tanto, la posible existencia de efectos de castigo al PSOE por la izquierda y la posible existencia de efectos de castigo al PSOE por la derecha.

#### H1.1. Castigo por la izquierda (o intra-bloques): efecto electoral de la precariedad sobre la decisión de votar a Izquierda Unida frente a votar al PSOE

En la tabla 1 se presentan dos modelos logísticos que representan dos explicaciones alternativas de cuál puede ser el impacto de ser un *outsider* en el mercado de trabajo español sobre la decisión individual de dar el voto a IU frente a la de dárselo al PSOE.

El primer modelo, modelo A, es un modelo en el que se incluye la edad, el sexo, la clase ocupacional, la ideología y la situación en el mercado de trabajo del entrevistado como variables explicativas de su decisión electoral entre votar a IU o votar al PSOE.

15. Así, por ejemplo, si usamos la primera codificación, la interpretación del coeficiente logístico y la significatividad estadística del efecto principal de la situación laboral será la del efecto estadístico que tiene sobre el voto el ser un *outsider* (frente a ser un *insider*) de extrema izquierda; pero si usamos la segunda codificación, este término se referirá al efecto sobre el voto de ser un *outsider* (frente a ser un *insider*) de extrema derecha. Por tanto, el mismo modelo estadístico (la misma ecuación logística) podrá ser representado de dos maneras diferentes, según cuál sea la codificación de la variable ideología utilizada, cada una de las cuales nos dará respectivamente los efectos estadísticos de ser un *outsider* en la extrema izquierda y en la extrema derecha del espectro ideológico.

16. Ver, por ejemplo, Agresti y Finlay, 1997; Liao, 1994.

TABLA 1.  
REGRESIONES LOGÍSTICAS: INTENCIÓN DE VOTO A IU  
FRENTA A INTENCIÓN DE VOTO AL PSOE

<i>Variables explicativas</i>		<i>Modelo A</i>		<i>Modelo B</i>	
		<i>Coef. Logit.</i>	<i>Sig.</i>	<i>Coef. Logit.</i>	<i>Sig.</i>
<i>Constante</i>		-1,75		-3,16	
Edad → (Ref. 18-25)	26-35	0,16	n.s.	0,16	n.s.
	36-45	-0,02	n.s.	-0,01	n.s.
	46-55	-0,41	n.s.	-0,41	n.s.
	56-65	-1,22	**	-1,19	**
	65 y más	0,37	n.s.	0,44	n.s.
Mujer		-0,44	**	-0,46	**
Clase → (Ref. profesionales)	Intermedia	-0,88	***	-0,91	***
	Manual cualificada	-1,28	****	-1,31	****
	Manual no cualificada	-1,09	****	-1,12	****
<i>Outsider</i>		0,03	n.s.		
Ideología izquierda-derecha (-9-0)		-0,48	****		
<i>Interacción situación laboral * ideología (-9-0)</i>					
<i>Outsider</i> (efecto principal cuando ideología = 0)				2,17	**
Ideología (efecto de la ideología para los <i>insiders</i> )				-0,69	****
INT * (dif. entre efecto ideología <i>outsiders</i> e <i>insiders</i> )				0,32	**
<i>Interacción situación laboral * ideología (0-9)</i>					
<i>Outsider</i> (efecto principal cuando ideología = 0)				-0,69	n.s.
		<i>Modelo A</i>		<i>Modelo B</i>	
Número de casos	513	513			
Chi cuadrado	Chi 2 (11) = 88,65	Chi 2 (12) = 92,61			
Pseudo R cuadrado	0,1255	0,1312			
Logaritmo de la verosimilitud (Log Likelihood)	-308,72239	-306,73879			
Test de bondad de ajuste	Prob > Chi 2 = 0,5040	Prob > Chi 2 = 0,5540			
% casos positivos predichos	76,62 por 100	74,89 por 100			
% casos negativos predichos	56,03 por 100	54,96 por 100			
% total casos predichos	65,30 por 100	63,94 por 100			
(Punto de corte para la predicción)	[Cutoff (0,4)]	[Cutoff (0,4)]			

\*\*\*\* Significatividad  $\leq 0,001$ .

\*\*\* Significatividad  $\leq 0,01$ .

\*\* Significatividad  $\leq 0,05$ .

Fuente: CIS, 2154, 1995 (calculados por el autor).

La clase ocupacional se ha operacionalizado en todos los modelos de este artículo según el esquema de clases de Goldthorpe (Erikson y Goldthorpe, 1992). La categoría de referencia de esta variable en los modelos son los asalariados profesionales —la llamada clase de servicio<sup>17</sup>. El modelo A es un modelo *aditivo* en el que se asume que existe un impacto directo de la situación laboral sobre el voto que es independiente del resto de las variables en el modelo y, por tanto, homogéneo para los electores de todas las ideologías. En la tabla 1 se puede observar que el modelo *aditivo* no encuentra confirmación empírica alguna. El efecto directo (no mediado) de ser un *outsider*, medido como coeficiente logístico, es cercano a cero y resulta claramente no significativo en términos estadísticos.

Lo que sí encontramos en el modelo A es un efecto significativo de la clase ocupacional (la decisión de votar a IU en vez de al PSOE es, *caeteris paribus*, significativamente más frecuente entre los profesionales<sup>18</sup>) y, sobre todo, un efecto significativo de la ideología. Cuanto más a la derecha, más posibilidades de optar por el PSOE. En realidad, la escala izquierda-derecha es en este modelo, de hecho, una escala izquierda-centro, puesto que los votantes que declaran intención de votar a IU o al PSOE no se sitúan en conjunto más a la derecha del 5 en una escala que va del 0 al 9 (más del 97 por 100 se sitúan entre el 0 y el 4). Por tanto, lo que los datos nos dicen es que, ante la disyuntiva entre votar al PSOE o a IU, los electores más cercanos al centro serán más proclives a dar su voto al PSOE y los más cercanos a la extrema izquierda, a hacerlo a IU.

Si, como planteamos en nuestra hipótesis, el efecto de la experiencia de la precariedad laboral consiste en reducir el peso de la ideología en la decisión electoral y hacer que los electores más afines al PSOE puedan ser proclives a castigarlo votando a otras opciones, deberíamos esperar dos cosas: 1) que la ideología cuente menos para los *outsiders*, y 2) que exista, por tanto, una propensión estadísticamente significativa de votar a IU entre los votantes *outsiders* más cercanos al centro. No esperamos, sin embargo, que haya necesariamente diferencias significativas entre los votantes de extrema izquierda, probablemente proclives a votar a IU en vez de al PSOE, con independencia de su situación en el mercado de trabajo.

El modelo B en la tabla 1 es la representación estadística de nuestra hipótesis de la interacción. Presentamos primero los coeficientes logísticos y significatividad esta-

17. Nuestra discusión sobre el modelo de interacción nos debería llevar lógicamente a esperar efectos interacción también entre la variable ideología y la clase. Contrastar aquí estos efectos nos llevaría demasiado lejos y complicaría exponencialmente la interpretación de los modelos. Dado que nuestro objetivo principal en este trabajo es analizar los efectos electorales de la segmentación por tipo de contrato en el mercado de trabajo español, y con el fin de mantener los modelos a un cierto nivel de simplificación, dejamos el contraste de un posible efecto interacción entre la clase y la ideología para otra ocasión.

18. Descubrimiento que interpretamos en función del hecho, hace tiempo comprobado por Juan Jesús González (1993), de que las bases de apoyo de IU son más interclasistas que las del PSOE.

dística de este modelo *interacción* cuando la escala ideológica tiene su valor 0 a la derecha. Por tanto, en esta primera presentación, el primer término, *efecto principal de la situación laboral*, hace referencia al efecto de ser un *outsider* entre los trabajadores situados más a la derecha. Como esperábamos, el efecto es positivo y significativo: Entre los electores situados más hacia la derecha (i. e., el centro), que serían los más proclives a votar al PSOE, encontramos un efecto significativo de la precariedad laboral consistente en favorecer el voto a IU. El modelo *interacción* encuentra evidencia empírica de que la ideología pesa menos para los *outsiders* que para los *insiders*. De hecho, la ideología pesaría casi la mitad en la decisión electoral de los *outsiders* (nótese que el coeficiente logístico de la ideología para los *insiders* es  $-0,69$ , mientras que el de los *outsiders* sería de  $-0,37$  ( $-0,69 + 0,32 = -0,37$ ). En la última fila del modelo B se muestra también el coeficiente y la significatividad estadística del efecto principal de la situación laboral cuando utilizamos una escala ideológica codificada del 0 al 9. Podemos así comprobar que la precariedad laboral no tiene efectos significativos entre los electores situados en la extrema izquierda, ahora categoría de referencia. Es decir, que, como esperábamos, los efectos de castigo por precariedad laboral se producen sólo entre votantes potenciales.

El modelo B nos proporciona un buen ajuste de los datos y es capaz de predecir adecuadamente un 65 por 100 de las intenciones de voto (en concreto, un 75 por 100 de las decisiones a favor de IU y un 55 por 100 de las decisiones a favor del PSOE), lo cual no es espectacular, pero sí bastante aceptable dada la desigual proporción de votantes entre las dos opciones analizadas y, sobre todo, lo cercano de sus perfiles. Lo que queda claro, en todo caso, es que el modelo B explica significativamente mejor la estructura de los datos que el modelo A.

Si introducimos diferentes valores a la ecuación logística del modelo B podemos obtener las probabilidades de votar a IU frente a hacerlo al PSOE predichas para diferentes categorías de votantes. Sólo así, de hecho, podremos interpretar claramente en qué se traducen el valor y la significatividad de los coeficientes logísticos. Imaginemos, por ejemplo, un elector varón de entre veintiséis y cuarenta y cinco años de edad, perteneciente a la clase obrero manual cualificado y que se sitúa en la extrema izquierda, entre los valores 0, 1 y 2 de una escala ideológica que va del 0 al 9. Si este elector tiene un contrato permanente, nuestro modelo predice que tendrá una probabilidad de votar a IU en vez de al PSOE de 55,2 por 100 (probabilidad que puede también ser interpretada como la proporción de electores de estas características que votarían a IU en vez de al PSOE según predice el modelo). Si este elector está parado o tiene un contrato temporal, el modelo no predice una diferencia estadísticamente significativa (el valor obtenido es de 55,8 por 100). Imaginemos ahora un elector de idéntico sexo, clase y edad, pero que se sitúa entre el 3 y el 6 en la escala de ideología del 0 al 9. Si este elector ideológicamente más moderado y, por tanto, votante potencial, es un *insider* en el mercado de trabajo español (i. e., tiene un contrato indefinido), el modelo

predice que tendrá una probabilidad de votar a IU en vez de al PSOE de 23,3 por 100, pero si es un *outsider*, el modelo predice que la probabilidad aumentará significativamente en 12 puntos porcentuales, situándose en el 35,5 por 100. Vemos ahora más claramente cómo los datos de la encuesta del CIS sugieren, efectivamente, la existencia de un efecto de castigo al PSOE por la izquierda entre los *outsiders* de ideología izquierdista más moderada.

En definitiva, el modelo B ofrece evidencia empírica a favor de nuestra hipótesis de que la precariedad laboral pudo desencadenar efectos de castigo al PSOE por la izquierda entre votantes potenciales (i. e., de centro-izquierda) pero que no tuvo efecto alguno entre votantes no potenciales de extrema izquierda. El modelo *interacción* parece así superar con éxito la primera prueba. No obstante, probablemente más interesante para el contraste de la hipótesis de castigo sea encontrar efectos de castigo al PSOE por la derecha. En 1995, el PP tenía claras posibilidades de ganar al PSOE por primera vez, como de hecho ocurrió. ¿Pudo la precariedad laboral favorecer el voto al PP entre votantes de izquierda?

#### H1.2. El castigo por la derecha (o inter-bloques): efecto de la precariedad laboral sobre la decisión de votar al PP frente a hacerlo al PSOE

El modelo A de la tabla 2 es un modelo *aditivo* en el que hemos representado la hipótesis de que la experiencia de ser un *outsider* en el mercado de trabajo español tuvo un impacto directo sobre la decisión de votar PP en vez de hacerlo al PSOE independiente de la ideología (y del resto de las variables del modelo). Obsérvese que, de nuevo (y contrariamente a las conclusiones de Maravall y Fraile<sup>19</sup>), no existe evidencia empírica que sustente el modelo *aditivo*.

Nótese también que si nos conformásemos con la explicación del modelo *aditivo* nos precipitaríamos al concluir la no existencia de efecto de castigo alguno al PSOE por la derecha. En realidad, lo único que el modelo *aditivo* nos está diciendo es que no existieron efectos electorales directos, es decir independientes de los efectos de otras variables y, en concreto, de la ideología. Pero es que nosotros creemos que los efectos de la precariedad laboral sobre las preferencias electorales no son homogéneos, sino que dependen de la ideología de los electores.

19. Las cosas no cambian si utilizamos una variable independiente que distinga entre empleados y desempleados. Ni siquiera si utilizamos la variable independiente original de Maravall y Fraile que distinguía los parados del resto de las posiciones (inactivos incluidos) (los datos están a la disposición del lector interesado). Esto sugiere que la significatividad estadística que encontraban Maravall y Fraile con su modelo aditivo pudiera ser más bien espuria, debiéndose probablemente a alguna combinación de los tres problemas metodológicos que mencionamos anteriormente (ver nota 10).

TABLA 2.  
REGRESIONES LOGÍSTICAS: INTENCIÓN DE VOTO AL PP  
FRENTE A INTENCIÓN DE VOTO AL PSOE

Variables explicativas		Modelo A		Modelo B1		Modelo B2	
		Coef. Logit.	Sig.	Coef. Logit.	Sig.	Coef. Logit. <sup>1</sup>	Sig.
Constante		-2,33		-3,08			
Edad → (Ref. 18-25)	26-35	0,12	n.s.	0,07	n.s.	0,02	n.s.
	36-45	0,18	n.s.	0,16	n.s.	0,30	n.s.
	46-55	0,15	n.s.	0,08	n.s.	0,06	n.s.
	56-65	0,30	n.s.	0,26	n.s.	0,31	n.s.
	65 y más	0,83	n.s.	0,79	n.s.	0,26	n.s.
Mujer		-0,53	**	-0,55	**	-0,69	***
Clase → (Ref. profesionales)	Intermedia	-1,24	****	-1,32	****	-1,36	****
	Manual cualificada	-1,94	****	-2,00	****	-2,09	****
	Manual no cualificada	-2,14	****	-2,15	****	-2,03	****
<i>Outsider</i>		0,31	n.s.				
Ideología: izquierda-derecha (0-9)		1,03	****				
Interacción situación laboral * ideología (0-9)							
<i>Outsider</i> (efecto principal cuando ideología = 0)				1,74	**		
Ideología (efecto de la ideología para los <i>insiders</i> )				1,24	****		
INT * (dif. entre efecto ideología <i>outsiders</i> e <i>insiders</i> )				-0,36	**		
Interacción situación laboral * ideología (-9-0)							
<i>Outsider</i> (efecto principal cuando ideología = 0)				-1,46	n.s.		
Interacción con variables ficticias							
→(Ref. <i>insiders</i> de izquierdas)	<i>Outsiders</i> de izquierdas					0,62	**
	<i>Insiders</i> de derechas					3,82	****
	<i>Outsiders</i> de derechas					3,56	****
Interacción con variables ficticias							
→(Ref. <i>insiders</i> de derechas)	<i>Outsiders</i> de derechas					-0,26	n.s.
	<i>Outsiders</i> de izquierdas					-3,82	****
	<i>Insiders</i> de izquierdas					-3,20	****
		Modelo A		Modelo B1		Modelo B2	
Número de casos		523		523		523	
Chi cuadrado		Chi 2 (11) = 305,62		Chi 2 (12) = 309,46		Chi 2 (12) = 271,17	
Pseudo R cuadrado		0,4216		0,4269		0,3741	
Logaritmo de la verosimilitud		-209,62741		-207,70736		-226,85313	
Test de bondad de ajuste		Prob > Chi 2 = 0,0000		Prob > Chi 2 = 0,0001		Prob > Chi 2 = 0,2740	
% casos positivos predichos		82,33 por 100		82,33 por 100		79,32 por 100	
% casos negativos predichos		84,44 por 100		84,82 por 100		82,490 por 100	
% total casos predichos		83,37 por 100		83,56 por 100		80,88 por 100	
(Punto de corte para la predicción)		[Cutoff (0,5)]		[Cutoff (0,5)]		[Cutoff (0,5)]	

<sup>1</sup> El valor de la constante del modelo B2 depende, lógicamente, de cuál sea la categoría de referencia de la interacción con variables ficticias. Si es *insiders* de izquierdas, el valor es 0,74, si es *insiders* de derecha, 4,56.

\*\*\*\* Significatividad ≤ 0,001.

\*\*\* Significatividad ≤ 0,01.

\*\* Significatividad ≤ 0,05.

Fuente: CIS, 2154, 1995 (calculados por el autor).

El modelo B1 en la tabla 2 contrasta nuestro modelo *interacción* y encuentra, como esperábamos, evidencia empírica que lo sustenta. En la primera presentación de este modelo utilizamos la codificación ideológica que tiene como referencia la posición extrema izquierda. Como muestra el efecto principal de la situación laboral, nuestro modelo encuentra una probabilidad estadísticamente significativa de que los *outsiders* que se sitúan en la extrema izquierda sean más proclives a manifestar la intención de voto al PP frente al PSOE que los *insiders* de idéntica ubicación ideológica. Si cambiamos la codificación de la ideología, y hacemos que el valor 0 sea ahora el valor máximo, es decir, la extrema derecha, encontramos que las diferencias entre *insiders* y *outsiders* de esta ideología no son estadísticamente significativas (ver modelo B1 en tabla 2).

El modelo *interacción* sugiere que las diferencias significativas encontradas en la izquierda del espectro ideológico se producen porque para los electores *outsiders* de izquierdas que castigan al PSOE la ideología pesa significativamente menos que para los *insiders* de igual ideología. En concreto, según este modelo, la ideología pesaría 0,36 unidades de coeficiente logístico menos para los *outsiders* (ver modelo B1 en tabla 2).

El modelo B1 es capaz de acertar más del 83 por 100 de las intenciones de voto manifestadas en la encuesta (82 por 100 de las intenciones de votar al PP y 85 por 100 de las de votar al PSOE). Sin embargo, presenta algunos problemas de ajuste. En otro lugar hemos explicado más detalladamente a qué se pueden deber este tipo de problemas de ajuste, que tienen, en nuestra opinión, un origen metodológico<sup>20</sup>. Baste aquí con presentar una estrategia de modelación del efecto interacción alternativa que supera dichos problemas de ajuste y corrobora nuestras conclusiones. Esta estrategia alternativa está recogida en el modelo B2, donde la interacción ideología-situación laboral se representa esta vez a través de una serie de variables ficticias que recogen todas las combinaciones posibles entre los dos bloques ideológicos (izquierda-derecha) y las dos situaciones de mercado consideradas (*insider-outsider*).

El modelo B2 se representa en la tabla 2 de dos formas. En la primera versión, la categoría de referencia es ser un *insider* de izquierdas. Observamos que cuando se ajusta este modelo a los datos de la encuesta, encontramos de nuevo una incidencia significativa de intenciones de voto al PP entre los *outsiders* de izquierdas (cuando se comparan con los *insiders* de izquierdas). Sin embargo, si cambiamos la categoría de

20. Un problema importante del modelo B1 puede ser que, al contrastar nuestra hipótesis de la existencia de distintas intensidades ideológicas por situación laboral con la estructura de los datos de la encuesta, estemos «forzando» el ajuste de distintas pendientes en las funciones de *insiders* y *outsiders*, lo cual podría llevarnos, en concreto, a minusvalorar los posibles efectos de castigo entre los electores izquierdistas más moderados. Creemos que los problemas de ajuste del modelo B1 pueden deberse a este fenómeno de origen metodológico, que discutimos en detalle en otro lugar (Polavieja, 1999b: 38-44). El modelo B2 supera estos problemas y nos muestra, como esperábamos, la existencia de efectos de castigo entre todos los *outsiders* de izquierda.

referencia a *insiders* de derechas (ver tercera fila del modelo B2), observamos que los *outsiders* de dicha ideología no se diferencian significativamente en su intención de voto. El modelo B2 es, por tanto, una manera alternativa de representar la misma interacción ideología-situación laboral modelada con la ecuación B1. El modelo B2 confirma los resultados del modelo B1, acierta el 81 por 100 de las intenciones de voto de los encuestados y proporciona, ahora sí, un buen ajuste de los datos, lo que sugiere que los problemas de ajuste del modelo B1 eran de origen metodológico y no empírico (ver modelo B2 tabla 2) (Polavieja, 1999b: 38-44).

Si damos valores a las ecuaciones representadas en los modelos B1 y B2 podemos averiguar cuáles son las probabilidades predichas de elegir votar al PP en vez de votar al PSOE para diferentes tipos de votante. Sabemos que el modelo *interacción* (tanto en su forma de ecuación B1, como en la B2) no va a predecir diferencias significativas por situación laboral entre votantes de derechas. Así, por ejemplo, si comparamos las posibilidades de voto al PP de un *insider* varón, de entre veintiséis y cuarenta y cinco años de edad, perteneciente a la clase profesional de servicio y de ideología derechista, con las de un *outsider* de idénticas características, obtenemos unas probabilidades respectivas de voto al PP de en torno al 98 por 100 en ambos casos. Si lo que comparamos es, sin embargo, la intención de voto de un *insider* de izquierdas, varón, de entre veintiséis y cuarenta y cinco años de edad, y profesional, con la de un *outsider* de izquierdas, perteneciente a la misma clase y grupo de edad, obtenemos una probabilidad de votar al PP del primero del 58 por 100 (según las ecuaciones B1 y B2), y una probabilidad de votar al PP de entre 68 por 100 (según B2) y 75 por 100 (según B1) para el segundo. Diferencias de entre 10 y 17 puntos porcentuales que resultan, ahora sí, estadísticamente significativas. Podemos interpretar estos resultados obtenidos por nuestros modelos estadísticos de *interacción* como confirmación empírica de la existencia de efectos de castigo al PSOE por la derecha entre votantes potenciales de izquierda.

En conclusión, el modelo *interacción* parece encontrar sustento empírico para la hipótesis de que la precariedad laboral provocó efectos de castigo al PSOE, tanto hacia la izquierda, favoreciendo el voto a IU entre votantes de izquierda moderada, como hacia la derecha, favoreciendo el voto al PP entre votantes de izquierda. Los datos sugieren, así, que la precariedad laboral pudo hacer que algunos votantes potenciales del PSOE eligieran otras opciones políticas en las elecciones generales de 1996.

## H2. El castigo por abstención: efecto electoral de la precariedad sobre la decisión de abstenerse o participar en las elecciones generales

Queda, por último, contrastar empíricamente la hipótesis de la interacción entre ideología y situación laboral en lo que respecta a la disyuntiva entre abstenerse o participar en las elecciones.

La encuesta sobre actitudes políticas del CIS pregunta a los entrevistados dos cuestiones consecutivas sobre su intención de voto en las próximas elecciones generales. A aquellos entrevistados que, en la primera de estas preguntas, manifiestan su intención de no votar, o manifiestan no saber aún a qué partido van hacerlo, o no quieren revelar su intención de voto, se les pide en la segunda pregunta que indiquen al menos por qué partido sienten más simpatía. Hemos considerado electores que han decidido participar en las elecciones a aquellos que manifiestan su intención de votar a algún partido en la primera de estas dos preguntas y electores que se abstendrán a aquellos que, no solamente indican su voluntad de no votar, o manifiestan no saber o querer contestar a la pregunta en la primera cuestión, sino que además declaran en la segunda pregunta que no sienten especial simpatía por ninguno de los partidos en contienda. Nuestra variable dependiente no mide, por tanto, las probabilidades de abstención en el sentido estricto, sino las probabilidades de (manifestar abiertamente) *abstención crítica*, indicador que nos parece más apropiado para contrastar la posible existencia de efectos de *castigo a todos los partidos (vía abstención)* entre electores *outsider*.

En la tabla 3 se muestran tres regresiones logísticas sobre la posibilidad de abstenerse críticamente en vez de votar. Cada una de estas regresiones contrasta una determinada hipótesis sobre cuáles son los efectos de la ideología y las experiencias en el mercado de trabajo sobre la participación electoral (controlando por edad, sexo y clase ocupacional). Así, por ejemplo, el modelo A1 contrasta la hipótesis de que existe un efecto lineal de la ideología sobre la participación electoral que se suma al efecto de la situación en el mercado de trabajo. Si hubiese una translación lineal, directa y no mediada de las experiencias laborales sobre la decisión de participar o abstenerse, el modelo A1, modelo lineal *aditivo*, debería proporcionarnos una representación correcta de los datos. Sin embargo, el modelo A1 es absolutamente incapaz de explicar la estructura de los datos (véanse las características del modelo en la tabla 3).

El modelo A2, por su parte, contrasta la hipótesis de que el impacto de la ideología sobre la variable dependiente no es lineal, pero aún predice que el impacto de las experiencias laborales es independiente de este impacto no lineal de la ideología. El modelo A2 es, por tanto, un modelo *aditivo* en el que se predice un impacto curvilíneo de la ideología sobre la participación electoral. Este impacto se modela añadiendo en la ecuación, junto al término lineal de la ideología, un término cuadrático (la ideología al cuadrado) que representa la distancia ideológica del elector con respecto al centro ideológico o, si se quiere, su *extremismo* ideológico<sup>21</sup>. Ajustamos ahora a los datos de la

21. Con el fin de evitar una fuerte correlación estadística entre la ideología y su término cuadrático, hemos *centrado* la escala ideológica. Es decir, hemos recodificado la escala de ubicación ideológica original, que va del 1 al 10, de manera que el valor medio de la escala, el antiguo 5, se convierta en el 0. La escala centrada va, por tanto, del -4 al +5. El término cuadrático no es más que el cuadrado de esta escala ideológica recodificada.

TABLA 3.  
REGRESIONES LOGÍSTICAS: INTENCIÓN DE ABSTENERSE CRÍTICAMENTE  
FRENTE A INTENCIÓN DE VOTAR

Variables explicativas		Modelo A1		Modelo A2		Modelo B	
		Coef. Logit.	Sig.	Coef. Logit.	Sig.	Coef. Logit.	Sig.
<i>Constante</i>		-1,89		-1,36		-1,23	
Edad → (Ref. 18-25)	26-35	-0,09	n.s.	-0,09	n.s.	-0,09	n.s.
	36-45	-0,45	*(0,08)	-0,48	*(0,062)	-0,49	*(0,056)
	46-55	-0,81	***	-0,76	**	-0,74	**
	56-65	-0,28	n.s.	-0,36	n.s.	-0,34	n.s.
	65 y más	-0,23	n.s.	-0,53	n.s.	-0,46	n.s.
Mujer		-0,26	n.s.	-0,21	n.s.	0,20	n.s.
Clase → (Ref. profesionales)	Intermedia	-0,06	n.s.	-0,09	n.s.	0,08	n.s.
	Manual cualificada	0,48	**	0,48	*(0,057)	0,46	*(0,066)
	Manual no cualificada	0,16	n.s.	0,13	n.s.	0,10	n.s.
<i>Outsider</i>		0,07	n.s.	0,08	n.s.		
Ideología: izquierda-derecha (0-9)		0,02	n.s.	-0,08	n.s.		
Ideología al cuadrado (extremismo)				-0,19	****		
<i>Interacción situación laboral * ideología (-4-5)</i>							
<i>Outsider</i> (efecto principal cuando ideología = 0)						-0,07	n.s.
Ideología (efecto de la ideología para los <i>insiders</i> )						-0,29	**
Ideología * <i>outsiders</i> (diferencia entre efecto ideología <i>outsiders</i> e <i>insiders</i> )						0,29	*(0,080)
Ideología al cuadrado (efecto extremismo para <i>insiders</i> )						-0,32	****
Ideología al cuadrado* <i>outsiders</i> (diferencia entre efecto extremismo <i>outsiders</i> e <i>insiders</i> )						0,17	**
		Modelo A1		Modelo A2		Modelo B	
Número de casos		1.168		1.168		1.168	
Chi cuadrado		Chi 2 (11) = 21,55		Chi 2 (12) = 83,07		Chi 2 (14) = 88,92	
Pseudo R cuadrado		0,0203		0,0781		0,0836	
Logaritmo de la verosimilitud		-520,8089		-490,04934		-487,12558	
Test de bondad de ajuste		Prob > Chi 2 = 0,3094		Prob > Chi 2 = 0,0014		Prob > Chi 2 = 0,1471	
% casos positivos predichos		37,37 por 100		68,18 por 100		68,18 por 100	
% casos negativos predichos		72,99 por 100		68,76 por 100		66,70 por 100	
% total casos predichos		66,95 por 100		68,66 por 100		66,95 por 100	
(Punto de corte para la predicción)		[Cutoff (0,2)]		[Cutoff (0,2)]		[Cutoff (0,2)]	
Test de razón de verosimilitud		Chi2(3) = 67,37		Chi2(2) = 5,85			
Contraste con modelo B		Prob>Chi2 = 0,0000		Prob>Chi2 = 0,0537			

\*\*\*\* Significatividad ≤ 0,001.

\*\*\* Significatividad ≤ 0,01.

\*\* Significatividad ≤ 0,05.

Fuente: CIS, 2154, 1995 (calculados por el autor).

encuesta del CIS lo que se conoce como una regresión logística *polinomial* (Agresti y Finlay, 1997: 543-50) sobre la hipótesis de que la relación entre ideología y abstención crítica dibuja en realidad una parábola cóncava, siendo este tipo de abstención más frecuente en los valores de centro y menos en los extremos ideológicos. El signo negativo del coeficiente del término cuadrático y su significatividad estadística aportan, de hecho, evidencia empírica de la existencia de este tipo de relación causal entre ideología y abstención crítica. Observamos de esta forma que la participación electoral depende, efectivamente, de la distancia ideológica del elector al centro, de forma que, cuanto más lejos se ubique del valor central en cualquier dirección ideológica (i. e., cuanto más extremista sea), menos posibilidades de abstenerse tendrá. El modelo A2 explica mejor los datos que el modelo A1. Sin embargo, el modelo A2 no aporta evidencia empírica alguna de que ser un *outsider* en el mercado de trabajo tenga un impacto electoral independiente de la mediación ideológica.

El modelo B contrasta nuestra hipótesis de un impacto ideológicamente mediado de la situación laboral sobre las posibilidades de abstención crítica. Una correcta modelación de este impacto requiere introducir en la ecuación dos términos más: una interacción entre el efecto lineal de la ideología y la situación laboral y una interacción del término cuadrático y la situación laboral<sup>22</sup>. Para interpretar correctamente los resultados de esta interacción debemos entender en este caso el significado de cinco términos.

El primero es el *efecto principal de la situación laboral*, que se debe seguir interpretando como el efecto de ser un *outsider* cuando la ideología vale 0. Como las escalas ideológicas utilizadas en esta ocasión están centradas (ver nota 21), el cero se corresponde con el valor ideológico medio (i. e., el centro-izquierda). Según el modelo B, y como esperábamos, se puede observar que no existen diferencias significativas entre los *insiders* y *outsiders* que están situados en el centro-izquierda del espectro ideológico (ver tabla 3).

El segundo término que aparece en la ecuación B corresponde *al efecto principal lineal de la ideología*, que debe interpretarse como el efecto que tiene la escala izquierda-derecha sobre los *insiders*. Podemos observar, según muestra nuestro modelo, que hay, de hecho, un cierto impacto lineal de la ideología para los *insiders*. Aspecto éste que nosotros no habíamos anticipado. Cuanto más de derechas son éstos, menos intención de abstención crítica declaran (señal probable de que el PP tuvo una capacidad significativa de movilización de su electorado natural entre los *insiders*<sup>23</sup>).

22. Ajustar una interacción entre uno solo de los términos ideológicos, por ejemplo, el cuadrático y la situación laboral, como se intentó en otra parte (Polavieja, 1999b), nos dejaría más grados de libertad para el contraste pero violaría el llamado principio estadístico de la marginalidad. Agradezco a David Firth, Nuffield College, el haberme llamado la atención sobre este punto.

23. Font ya ha argumentado que la derecha en España tiene mayor capacidad de movilización de su electorado que los partidos de izquierda: «Obviously, one should bear in mind that the usual sociological characteristics

El siguiente término que aparece en la ecuación es el de la interacción entre el efecto lineal de la ideología y la situación laboral, que debe entenderse como el diferente impacto que la ideología lineal (i. e., ser más o menos de izquierdas o derechas) tiene sobre los *outsiders*, en comparación con los *insiders*. El término es significativo al 92 por 100 de confianza y tiene un coeficiente positivo de 0,29, lo cual sugiere que, a diferencia de los *insiders*, para los *outsiders*, el ser más o menos de derechas pudo no haber tenido impacto alguno sobre la decisión de participar o abstenerse críticamente en las elecciones del 96. (El coeficiente logístico del impacto lineal de la ideología para los *insiders* es  $-0,29$ , el impacto de dicha variable sobre los *outsiders* se diferencia en  $+0,29$  unidades de coeficiente logístico. Por tanto, el efecto lineal de la ideología para los *outsiders* es igual a  $-29 + 29$ , o sea, 0.) (Ver modelo B en tabla 3.)

Por su parte, el efecto principal de la ideología al cuadrado debe interpretarse como el efecto del extremismo ideológico sobre la variable dependiente para los *insiders*. Este término tiene un coeficiente negativo ( $-0,32$ ) y altamente significativo. Nos indica que, a mayor extremismo ideológico (en cualquier dirección), menores posibilidades de abstenerse críticamente. Al ser altamente significativo y negativo, sabemos que la función que dibuja la ideología para los *insiders* es efectivamente parabólica y cóncava. Podemos además averiguar exactamente cuál es el punto máximo de la parábola, punto donde la relación causal entre ideología y abstención crítica pasa de positiva a negativa (donde la curva se dobla). Este punto máximo es matemáticamente igual al coeficiente del término lineal para los *insiders* (con el signo invertido) partido por el doble del coeficiente de su término cuadrático (Agresti y Finlay, 1997: 547). En este caso, 0,45. Es decir, que la parábola alcanza su valor máximo (máxima abstención) en el valor medio de la escala ideológica.

El último término de nuestra interacción es el término *interacción entre situación laboral y el término cuadrático de la ideología*. Este término debe ser interpretado como la diferencia que hay entre el impacto que sobre la abstención crítica tiene el radicalismo ideológico de los entrevistados *outsiders* y el impacto que sobre la abstención crítica tiene el radicalismo ideológico para los *insiders*. Como habíamos predicho, el impacto del radicalismo ideológico (o, si se quiere, extremismo, intensidad ideológica o politización) es significativamente menor para los *outsiders* (ver modelo B en tabla 3). En concreto, según la ecuación B, la intensidad ideológica tiene la mitad de influencia sobre la decisión electoral de votar o abstenerse críticamente de los *outsiders*, que la que tiene sobre los *insiders* ( $-0,32 + 17 = -0,15$ ).

Encontramos, por tanto, evidencia empírica de que la parábola que describe la relación causal entre ideología y la decisión de participar o abstenerse críticamente en las

---

*of leftwing voters make it more difficult to mobilize them than rightwing voters and that, therefore, left wing parties have to overcome more obstacles». Font, 1997: 32-3. Ver Font, 1992.*

elecciones generales es para los *outsiders* significativamente más plana que para los *insiders*. Como consecuencia, las diferencias significativas quedarán reducidas a los extremos del espectro ideológico.

El modelo B es capaz de predecir correctamente el 68 por 100 de las decisiones electorales de abstenerse críticamente y el 67 por 100 de las de votar, lo cual, dada la complejidad del fenómeno de la abstención<sup>24</sup>, resulta en principio bastante aceptable. El modelo B requiere dos grados de libertad más que el modelo A2. Por ello, para comprobar cuál de los dos modelos aporta una mejor explicación de la estructura de los datos (i. e., qué modelo explica más con menos parámetros), es necesario hacer un test de razón de verosimilitud. Este test, que se presenta en la última fila de la tabla 3, se decanta a favor de nuestro modelo *interacción* a un 95 por 100 de confianza. Introducir la interacción entre ideología y situación laboral nos ayuda, por tanto, a explicar significativamente mejor el fenómeno de la abstención crítica en sí.

¿Cómo se traduce todo esto en probabilidades concretas de abstención crítica? Hemos dado diferentes valores a la ecuación logística polinomial que representa el modelo B para diferentes entrevistados, todos ellos obreros manuales no cualificados varones y de veintiséis a cuarenta y cinco años de edad, pero situados en diferentes posiciones ideológicas y situaciones laborales. Podemos, así, calcular las probabilidades predichas de encontrar abstencionistas críticos en cada uno de los tramos ideológicos y situaciones laborales consideradas<sup>25</sup>.

Las probabilidades de abstención crítica predichas por el modelo B entre electores de extrema izquierda (i. e., aquellos situados en el  $-4$  y  $-3$  de una escala ideológica izquierda-derecha que va del  $-4$  al  $+5$ ) son significativas aunque la proporción de abstencionistas críticos sea en los dos casos baja. Así, para los *insiders* de esta ideología, el modelo predice una posibilidades de abstención crítica de un 3 por 100, y para los *outsiders* de un 6 por 100. El impacto de ser un *outsider* sobre la abstención crítica desaparece, sin embargo, en la izquierda moderada y centro izquierda (valores  $-1$ ,  $-2$  y  $0$  de la escala ideológica), donde, por otro lado, se dan las mayores probabilidades de este tipo de abstención, que se sitúan en torno al 20 por 100 para ambas categorías de trabajadores. Entre los electores situados en la derecha moderada (valores  $1$  y  $2$  de la escala) se vuelven a observar diferencias significativas por situación laboral, diferencias que llegan a los 8 puntos porcentuales. En este tramo ideológico, los *insiders* muestran un 11 por 100 de abstencionistas críticos declarados entre sus filas, mientras

24. Ver, por ejemplo, Justel, 1995; Font, 1992, 1997.

25. Obviamente, la proporción de abstenciones reales en 1996 fue mayor que la de los entrevistados que meses antes estuvieron dispuestos a reconocer abiertamente ante los encuestadores del CIS su intención de abstenerse, manifestando además no tener especial simpatía por ninguno de los partidos en contienda. Nuestras predicciones, como nuestros modelos, se limitan exclusivamente al caso de los abstencionistas que hemos llamado *críticos*.

que la proporción sube al 19 por 100 entre los *outsiders*. La intensidad del impacto de la precariedad laboral sobre la decisión de abstenerse críticamente parece ser todavía mayor en la extrema derecha, donde se pasa prácticamente de una posibilidad de abstención crítica de 0, en el caso de los *insiders*, a una posibilidad del 11 por 100 en el caso de los *outsiders* de las mismas características.

Nótese que, en la medida en la que la mayoría del electorado español se sitúa en posiciones de centro y centro-izquierda, el impacto del efecto de castigo por abstención aquí analizado será globalmente escaso. Pero eso no implica que no haya interesantes relaciones causales empíricamente verificables entre la situación laboral, la ideología y la participación electoral. Una modelación estadística sensible a la intermediación ideológica es capaz de identificar dichas relaciones causales, que son importantes, y que, sin embargo, pasarán desapercibidas para los modelos *aditivos*.

### Conclusiones

Nuestro análisis empírico de los datos de la Encuesta de Actitudes Políticas realizada por el CIS en abril de 1995 sobre los determinantes de tres tipos de decisiones electorales (voto al PSOE o voto a IU, voto al PSOE o voto al PP, y voto o abstención crítica) nos permite llegar a tres conclusiones:

*Primera*, que no existieron efectos directos de la precariedad laboral sobre la intención de voto en ninguna de las tres decisiones electorales consideradas (los modelos *aditivos* no han sido capaces de encontrar ninguna relación significativa entre la posición en el mercado de trabajo y el voto en ninguno de los casos analizados). No parece, por tanto, que los electores traduzcan automáticamente sus experiencias laborales en preferencias electorales, castigando o premiando, únicamente en función de su mucha o poca estabilidad en el empleo. Los electores no parecen ser votantes económicos «puros».

*Segunda*, que los efectos de la precariedad laboral sobre las tres decisiones electorales analizadas fueron, en realidad, muy distintos en función de cuál fuese la ideología de los electores. Nuestro análisis sugiere, así, que la precariedad laboral pudo favorecer la intención de votar a IU en vez de al PSOE entre votantes de centro-izquierda, pero no entre los votantes más izquierdistas; que pudo asimismo favorecer la intención de votar al PP en vez de al PSOE entre votantes izquierdistas, pero no entre votantes más derechistas<sup>26</sup>; y que pudo favorecer la intención de abstenerse en vez de votar

26. En otras palabras, sólo castigaron al PSOE los *outsiders* ideológicamente afines, o votantes potenciales, que es, por otro lado, lo que cabría esperar desde el sentido común, puesto que sólo este tipo de *outsiders* tiene capacidad de *castigo* en sentido estricto. Desde este punto de vista, lo sorprendente hubiese sido encontrar evidencia empírica del modelo *aditivo* de castigo al gobierno, ya que este modelo plantea que la precariedad

entre los votantes más extremistas de izquierda y, sobre todo, de derecha, pero no entre los votantes más moderados de centro-izquierda y centro.

Y, *tercera*, y relacionada con la anterior, que, en cualquiera de las tres decisiones analizadas, allí donde se dieron diferencias significativas por situación laboral, fue porque la ideología pesó significativamente menos en la decisión electoral de los *outsiders* (desempleados y trabajadores temporales) que en la decisión electoral de los *insiders* (trabajadores con contratos indefinidos).

En la decisión electoral confluyen consideraciones de tipo ideológico y económico. Aquí hemos defendido que dicha confluencia de consideraciones se entiende mejor como una interacción entre ambas que como una simple suma. Los datos analizados parecen darnos la razón. Los votantes son algo más complejos de lo que los modelos de votante económico, egocéntrico, retrospectivo «puro» sugieren. Para captar esta complejidad, conviene superar los modelos *aditivos*, que asumen que factores económicos e ideológicos tienen una influencia sobre el voto directa e independiente entre sí.

#### Referencias

- Agresti, A., y B. Finlay. 1997. *Statistical methods for the Social Sciences*. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice Hall.
- Alba, A. 1997. «How temporary is temporary employment in Spain?», *Working Paper*, 1997/14. Madrid: Universidad Carlos III.
- Bentolila, S., y J. J. Dolado. 1994. «Labour flexibility and wages: Lessons from Spain», *Economic Policy*, 18: 54-99.
- CIS 2154, 1995. *DATASET*.
- CIS 2235, 1997. *DATASET*.
- Converse, P. E. 1964. «The nature of belief systems in mass publics», en *Ideology and Discontent*, D. Apter, ed. New York: Free Press.
- Converse, P. E. 1969. «Of time and partisan stability», *Comparative Political Studies*, 2: 139-71.
- De Witte, H. 1992. «Unemployment, political attitudes and voting behaviour», *Politics and the Individual*, 1 (2): 29-41.
- Downs, A. 1957. *An economic theory of democracy*. New York: Harper and Row.
- Erikson, R., y J. Goldthorpe. 1992. *The constant flux: A study of class mobility in industrial societies*. Oxford: Clarendon Press.
- Esping-Andersen, G. 1998. «The effects of regulation on unemployment levels and

---

laboral también aumenta las posibilidades de voto a partidos de la oposición entre los *outsiders* que ya son de por sí ideológicamente afines a estos partidos.

- structure. The evidence from comparative research», manuscrito, Dipartimento di Sociologia e Ricerca Sociale, Università di Trento.
- European Commission, 1998. *Employment in Europe*.
- European Commission, 1999. *Employment in Europe*.
- Feather, N. T. 1982. «Unemployment and its psychological correlates: A study of depressive symptoms, self-esteem, protestant ethic values, attributional style, and apathy», *Australian Journal of Psychology*, 34 (3): 309-323.
- Feldman, A., J. Rodríguez Menés y N. García Pardo. 1989. «La estructura social y el apoyo partidista en España», *Revista de Estudios Políticos*, 70: 125-41.
- Fiorina, M. 1981. *Retrospective voting in American national elections*. New Haven: Yale University Press.
- Font, J. 1992. «L'abstenció metropolitana: els casos de Madrid i Barcelona», Tesis Doctoral. Universidad Autónoma de Barcelona.
- Font, J. 1997. «Manuel Justel. In Memoriam. Electoral abstention in Spain: Facts and open questions», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*. English Edition/97: 9-35.
- Gallie, D. 1993. «Are the unemployed an underclass? Some evidence from the social change and economic life initiative», *Estudio/Working Paper*, 1998/124. Madrid: Instituto Juan March de Estudios e Investigaciones.
- Gaskell, G., y P. Smith. 1981. «Alienated black youth: An investigation of "conventional wisdom" explanations», *New Community*, 9: 182-193.
- González Álvarez, P. 1998. «Clase, voto y estado del bienestar en España», *Typescript*. CEACS, Instituto Juan March.
- González, J. J. 1992. *Clases sociales. Una comparación entre la Comunidad de Madrid y España*. Madrid: Consejería de Economía.
- González, J. J. 1993. «Clase y apoyo electoral», *Sistema*, 112: 41-71.
- González, J. J. 1995. «Clases y alineamiento electoral al final del ciclo político», en *Desigualdad y Clases Sociales*, J. Carabaña, ed. Madrid: Argenteria.
- González, J. J. 1996. «Clases, ciudadanos y clases de ciudadanos. El ciclo electoral del Pos-socialismo (1986-94)», *Revista de Investigaciones Sociológicas*, 74: 45-76.
- González, J. J. 1998. «Clases, cohortes, partidos y elecciones: Qué sabemos de la Experiencia Española (1986-1996) y qué podemos aprender de ella», Ponencia presentada en el VI Congreso Español de Sociología, A Coruña, 24-26 de septiembre.
- González, J. J., y L. Garrido. 1999. «Las bases sociales de giro al centro: El nuevo votante del PP», ponencia presentada al IV Congreso de Ciencia Política y de la Administración, Granada, 30 de septiembre-2 de octubre.
- Güell-Rotllan, M., y B. Pctrongolo. 1998. «The transition of workers from temporary to permanent Employment: The Spanish case», *Working Paper*, 1998/81. Madrid: Universidad Carlos III.
- Gunther, R. 1991. «The dynamics of electoral competition in a modern society: Models

- of Spanish voting behaviour, 1979 and 1982», *Working Paper*, 1991/28. Barcelona: Institut de Ciències Polítiques i Socials.
- Gunther, R., y J. R. Montero. 1994. «Los anclajes del partidismo: Un análisis comparado del comportamiento electoral en cuatro democracias del sur de Europa», en *Comportamiento Político y Electoral*, P. del Castillo, ed. Madrid: CIS.
- Gunther, R., G. Sani y G. Shabad. 1986. *Spain after Franco: The making of a competitive party system*. University of California Press.
- Hinich, M. J., y M. Munger. 1994. *Ideology and the theory of political choice*. Ann Arbor, Michigan: University of Michigan Press.
- Inglehart, R., y D. Klingemann. 1976. «Party identification, ideological preference and the left-right dimension among western mass publics», en *Party identification and Beyond. Representations of voting and party competition*, I. Crewe y D. Farlie (eds.), Londres: Wiley.
- Jahoda, M., P. F. Lazarsfeld y H. Zeisel. 1972. *Marienthal*. London: Tavistock.
- Justel, M. 1992. «El líder como factor de explicación del voto», *Working Paper*, 1992/51. Barcelona: Institut de Ciències Polítiques i Socials.
- Justel, M. 1995. *La abstención electoral en España, 1977-1993*. Madrid: CIS.
- Key, V. O. 1966. *The responsible electorate*. New York: Vintage Books.
- Kiewiet, D. R., y D. Rivers. 1985. «A retrospective on retrospective voting», en *Economic conditions and electoral outcomes: The United States and western Europe*, H. Eulau y M. S. Lewis-Beck, eds. New York: Agathon Press.
- Klingemann, H. D. 1979. «The background of ideological conceptualization», en *Political action: Mass participation in five western democracies*, S. H. Barnes, M. Kaase et al. (eds.), Beverly Hills y Londres: Sage.
- Kramer, G. H. 1971. «Short-term fluctuations in US voting behaviour, 1896-1964», *American Political Science Review*, 65: 131-43.
- Lancaster, T. D., y M. S. Lewis-Beck. 1986. «The Spanish voter: Tradition, economics, ideology», *The Journal of Politics*, 48: 649-74.
- Lanoue, D. J. 1994. «Retrospective and prospective voting in presidential-year elections», *Political Research Quarterly*, 14: 193-205.
- Lewin, L. 1991. *Self-interest and public interest in western politics*. Oxford: Oxford University Press.
- Lewis-Beck, M. S. 1988. *Economics and elections. The major western democracies*. Ann Arbor: University of Michigan Press.
- Liao, T. F. 1994. *Interpreting probability models. Logit, probit and other generalized linear models*. London: Sage.
- Maravall, J. M. 1978. *Dictadura y disenso político: Obreros y estudiantes bajo el franquismo*. Madrid: Alfaguara.
- Maravall, J. M., y M. Frailé. 1998. «The politics of unemployment. The Spanish

- experience in comparative perspective», *Estudio/Working Paper*, 1998/124. Madrid: Instituto Juan March de Estudios e Investigaciones.
- Maravall, J. M., y M. Fraile. 2000. «Desempleo y política», en esta *Revista*.
- Maravall, J. M., y A. Przeworski. 1998. «Political reactions to the economy: The Spanish experience», *Estudio/Working Paper*, 1998/127. Madrid: Instituto Juan March de Estudios e Investigaciones.
- Marshall, G., D. Rose, H. Newby y C. Vogler. 1988. «Political quiescence among the unemployed in modern Britain», en *Social Stratification and Economic Change*, G. Rose, ed. London: Hutchinson.
- McClosky, H. 1968. «Political participation». *International Encyclopedia of the Social Sciences*, 12: 252-265. New York: MacMillan.
- Milbrath, L. W. 1965. *Political participation. How and why do people get involved in politics?* Chicago: Rand McNally.
- Monardi, F. M. 1994. «Primary voters as retrospective voters», *American Political Quarterly*, 1: 88-103.
- Montero, J. R. 1990. «Non-voting in Spain: Some quantitative and attitudinal aspects», *Working Paper*, 1990/22. ICPS.
- OECD, 1999. *Employment Outlook*.
- Paugam, S. 1998. «Désintégration Professionnelle et Attitudes Syndicales et Politiques», *Paper* presentado al *Nuffield College Sociology Group Seminar*, Oxford, 25 de noviembre de 1998.
- Percheron, A., y M. K. Jennings. 1981. «Political continuities in French families», *Comparative Politics*, 13: 421-36.
- Percheron, A., y A. Muxel. 1993. *Socialisation politique*. Paris: A. Colin.
- Polavieja, J. G. 1998a. «The dualisation of unemployment risks: Class and insider/outsider patterns in the Spanish labour market», *Estudio/Working Paper*, 1998/128. Madrid: Instituto Juan March de Estudios e Investigaciones.
- Polavieja, J. G. 1998b. «La dualización del mercado de trabajo en España: Clase y tipo de contrato en la diferenciación de oportunidades económicas», ponencia presentada en el *VI Congreso Español de Sociología*, A Coruña, 24-26 de septiembre de 1998.
- Polavieja, J. 1999a. «The effects of labour market dualisation on trade union involvement and political attitudes in Spain», ponencia presentada en la *Harvard-Oxford-Stockholm Graduate Student Conference*, Harvard University, Cambridge, MA, 9-11 de abril de 1999.
- Polavieja, J. G. 1999b. «How do labour market experiences affect political attitudes? Analysing the political effects of labour market dualisation in Spain», *Estudio/Working Paper*, 1999/142. Madrid: Instituto Juan March de Estudios e Investigaciones.
- Polavieja, J. G. 2000. «Labour market dualisation and trade union involvement in

- Spain», en Guy Van Gyes, Hans De Witte and Patrick Pasture (eds.), *Can class still unite? Trade unions, class solidarity and the differentiated workforce in late modernity*, Avebury: Ashgate Publishing Company Ltd. Próxima publicación.
- Polavieja, J. G., y A. Richards. 2000. «Trade unions, unemployment and working class fragmentation in Spain», en Nancy Bermeo, ed., *Context and consequence: The effects of unemployment in the new Europe*. Cambridge University Press. Próxima publicación.
- Rodríguez Menés, J. 1997. «Elecciones y hegemonía política en España», *Revista Internacional de Sociología (RIS)*, 16: 83-114.
- Sani, G., y J. R. Montero. 1986. «El espectro político: Izquierda, derecha y centro», en *Crisis y cambio: Electores y partidos en la España de los años ochenta*, J. J. Linz y J. R. Montero, eds. Madrid: Centro de Estudios Constitucionales.
- Schlozman, K., y S. Verba. 1979. *Injury to insult*. Cambridge: Harvard University Press.
- Shaffer, S. D., y G. A. Chressantis. 1991. «Accountability and US senate elections: a multivariate analysis», *Western Political Quarterly*, 44: 625-39.
- Svoda, C. J. 1995. «Retrospective voting in gubernatorial elections: 1982-1986», *Political Research Quarterly*, 84: 117-34.
- Torcal, M. 1995. *Actitudes políticas y participación en España. Pautas de cambio y continuidad*. Tesis Doctoral. Madrid: Departamento de Ciencia Política, Universidad Autónoma de Madrid.
- Torcal, M., y P. Chhibber. 1995. «Elites, cleavages y sistema de partidos en una democracia consolidada: España (1986-1992)», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 69: 7-38.

JAVIER GARCÍA DE POLAVIEJA PERERA

E-mail: jpola@ccacs.march.es

Es sociólogo, Maestro en Ciencias Sociales por el Centro de Estudios Avanzados en Ciencias Sociales del Instituto Juan March de Estudios e Investigaciones y, D. Phil. Student en Nuffield College, Universidad de Oxford, donde actualmente realiza su tesis doctoral sobre los efectos laborales y sociopolíticos de la contratación temporal en España. Colabora en el proyecto de investigación sobre «Los Resultados Políticos del Ciclo Económico, de las Políticas y del Desempleo» del Programa Nacional de Estudios Sociales y Económicos, CICYT.