

Los límites de la lealtad ideológica en la evaluación ciudadana del *performance* administrativo local

Benjamín González Rodríguez

Universidad de A Coruña. Facultad de Sociología
mino@udc.es

Enrique Carreras Romero

Universidad San Pablo CEU. Facultad de Económicas y Empresariales
ecr@mcalidad.es



Recibido: 15-04-2011
Aceptado: 01-03-2012

Resumen

Cada vez son más los artículos que consideran la opinión ciudadana como información esencial para evaluar la acción administrativa local. La investigación reciente viene demostrando la presencia de un vínculo empírico entre la calidad percibida de los servicios locales y la intención de conducta favorable al titular del gobierno local. Debido a que la literatura científica también acumula evidencia de relación entre ideología y preferencia política, el propósito de este artículo ha consistido en averiguar cómo interviene la ideología en el impacto de la calidad percibida sobre la preferencia política, es decir, si lo anula o lo modera y en qué grado. Como los conceptos *calidad percibida* e *intención de conducta* son constructos enlazados causalmente, el tratamiento ha requerido el empleo de la metodología de ecuaciones estructurales (SEM). El análisis progresa verificando las hipótesis de espuridad y moderación, pero los datos van a rechazarlas y apuntar a un mecanismo explicativo no esperado. Una encuesta realizada en nueve localidades de la provincia de Valencia (España) ha permitido comprobar el sorprendente papel que la ideología está desempeñando en la formación de la intención política del ciudadano a partir de las evaluaciones del servicio.

Palabras clave: evaluación de los servicios; escala multidimensional jerárquica; calidad percibida; opinión pública; modelos de ecuaciones estructurales; análisis de invarianza; ideología política; Administración local; preferencia política.

Abstract. *The limits of ideological loyalty in citizens' evaluation of local administrative performance*

Articles increasingly consider public opinion as essential information for assessing the actions of local administrations. Recent research has demonstrated the existence of an empirical link between the perceived quality of local services and favorable behavioral

intentions towards the heads of local government. Given that the scientific literature is also accumulating evidence on the relationship between ideology and political preferences, the purpose of this article is to determine what role ideology plays in the impact of perceived quality on political preferences; specifically whether ideology annuls or moderates such an impact and to what degree. As concepts of “perceived quality” and “behavioral intention” are causally linked constructs, structural equation methodology (SEM) was required to perform the analysis. The analysis verifies the spurious and moderation hypotheses, but the data rejects both and points to an unexpected explanatory mechanism. A survey conducted in nine locations in Valencia (Spain) has revealed the surprising role that ideology is playing in shaping the political will of citizens through the evaluation of services.

Keywords: services evaluation; hierarchical multidimensional scale; perceived quality; public opinion; structural equation models; invariance analysis; political ideology; local administration; political preference.

Sumario

El papel moderador de la ideología en la relación entre calidad e intención política	Resultados. El efecto de la ideología en la evaluación del ciudadano
El planteamiento del análisis de interferencia ideológica	Discusión
	Futuras investigaciones
	Referencias bibliográficas

El papel moderador de la ideología en la relación entre calidad e intención política

En la literatura administrativa de las dos últimas décadas, encontramos cada vez más autores que consideran al dato procedente de las encuestas al ciudadano como la única fuente válida para evaluar el desempeño de la acción administrativa¹ (Kelly y Swindell, 2002; Kelly, 2005; Licari et al., 2005; Van Ryzin, 2006, 2007; Roch y Poister, 2006; James y John, 2007; Van Ryzin et al., 2008; Shingler et al., 2008; James, 2009; Morgeson III y Mithas, 2009; Chen et al., 2010; Bruning, 2010; Mizrahi et al., 2010; Carreras y González, 2011; Carreras y Carreras, 2011).

Esteban Dalehite ha sabido reconocer el potencial de este movimiento al proponer el concepto de *racionalidad gestora*. El autor distingue entre lo que denomina la «racionalidad política» (*political rationality*), que pone el foco en ganar las elecciones, y la «racionalidad gestora» (*managerial rationality*), cuyo interés se desplaza a la gestión eficiente de políticas y servicios públicos. En una situación ordinaria de toma de decisiones bajo incertidumbre, la información

1. Sobre el debate que se ha suscitado en torno a la preeminencia del dato subjetivo sobre el objetivo, puede consultarse el artículo de Carreras y Carreras (2011).

más útil es la que maximiza el valor esperado, que, para un gestor político, es el bienestar o la satisfacción de sus votantes² (Dalehite, 2008: 893).

Existen dos líneas de investigación que han permitido el desarrollo científico de la gestión socialmente eficiente de los servicios públicos: la que enlaza calidad con satisfacción y la que enlaza satisfacción con preferencia política.

La satisfacción del ciudadano sería una consecuencia directa de la calidad que perciben los ciudadanos³ y no de los indicadores objetivos (Kelly y Swindell, 2002; Roch y Poister, 2006; Van Ryzin, 2006; James, 2009; Morgenson III y Mithas, 2009). Por otro lado, también ha quedado demostrado que la satisfacción y la confianza del ciudadano en las instituciones tienen efectos directos en las preferencias políticas, el clima de opinión y la conducta de voto (Lyons et al., 1992; Kim, 2010; Carreras y González, 2011b). En consecuencia, podríamos encontrar un hilo conductor que enlazaría la gestión de la calidad percibida con la decisión política del ciudadano (Carreras y González, 2011a).

En la literatura, también encontramos un factor rival que aparece asociado a la preferencia política y que, de alguna manera, entra en el cuadro explicativo de la formación de la intención política del ciudadano. Se trata de la identidad ideológica del sujeto. En la actualidad, disponemos de abundantes pruebas empíricas que asocian la ideología con el voto o su intención (Polavieja, 2001; Calvo y Montero, 2002; Torcal y Medina, 2002; Veiga y Gonçalves, 2004; Bélanger et al., 2006; Evans y Andersen, 2006; Montoro, 2007; Montero et al., 2008; Lewis-Beck et al., 2008; Sinopoli et al., 2011; Lewis-Beck y Lobo, 2011).

Pensamos que la ideología podría incidir en la evaluación ciudadana del servicio a través de dos vías:

1. Sesgando el juicio de calidad (Brown y Colter, 1983; Hoogland DeHoog et al., 1990; Lyons et al., 1992; Evans y Andersen, 2006; Calzada y Pino, 2008; Yang, 2010; Carreras y Carreras, 2011). El compromiso ideológico con el partido en el gobierno podría distorsionar el juicio de calidad sobre los servicios locales. Podríamos esperar que las personas más cercanas a la posición ideológica del titular juzgaran con más benevolencia la acción administrativa local.
2. Interfiriendo en la formación de la intención política como consecuencia del juicio de calidad. La ideología, haya o no sesgado la percepción, podría atenuar o amplificar el impacto de dicha percepción sobre la decisión de voto o sobre el deseo de expresar sus preferencias.

Investigaciones recientes parecen haber debilitado sensiblemente la primera hipótesis (Kelly y Swindell, 2002; Shingler et al., 2008; Licari et al., 2005; Van

2. «La principal decisión que debe afrontar el gobierno es la elección o el ajuste de políticas públicas, con el propósito de provocar satisfacción en el ciudadano, obtener votos y, en último caso, ganar las elecciones» (Dalehite, 2008: 893)
3. Para ser más concretos, la satisfacción sería el resultante de un proceso de «des-confirmación de las expectativas» en la percepción del servicio (Oliver, 1997).

Ryzin et al., 2008; Carreras y Carreras, 2011). A pesar de su subjetividad, los juicios vertidos por la ciudadanía parecen tener capacidad para discriminar la calidad de los servicios, al menos por lo que se refiere a los servicios locales. Sin embargo, la segunda hipótesis queda, cual espada de Damocles, amenazando permanentemente el argumento de la «gestión social eficiente» de la acción local.

El objeto de este artículo es aportar más luz en este proceso elucidando cómo interviene la ideología del ciudadano en el sesgo del juicio de calidad y en el impacto de ese mismo juicio en la formación de la intención de voto y el clima de opinión política.

El planteamiento del análisis de interferencia ideológica

Aunque parece haber consenso al afirmar una relación entre ideología y voto, éste se desvanece cuando se plantea la naturaleza de la «ideología» y su función explicativa. En la literatura, la conducta de voto aparece asociada a dos fenómenos diferentes: la identificación con el partido (Converse y Pierce, 1986; Pierce, 1995; Polavieja, 2001; Torcal y Medina, 2002; Evans y Andersen, 2006; Bélanger et al., 2006) y la identificación ideológica (Polavieja, 2001; Torcal y Medina, 2002; Calvo y Montero, 2002; Bélanger et al., 2006; Lewis-Beck et al., 2008).

En la primera versión, la preferencia política estaría relacionada con la «lealtad al partido» (Evans y Andersen, 2006: 194). Ahora, la ideología desempeña un papel más cognitivo, como etiqueta que aúna a candidatos y electores. El voto se daría al partido porque se está de acuerdo con la forma en que aborda los asuntos públicos. Según esta modalidad, la ideología de un estado podría estar determinada por los votos que ha recibido de determinado partido (Berry et al., 1998). En la segunda versión, el voto sería función directa de la identidad ideológica del elector, de su autoposicionamiento en un *continuum* de orientación política desde la izquierda hasta la derecha, que actúan como «guías de evaluación y comportamiento político» (Polavieja, 2001: 3).

En Alemania, Portugal, Francia y España parece que el concepto que mejor explica el comportamiento electoral es la *identificación ideológica* (Polavieja, 2001; Calvo y Montero, 2002; Torcal y Medina, 2002; Veiga y Gonçalves, 2004; Bélanger et al., 2006; Lobo, 2006; Montero et al., 2008; Lewis-Beck et al., 2008; Lewis-Beck y Lobo, 2011). Por esa razón, en nuestro análisis, hemos optado por el concepto de la *identificación ideológica*.

En cuanto a la función explicativa de la ideología en la formación de la preferencia política, encontramos dos posibles ubicaciones:

— Ideología como variable interviniente que «modera» los efectos de los verdaderos determinantes del voto, como pueden ser la percepción económica «sociotrópica»⁴ (Bélanger et al., 2006; Lewis-Beck et al., 2008; Lewis-Beck

4. Evaluación económica nacional, por oposición a la percepción económica egocéntrica o evaluación de la situación económica personal (Lewis-Beck et al., 2008).

y Lobo, 2011), la religiosidad (Calvo y Montero, 2002; Montero et al., 2008) o la posición de clase (Polavieja, 2001). En este esquema, la ideología ocuparía una posición de variable intermedia entre los determinantes y el voto.

- Ideología como variable anterior, que explica tanto la percepción económica «egocéntrica»⁵ como la intención de voto. La relación entre economía y voto se desvanece ante la presencia del verdadero determinante, la ideología del sujeto, que explicaría tanto la percepción económica como su preferencia política (Evans y Andersen, 2006: 203).

En la investigación electoral, la ideología parece actuar como variable mediadora o anterior, pero en ambos casos se posiciona siempre como antecedente directo de la preferencia política.

En consecuencia, caben dos interpretaciones a la hora de localizar el efecto de la ideología sobre la relación entre calidad percibida e intención: una interpretación fuerte y otra más débil.

La interpretación más fuerte afirmaría que la ideología del respondiente es una variable anterior, cuya presencia anula la relación original entre calidad e intención. Esta idea estaría en consonancia con la versión de Geoffrey Evans y Robert Andersen (2006), que afirma el papel predominante de la ideología. Si se comprobara empíricamente este supuesto, el paradigma de la «gestión social eficiente» se vendría abajo, porque la evaluación de los servicios locales sería una función casi exclusiva de las inclinaciones políticas del observador. Las acciones de mejora de los servicios deberían orientarse más hacia el proselitismo.

La interpretación más débil daría cierta oportunidad a la valoración subjetiva del ciudadano, porque la ideología no anularía la relación original, sino que la moderaría (MacKinnon, 2008). Esta perspectiva estaría más en consonancia con la versión de Lewis-Beck y sus colegas (2008), quienes sostienen que la preferencia de voto es una cuestión de la percepción ciudadana sobre la situación económica. En este caso, el impacto de la percepción de la acción local sobre la intención política del ciudadano tendría efectos distintos según si la ideología coincidiera o no con la del titular del gobierno.

Los conceptos de *calidad percibida* de los servicios locales e *intención de conducta* son constructos psicológicos, de naturaleza multidimensional, aproximados por indicadores observables (Nunnally y Berstein, 1994). Este tipo de medidas sólo pueden ser tratadas en modelos causales mediante la tecnología de las ecuaciones estructurales basadas en matrices de covarianza (Bollen, 1989; Carreras, 2006). Entre las ventajas, destacan la posibilidad de construir escalas con medidas fiables y válidas que reflejen con fidelidad fenómenos como la

5. En este caso, la versión de la percepción económica que utilizaron Geoffrey Evans y Robert Andersen (2006) es la egocéntrica o posición económica personal. Este matiz diferente del concepto ha sido aducido por Lewis-Beck y sus colegas (2008) para explicar los resultados contradictorios encontrados.

calidad percibida o la lealtad intencional y la posibilidad de abordarlos en sistemas causales complejos (Churchill, 1979; Ryan et al., 1995; De Vellis, 2003).

Esta metodología, aunque poco frecuente en los estudios de ideología (Evans y Andersen, 2006), ha sido aplicada con éxito en los estudios de satisfacción ciudadana (Morgenson III y Mithas, 2009; Van Ryzin, 2006, 2007; Yan y Hsieh, 2007).

Las medidas de calidad percibida, intención e ideología

Para obtener la medida de calidad percibida de los servicios locales, se ha utilizado la escala multidimensional jerárquica. La articulación de la escala en un doble nivel, la vuelve especialmente idónea para la evaluación de los servicios municipales. En el primer nivel se evalúan los servicios por separado, con sus dimensiones específicas⁶, y, en el segundo, se obtiene la medida global de calidad percibida (Carreras y González, 2011a).

Selección de los servicios locales a evaluar. Aunque el estudio original contemplaba once servicios municipales, se pactó con la empresa propietaria de la investigación que cedería información sobre cuatro servicios municipales. Los cuatro servicios fueron seleccionados buscando el máximo de variación posible en el tipo de servicio. Así, se pactaron los servicios de policía local, definida por el carácter obligatorio del contacto; los servicios de uso voluntario sin interacción, como el de parques y jardines; los que se prestan en régimen de monopolio, como los servicios de limpieza o recogida de basuras, y los trámites ante el ayuntamiento, que requieren una interacción tanto voluntaria, como en el caso de consultas o sugerencias, como compulsiva, cuando los trámites se relacionan con el pago de impuestos, las multas o los requerimientos administrativos.

Los indicadores de cada servicio fueron identificados en un estudio exploratorio previo con grupos de discusión entre ciudadanos y después fueron depurados mediante análisis factorial confirmatorio hasta localizar los once indicadores que cumplían con los requisitos psicométricos de una escala: fiabilidad, validez convergente, discriminante y nomológica (Carreras y González, 2011: 11 y s.).

La escala de la calidad percibida de los servicios

La escala contiene once indicadores articulados en cuatro servicios locales:

- Servicios de limpieza municipal: indicadores
 - Valoración de la limpieza en la recogida de basuras, sin dejar desperdicios por el suelo.

6. Esta escala se diferencia de la utilizada por los canadienses en el programa «Citizen first», que obliga a evaluar todos los servicios respecto de las mismas dimensiones. Véase Carreras y González, 2011a.

- Valoración de la limpieza de las calles (sin cacas de perro ni baches).
- Valoración de la limpieza de los parques y jardines.
- Parques y jardines: indicadores
 - Valoración de parques completos, con zonas de paseo, de deporte, para niños o para animales.
 - Valoración del estado de conservación de instalaciones (mobiliario, fuentes, bancos).
- Policía local: indicadores
 - Valoración de la disposición para ayudar al ciudadano.
 - Valoración del trato y la educación.
 - Valoración del comportamiento ético con el ciudadano.
- Gestión administrativa del ciudadano: indicadores
 - Valoración de la sencillez de los trámites ante el ayuntamiento.
 - Valoración de la rapidez en la resolución.
 - Valoración de la atención a las sugerencias y las quejas de la ciudadanía.

Escalas de respuesta, numéricas, con nueve posiciones y anclas semánticas extremas que van desde el 1 («Muy malo») hasta el 10 («Muy bueno»).

Pensamos que los cuatro servicios garantizan una diversidad suficiente para cubrir las especificidades propias de los servicios locales. Además, descartan el problema del «error de atribución»⁷ derivado de una posible confusión del responsable del servicio (Lyons et al., 1992). En este caso, los cuatro servicios son inequívocamente imputados a la gestión municipal.

La escala de intención de conducta política

El constructo *intención de conducta* procede de la teoría de la acción razonada. A grandes rasgos, sostiene que si una persona desarrolla una conducta volitiva hacia un objeto focal, no sólo es porque lo valora positivamente o se siente socialmente obligado, sino porque lo desea, debe contener un elemento motivador. La intención de conducta incluye ese disparador o motivador para desatar la conducta voluntaria (Bagozzi, 1992).

El concepto *intención de conducta* ha sido ampliamente empleado en el campo de la evaluación de los servicios como el mejor predictor de la conducta de compra o recomendación (Oliver, 1997; Cronin et al., 2000; Harris y Goode, 2004). En los estudios electorales, es muy común utilizar uno de los indicadores específicos de la intención de conducta como es la *intención de voto* (Polavieja, 2001; Veiga y Gonçalves, 2004; Bélanger et al., 2006; Montoro, 2007; Lewis-Beck y Lobo, 2011). La diferencia entre el indicador *intención de voto* y el constructo *intención política* es que éste último es global y abarca

7. «El ciudadano puede basar su juicio en una comprensión correcta o incorrecta sobre qué servicios son responsabilidad del gobierno» (Lyons et al., 1992: 118).

la conducta de voto y de clima de opinión, como son la intención de voto y el deseo de expresar opiniones políticas⁸.

Los indicadores de la variable *intención política* hacia el gobierno local se han extraído del texto de Richard Oliver (1997), que los emplea en un contexto de compra, como son la intención de volver a comprar en una empresa y «el boca a boca» o tendencia a hablar favorablemente o desfavorablemente de esa misma empresa.

La escala de intención política está integrada por dos indicadores adaptados al contexto de la acción de gobierno: la *expresión de opinión* a favor o en contra y la *intención de voto*:

- *Expresión de opinión*: «Cuando Ud. habla con amigos o conocidos sobre el Ayuntamiento, ¿los comentarios suelen ser positivos o negativos?». Escala de respuesta numérica en 10 posiciones (1 «Negativos» a 10 «Positivos», 11 «No comenta»). La opción «No comenta» no se ha citado para promover la respuesta.
- *Intención de voto*: «Si hoy se celebraran elecciones locales, ¿con qué probabilidad votaría a favor del alcalde actual?». Escala de respuesta numérica en 9 posiciones (1 «Con ninguna probabilidad» a 10 «Con mucha probabilidad»).

Por último, la *ideología declarada*. De los dos conceptos de *ideología*, *identificación partidista o ideológica*, hemos optado por el segundo, porque ha demostrado tener mayor correlación con la intención de voto (Polavieja, 2001; Evans y Andersen, 2004; Bélanger et al., 2006; Lewis-Beck y Lobo, 2011). De esta forma, las hipótesis planteadas podrán ser testadas con más nitidez. Para la operacionalización del concepto, se ha utilizado la escala con formato cerrado y siete posiciones con anclas semánticas. También hemos preferido evitar los términos de *derecha e izquierda* para reducir en lo posible la identificación con los partidos.

La identidad ideológica se ha aproximado con una sola cuestión:

- Ideología declarada. «Diría Ud. que sus ideas suelen ser...»: «Muy progresistas», «Progresistas», «Más bien progresistas», «De centro», «Más bien conservadoras», «Conservadoras» o «Muy conservadoras». Además, se abrió la posibilidad de «No tiene ideología». Las posiciones «De centro» y «No tiene ideología», aunque estaban presentes y activas, no se citaron para motivar al entrevistado a posicionarse. Únicamente se codificaban cuando el respondiente las citaba expresamente.

Metodología y datos

Se ha realizado un análisis secundario sobre los datos de una encuesta probabilística con entrevista telefónica sobre calidad percibida de los servicios locales

8. La combinación lineal que representa el constructo *intención política* demuestra las propiedades psicométricas antedichas de fiabilidad y validez, mientras que es imposible hacerlo para cada indicador por separado (De Vellis, 2003).

en nueve ciudades de Valencia (España) que contaban entre 25.000 y 100.000 habitantes. Dicha encuesta estaba dirigida por los profesores Juan Carlos Hortelano y Enrique Carreras, de la Universidad de Valencia y San Pablo CEU, de Madrid, respectivamente.

El trabajo de campo tuvo lugar entre el 23 de septiembre y el 20 de octubre de 2008.

Los nueve municipios estaban gobernados por el mismo partido conservador. La presencia de varios municipios no invalida el modelo casual, porque la unidad de análisis es el individuo. Cada persona evalúa la calidad de servicio en su municipio y desarrolla una intención hacia el gobierno municipal.

Muestra: se obtuvieron 570 respuestas completas, extraídas mediante extracción sistemática a partir del listado de teléfonos fijos de los nueve municipios. Tipo de muestreo estratificado proporcional por municipio, con tamaños intramunicipio que oscilaban entre 50 y 80 casos. Dentro de cada municipio, se equilibraron las poblaciones por sexo y edad.

El índice de penetración del teléfono fijo en los hogares principales para la Comunidad Valenciana en 2008 es del 75,7% (datos del Instituto Nacional de Estadística (INE): www.ine.es). El sesgo de cobertura (Groves et al., 2009) se ha controlado equilibrando la población entrevistada por sexo y edad, para que coincidiera con los datos oficiales de población en los nueve municipios, según datos del Instituto Nacional de Estadística para el 2008. La distribución muestral demográfica es la siguiente: varones de 18 a 45 años, 26,7%; varones mayores de 45 años, 23,2%; mujeres de 18 a 45 años, 24,6%, y mujeres mayores de 45 años, 25,5%.

Con el objeto de proteger la confidencialidad de la información generada, no se presentará ningún valor identificativo del municipio o de la persona y las variables retenidas son las estrictamente necesarias para el desarrollo de la investigación: las de calidad percibida, la intención hacia el gobierno y la ideología⁹.

En España, los partidos más votados, el PP y el PSOE, se adscriben a espacios ideológicos diferenciados (Montoro, 2007: 67). Para asegurar que el respondiente ha afiliado correctamente el alcalde o la alcaldesa a un partido político, después de haber expresado su intención de votar por dicho alcalde o alcaldesa, se le confirma la respuesta indicando su partido. Si ha expresado que probablemente no lo votaría, se le pide que diga a qué otro partido votaría para comprobar que no hay errores de adscripción. Según el informe de campo, no se detectaron errores, únicamente muy pocas personas desconocían la afiliación política, en ese caso, se les informó.

9. Agradecemos a Medición de Calidad S.L. el habernos facilitado los datos para realizar el análisis secundario que ha dado lugar al presente artículo. La base de datos facilitada contiene únicamente la información necesaria para el desarrollo de la investigación, como son las variables de calidad percibida, de intención de voto, los comentarios y los datos de clasificación, el sexo, la edad y la ideología declarada. El resto de información ha sido excluida.

Las hipótesis de investigación

En un artículo anterior, los autores han demostrado la fuerte asociación que se establece entre la calidad percibida de los servicios locales y la intención política hacia el gobierno (expresión de opiniones e intención de voto) (Carreras y González, 2011a). Ahora procedemos a comprobar los efectos de la ideología sobre dicha relación.

1. En primer lugar, comprobamos el efecto del autopoicionamiento ideológico sobre los juicios de calidad de los servicios locales y sobre la intención de voto.
H₁: El efecto de la identificación ideológica sobre calidad percibida e intención deberá reflejarse en una valoración diferencial de los mismos. La posición ideológica afín a la del titular del gobierno local deberá asociarse a niveles de valoración significativamente más altos en la calidad percibida y en la formación de la intención que la posición contraria.

Se examina el efecto de la ideología declarada sobre los niveles medios de valoración de la calidad percibida y de la formación de intención mediante un análisis de invarianza de medias estructurales (Byrne, 2004). Esperamos que las posiciones ideológicas más cercanas a las del partido en el gobierno despierten valoraciones más altas que las de posiciones más alejadas.

2. Se somete a prueba la tesis de Evans y Andersen (2006). La ideología anularía la relación entre calidad percibida e intención, porque actuaría como variable anterior haciendo desaparecer la relación entre ambas. Técnicamente, se procede a comprobar la posible función supresora de la ideología sobre la relación (MacKinnon, 2008).

H2: La presencia de la ideología anula la relación original entre la calidad y la actitud intencional ante el gobierno local (coeficiente no significativo).

Según David MacKinnon, el diseño debe adoptar la forma de una «V», en la que la variable supresora ocupa el vértice. Si la ideología actúa como variable supresora, el coeficiente que vincula calidad con intención se volvería no significativo. En este caso, quedaría corroborada la hipótesis supresora, en caso contrario, si la relación original se mantuviera significativa, se rechazaría (MacKinnon, 2008).

3. Una vez excluida la ideología como antecedente explicativo de ambas, se pasará a determinar el efecto de interacción de la ideología del sujeto sobre la relación entre calidad e intención.

H3: La presencia de la ideología modera la relación entre la calidad percibida y la intención, en el sentido de que la intensidad de la relación será diferente, según la posición ideológica del individuo coincida o no con la del titular del gobierno (coeficientes significativamente distintos).

En ecuaciones estructurales, la técnica adecuada para tratar la interacción es el análisis de invarianza grupal (Cheung y Rensvold, 2002; Byrne, 2004; Chen et al., 2005; Chen, 2007). Obviamente, utilizamos la ideología declarada para formar los grupos de comparación. La hipótesis H3 espera que el grupo con ideología más afín a la del gobierno mantenga

el coeficiente sobre la relación entre calidad e intención, significativamente distinto al del grupo con ideología más alejada.

Las tres hipótesis permitirán descubrir el rol de la ideología en la evaluación de los servicios locales y su impacto en la intención política.

Resultados. El efecto de la ideología en la evaluación del ciudadano

Los nueve municipios encuestados pertenecen al mismo partido, el Partido Popular (PP), que la inmensa mayoría de ciudadanos, el 84,7%, reconoce como un partido de centro o de centro derecha (Montoro, 2007: 67).

Para examinar mejor el efecto ideológico, se ha trabajado exclusivamente con las respuestas de personas que han manifestado una opción ideológica clara. De los 570 casos entrevistados, 56 declararon que no tenían ideología y 8 casos no respondieron. En total, para este análisis, se dispone de 506 casos válidos. En un primer intento, comprobamos la posibilidad de diferenciar tres espacios ideológicos («Conservador», «De centro» y «Progresista»), pero un análisis preliminar dio que los promedios en comentarios e intención de voto de los grupos de centro y conservador estaban muy próximos entre sí y que ambos se encontraban más alejados de los progresistas, tal y como declara el partido en el gobierno local. Por lo tanto, se formaron sólo dos grupos: «De centro» y «Conservador», que reúne las respuestas «Muy conservador», «Conservador», «Más bien conservador» y «De centro», con el 47,0% ($n = 238$), y el grupo «Progresista», que aglutinaba las modalidades «Más bien progresista», «Progresista» y «Muy progresista», con el 53,0% ($n = 268$).

El sesgo ideológico en la valoración de los servicios locales y en la intención de voto

En primer lugar, examinamos el sesgo ideológico en las variables latentes de calidad percibida de los servicios y en la intención de conducta hacia el gobierno local.

Tabla 1. Diferencias en los niveles medios de calidad percibida en los servicios de policía local, parques y jardines, servicios de limpieza y gestión administrativa y en la intención de conducta hacia el gobierno local.

Variables latentes	Diferencia de medias*	Error típico de la diferencia	Estadístico de contraste	P-valor
Policía local	-0,34	0,167	-2,060	0,0394
Servicios de limpieza	-0,58	0,159	-3,642	0,0003
Parques y jardines	-0,63	0,155	-4,052	0,0001
Gestión administrativa	-0,67	0,194	-3,428	0,0006
Intención de conducta hacia el gobierno local	-1,10	0,161	-6,851	0,0000

* Las diferencias toman como referencia la media de 0 del grupo de centro y conservador.

Como era de esperar, el análisis de diferencia de medias estructurales (Byrne y Stewart, 2006) ha detectado diferencias significativas¹⁰ en los niveles medios de valoración¹¹. Los ciudadanos con ideología afín a la del gobierno perciben mejor los cuatro servicios: la Policía local en 0,34 puntos (escala de 1 a 10); los servicios de limpieza en 0,58 puntos; los parques y jardines en 0,63 puntos, y la Gestión Administrativa en 0,67 puntos. Aunque las diferencias son significativas, el *sesgo ideológico* en la valoración es prácticamente de poco más de medio punto.

Las diferencias provocadas por la ideología en la intención de conducta son mayores. El colectivo de personas con ideología próxima a la del partido en el gobierno mantiene una intención media de 1,1 puntos más favorable, en una escala de 9 posiciones¹², que la del grupo con ideas más alejadas.

La figura 1 contiene las diferencias de valoración en cada uno de los indicadores de las variables latentes, los servicios locales y la intención.

El gráfico representa las puntuaciones medias de los grupos «afín» y «rival» sobre los aspectos concretos de cada servicio. En él se detecta claramente la presencia de un escalón de valoración en todos los ítems de los servicios locales. Los ciudadanos con ideología congruente con la del titular del gobierno puntúan cada aspecto de los cuatro servicios entre 0,5 y 1 por encima de los de ideología contraria.

Sin embargo, el aspecto más interesante de la valoración es que ambos grupos mantienen el mismo perfil de valoración. En el servicio «Policía local», el aspecto peor valorado en ambos grupos ideológicos es la «Disposición del agente a ayudar al ciudadano», y también hay acuerdo en los aspectos más valorados: «Trato correcto» y «Conducta ética». En ambos despiertan las valoraciones más altas.

Encontramos la misma pauta perceptiva en el resto de los servicios. En limpieza, ambos grupos critican más la limpieza de las calles; en parques y jardines, los dos indicadores se mantienen dentro de cada grupo al mismo nivel y en la gestión administrativa del Ayuntamiento. La escalera de respuestas es similar para ciudadanos con ideología afín o contraria.

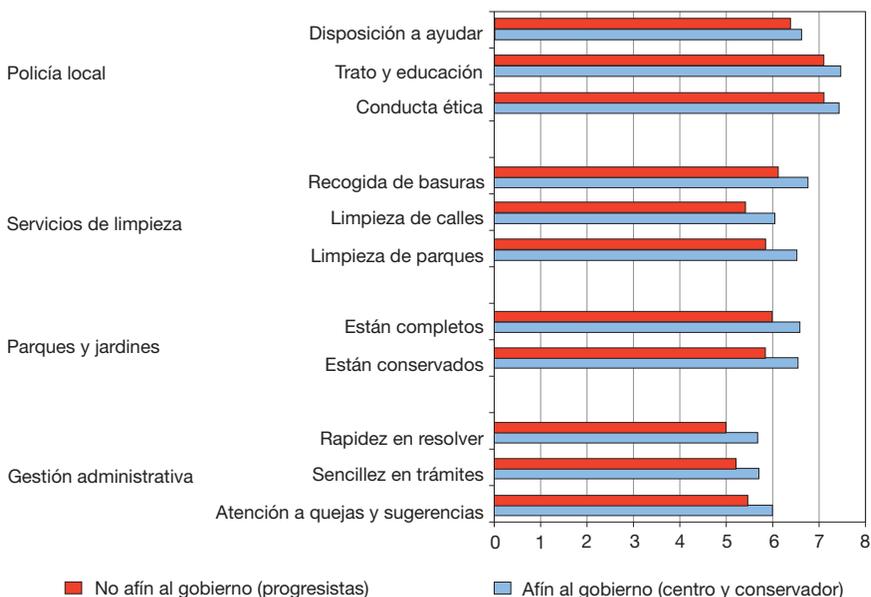
En los nueve municipios entrevistados, los ciudadanos con posiciones ideológicas diferentes coinciden en criticar y apreciar los mismos aspectos, es decir, *reconocen el mismo perfil en las prestaciones de los servicios*. Este resultado

10. Para detectar diferencias entre medias de primer orden (policía local, servicios de limpieza, parques y jardines, gestión municipal e intención), las cargas factoriales y los interceptores de sus indicadores fueron restringidos a la igualdad en ambos grupos. Las medias del grupo centro-conservador se restringieron a cero, mientras que las correspondientes al otro grupo, se dejaron libres. De esta forma, las medias cero del grupo centro-conservador actúan como referente para la media del grupo progresista y su diferencia se comporta como un estadístico «Z» (Byrne y Stewart, 2006: 302).

11. El signo negativo se origina por el orden de los grupos. Cuando se restan las valoraciones progresistas de las de centro-conservador, el signo negativo indica que las puntuaciones del segundo son más altas. El signo no tiene valor heurístico, sólo el valor absoluto de distancia.

12. Conviene recordar que hemos anclado la escala de las medias estructurales a la escala de los indicadores, que varían entre 1 y 10.

Figura 1. Escalón y pauta común de valoración en los aspectos concretos de los servicios.



confirma por sí solo la capacidad de la ciudadanía para discriminar el nivel de calidad en los servicios.

El sesgo ideológico en la valoración no menoscaba la capacidad para discriminar la calidad de los servicios. Ambos colectivos, desde sus posiciones respectivas, coinciden en reconocer los aspectos con peor y mejor calidad. Este resultado es congruente con las investigaciones que han demostrado la validez del juicio subjetivo del ciudadano para evaluar la acción administrativa local (Licari et al., 2005; Van Ryzin et al., 2008).

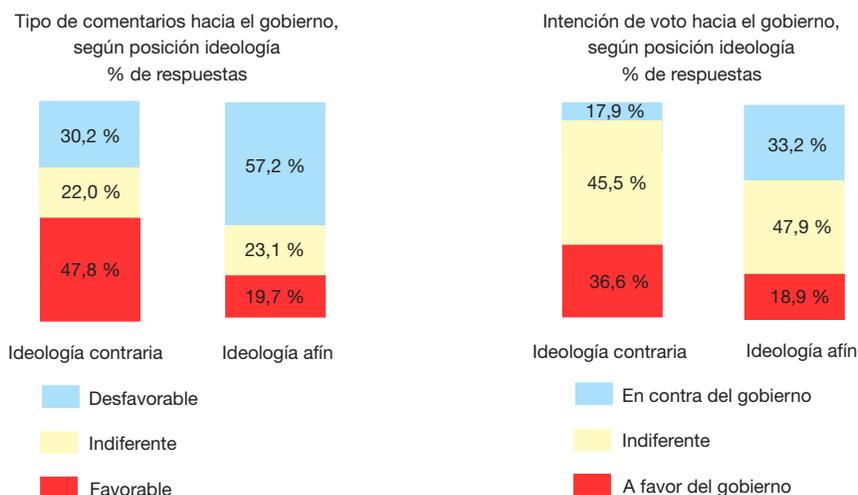
Como era de esperar, hemos registrado un efecto ideológico en los indicadores de intención de conducta (figura 2). El 57,1% de los ciudadanos con una ideología afín a la del gobierno suele realizar comentarios favorables, porcentaje que se reduce al 30,2% cuando se declaran de ideología diferente. De forma paralela, la intención de voto a favor del gobierno es mayor para el grupo ideológicamente más cercano, (un 33,2%) que para el grupo con orientación más alejada (un 17,9%).

La hipótesis H1 ha quedado confirmada. La identificación ideológica del entrevistado ha mostrado estar asociada tanto con la percepción de la calidad como con la intención política.

Ahora bien, conviene retener dos evidencias:

- La ideología parece mostrar un impacto mucho mayor en la intención de conducta que en la valoración de los servicios. La percepción de los servicios se muestra menos relacionada con la división ideológica.

Figura 2. Pauta común en los indicadores de intención (comentarios e intención de voto).



— La ideología no ha sido capaz de anular la capacidad discriminatoria del ciudadano. La pauta de valoración de los servicios es idéntica en ambos colectivos, que coinciden en destacar lo mejor y lo peor de cada servicio.

La identidad ideológica como variable supresora de la relación entre calidad e intención

La figura 3 representa los dos análisis realizados para testar la hipótesis del efecto supresor de la ideología sobre la relación entre calidad e intención.

Los modelos se han ajustado con el programa AMOS y el método de estimación de parámetros es el de máxima verosimilitud¹³.

El modelo de la izquierda muestra los resultados del ajuste del modelo en forma de «V», donde la ideología ocupa el vértice. La hipótesis 2 espera anular la relación entre la calidad percibida y la intención y, por tanto, la estimación del coeficiente que los vincula debería ser no significativa.

Los índices de ajuste indican que se trata de un modelo causal consistente con los datos ($\chi^2_{71} = 173,2$; $p\text{-valor} = 0,000$; GFI = 0,954; CFI = 0,975, y RMSEA = 0,053)¹⁴.

13. Los datos mantienen distribuciones individuales con coeficientes de asimetría que varían entre $-1,193$ y $-0,278$ y curtosis entre $-0,868$ y $+1,663$. Aunque el índice de normalidad multivariada resulta significativo (curtosis multivariante de 37,141), el análisis de los casos *outliers* indica que están agrupados sin elementos con grandes desviaciones (Kline, 1998). Por otro lado, ninguno de los modelos ajustados ha producido estimaciones de varianzas negativas. Consideramos que el método de máxima verosimilitud es adecuado a los datos que manejamos.

14. GFI > 0,95; CFI > 0,95, y RMSEA (< 0,06) (Hu y Bentler, 1999).

La ideología parece tener efectos significativos sobre la calidad percibida y sobre la intención¹⁵. El impacto inmediato de la ideología sobre la calidad percibida es de 0,33, y el impacto total sobre la intención es aun mayor, de 0,44 (directo 0,19 más indirecto a través de la calidad, $0,33 \times 0,70 = 0,231$).

Dado que los nueve municipios están gobernados por un partido de centro derecha y que, en la escala, las posiciones más conservadoras se corresponden con valores altos, el signo positivo, en ambos coeficientes, verifica una relación directa. Cuanta mayor afinidad ideológica con el gobierno, mejor percepción de calidad y mayor intención de emitir comentarios y votos favorables.

Sin embargo, hay que señalar que, ante la presencia de la ideología, la relación entre calidad e intención *no ha desaparecido, al contrario, se mantiene muy alta, con un coeficiente estándar de 0,70. Los resultados parecen no soportar la hipótesis H_1 de la supresión*. La relación entre calidad de servicio y desarrollo intencional se mantiene a pesar de la opción ideológica.

La siguiente prueba es concluyente al respecto. El gráfico de la derecha en la figura 3 contiene un modelo anidado al anterior, en el que el impacto de la calidad sobre la intención se ha restringido a cero. El modelo expresa la tesis de Evans y Andersen (2006), en el que la ideología es una variable anterior que vuelve innecesaria la relación entre la calidad y la intención de conducta hacia el gobierno.

Dado que este modelo está anidado con el anterior, la diferencia entre los índices de ajustes indicará de forma concluyente si la ideología suplanta la relación original¹⁶.

La tabla 2 contiene los resultados del contraste del modelo anidado respecto del modelo base. Según los resultados, la hipótesis de la supresión no se sostiene. Al restringir a cero el impacto, el modelo acusa una pérdida importante de ajuste¹⁷, con un $\Delta\chi^2 = 156,4$ puntos altamente significativos, el CFI pierde $0,038 < 0,01$, y el RMSEA, 0,031.

En nuestro caso, el modelo de Evans y Andersen que restringe la relación a cero es inaceptable.

Tabla 2. Contraste del modelo anidado sin el impacto de la relación entre calidad e intención.

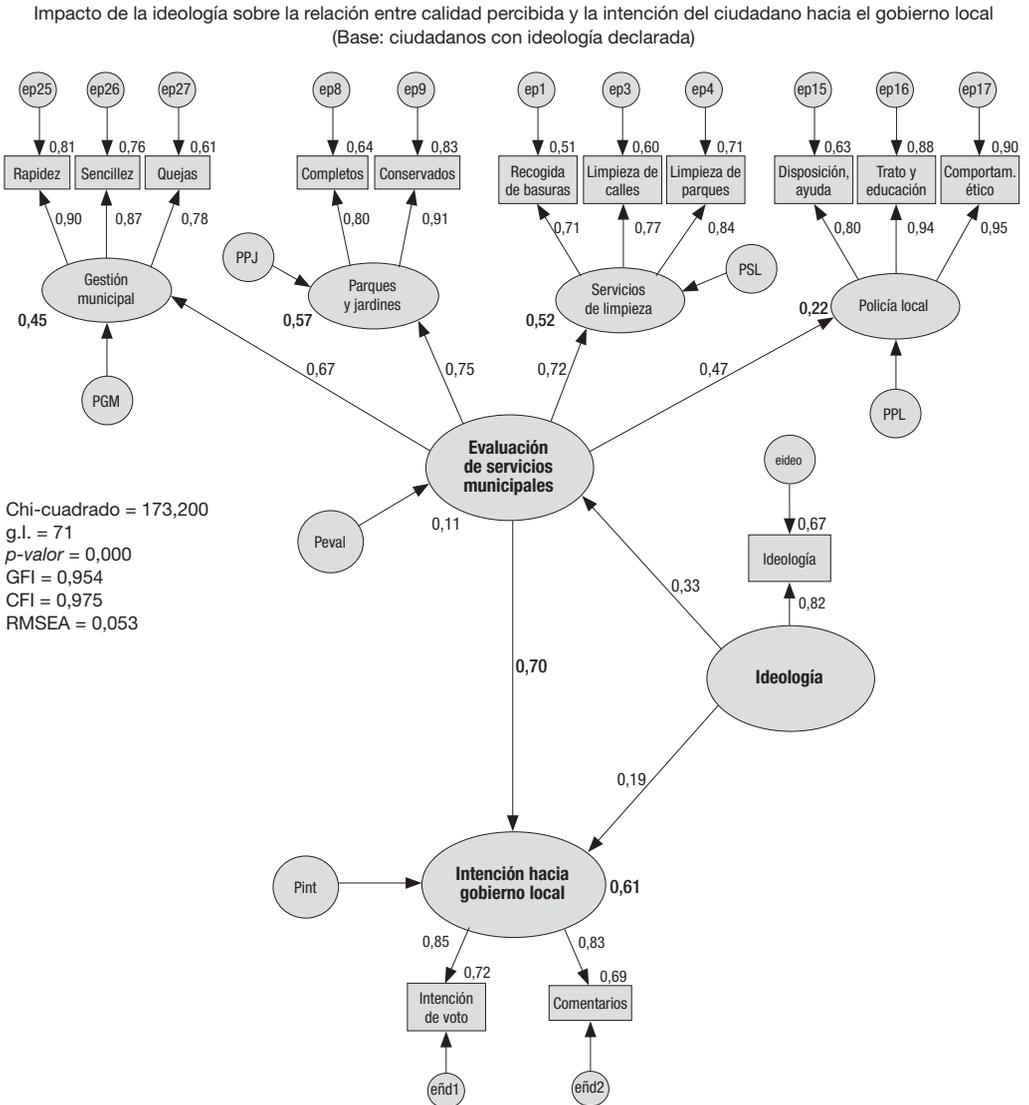
	χ^2	Δ g.l.	GFI	CFI	RMSEA
Modelo base Ideología	173,2	71	0,954	0,975	0,053
Modelo sin impacto calidad \rightarrow Intención	329,6	72	0,917	0,937	0,084
	Diferencias con el modelo base				
	$\Delta\chi^2$	Δ g.l.	<i>p</i> -valor	Δ CFI	Δ RMSEA
	156,4	1	0,00000	0,038	0,031

15. Estimadores de sus impactos son significativos, 0,33 (CR = 4,99 > 1,96) y 0,19 (CR = 3,528 > 1,96).

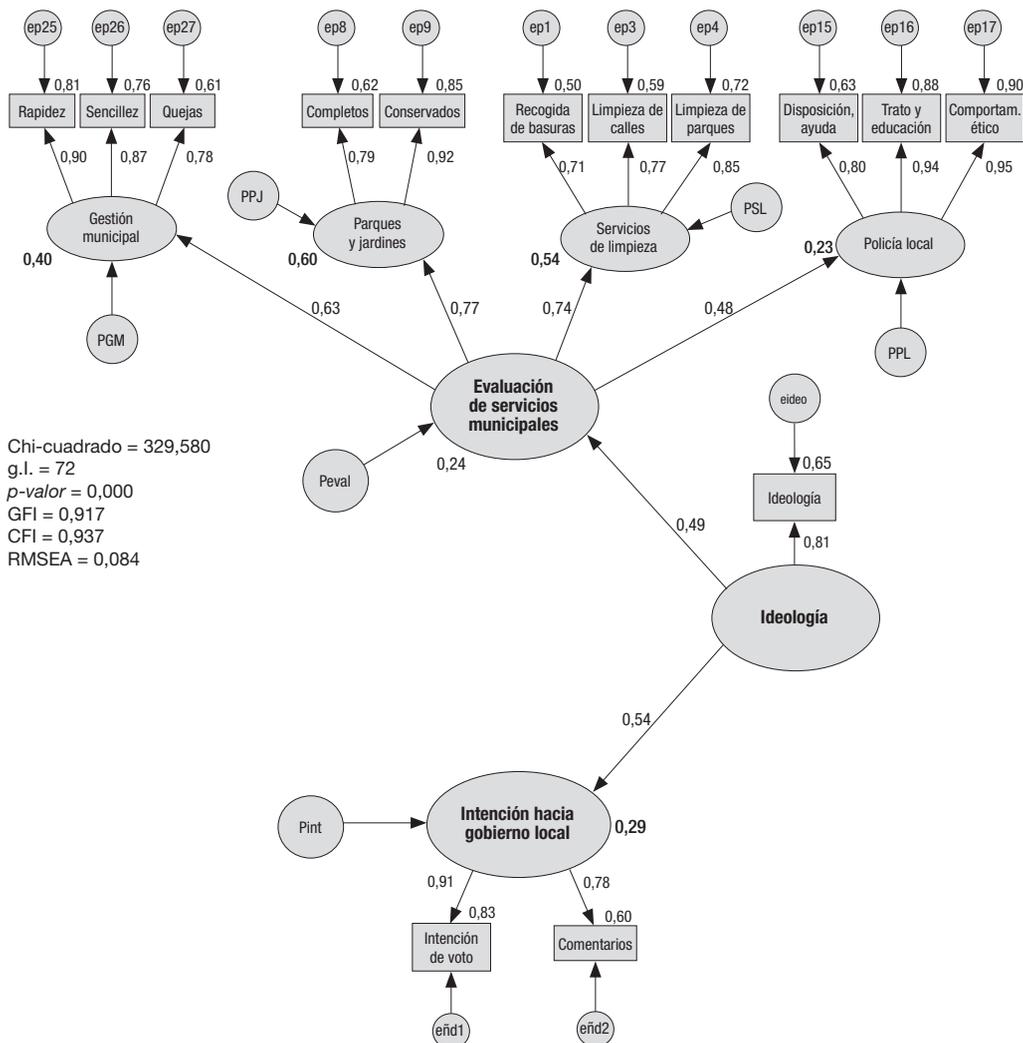
16. Si no se detectara pérdida significativa de ajuste entre los dos modelos, significaría que el *path* que vincula calidad e intención sería en realidad 0 y que la ideología sería la causa común que explica a ambos por separado.

17. Cheung y Rensvold (2002: 251). Con valores incrementales del CFI > 0,01 y en el incremental RMSEA > 0,015, se debe rechazar la H_0 de igualdad de ajuste.

Figura 3. Análisis de supresión de la relación entre calidad e intención por la ideología.



Impacto de la ideología sobre la relación entre calidad percibida y la intención del ciudadano hacia el gobierno local
(Tesis de Evans y Andersen, 2006) (Base: ciudadanos con ideología declarada)



Chi-cuadrado = 329,580
 g.l. = 72
 p-valor = 0,000
 GFI = 0,917
 CFI = 0,937
 RMSEA = 0,084

La hipótesis H_1 queda definitivamente rechazada. La ideología no llega a anular la relación entre calidad e intención o, dicho de otra forma, la formación de una intención hacia el gobierno local sigue relacionada con la percepción del servicio, por encima del control que pueda ejercer la ideología personal.

La identidad ideológica como variable moderadora de la relación entre calidad e intención

El siguiente paso es comprobar el grado en que la ideología está interfiriendo o moderando la relación (MacKinnon, 2008: 11). En concreto, deseamos saber si el colectivo afín al gobierno presenta un coeficiente de impacto de calidad e intención significativamente distinto del estimado en el colectivo de ideología rival.

En los modelos SEM, el efecto de interacción de la ideología sobre la relación entre calidad e intención se prueban con el análisis de invarianza entre grupos¹⁸ (Cheung y Rensvold, 2002; Byrne, 2004; Chen et al., 2005; Chen, 2007).

El análisis de invarianza progresa despejando, en modelos sucesivos, las fuentes espurias de variación hasta llegar al modelo que prueba únicamente la relación de interés. Disponemos de varios modelos anidados. El primero, «invarianza configural», prueba que ambos colectivos utilizan los mismos indicadores de calidad e intención. Los datos corroboran la invarianza configural¹⁹ (tabla 3). El segundo modelo prueba la invarianza de cargas factoriales del primero. Al ser confirmada, concluimos que los dos colectivos utilizan los indicadores del mismo modo y, por tanto, las medidas de las latentes son comparables²⁰. El tercer modelo comprueba invarianza de cargas factoriales de segundo orden, la idea global de calidad es la misma para ambos colectivos, hipótesis también corroborada²¹.

El cuarto modelo *sólo deja libre el impacto neto de la relación entre calidad e*

18. La invarianza es fundamental para interpretar las diferencias entre grupos cuando se utilizan variables latentes. «La ambigüedad en tales interpretaciones (diferencias entre grupos) deriva de la incertidumbre en saber si las diferencias son debidas a verdaderas diferencias en la actitud o más bien a diferencias relacionadas con las respuestas a los ítems» (Cheung y Rensvold, 2002: 288). En nuestro caso, hemos seguido los criterios de un análisis de invarianza con factor de segundo orden (Chen et al., 2005).
19. En ambas posiciones ideológicas, los indicadores se relacionan con sus constructos de *calidad percibida e intención*. Los índices de ajuste son muy buenos. El $\chi^2 = 232,2$ para 120 grados de libertad ($p < 0,000$), los índices de ajuste CFI = 0,97 y el RMSEA = 0,043.
20. Este modelo no pierde ajuste respecto al modelo configural ($\Delta\chi^2 = 16,6$ con $\Delta_{g.l.} = 8$, p -valor = 0,034 y Δ CFI = 0,003 < 0,01), con lo que concluimos que, en ambos grupos, el modelo de medida de las variables latentes de primer orden es el mismo. El supuesto se ha verificado para todos los indicadores a excepción de la «Sencillez en los trámites». Para el grupo con ideología afín, la sencillez de los trámites adquiriría mayor relevancia (con una carga 0,92, frente a 0,83). Dado que la diferencia es prácticamente nula, hemos dado por aceptable la invarianza de medida, aunque en rigor estaríamos ante un modelo de «invarianza parcial de medida» (Byrne, 2004). En los modelos, esa carga no se ha restringido a ser igual en los dos grupos.
21. Valoramos el ajuste de este modelo respecto del configural ($\Delta\chi^2 = 18,4$ con $\Delta_{g.l.} = 11$, p -valor = 0,073) y comprobamos que ambos grupos asignan la misma importancia de los servicios para formar el juicio global de calidad.

Tabla 3. Análisis de invarianza para determinar el grado de interacción de la variable ideológica sobre la relación entre calidad percibida → intención.

Modelos	χ^2	g.l.	CFI	RMSEA
1. Modelo base de la invarianza configural	232,2	120	0,972	0,043
2. Invarianza de cargas factoriales de 1.er orden*	248,8	128	0,969	0,043
3. Invarianza de cargas factoriales de 2.º orden y perturbadores	250,5	131	0,970	0,043
4. Invarianza a excepción del <i>path</i> calidad e intención	255,3	136	0,970	0,042
5. Invarianza total	262,0	138	0,969	0,042

* El ítem «sencillez» de gestión administrativa ha mostrado ser no invariante entre grupos. En el análisis, se le ha dejado libre.

Modelo de comparación	$\Delta\chi^2$	Δ g.l.	<i>p</i> -valor	Δ CFI	Δ RMSEA
Cargas de 1.er orden versus modelo configural	16,6	8,0	0,034	0,003	0,000
Cargas de 2.º orden versus modelo configural	18,4	11,0	0,073	0,002	0,000
Modelo a probar (<i>path</i> calidad e intención) versus modelo configural	23,1	16,0	0,110	0,002	0,001
Invarianza total versus el <i>path</i> calidad e intención libre	6,7	2	0,035	0,001	0,000

intención en ambos grupos y es el que vamos a utilizar para testar el efecto neto del coeficiente que relaciona la calidad y la intención en ambos grupos²².

La última comparación de la tabla 3 («Invarianza total versus el *path* calidad e intención libre») prueba la restricción de que *dicho coeficiente sea el mismo* entre los grupos ideológicos afín y contrario al gobierno. Los resultados parecen confirmar este supuesto. Aunque el valor del chi-cuadrado registra una pérdida de ajuste ligeramente significativa ($\Delta\chi^2 = 6,7$ con $\Delta_{g.l.} = 2$; *p*-valor = 0,035), los índices incrementales de CFI y RMSEA reflejan que la pérdida de ajuste sería trivial y, por lo tanto, despreciable (Chen, 2007: 501)²³.

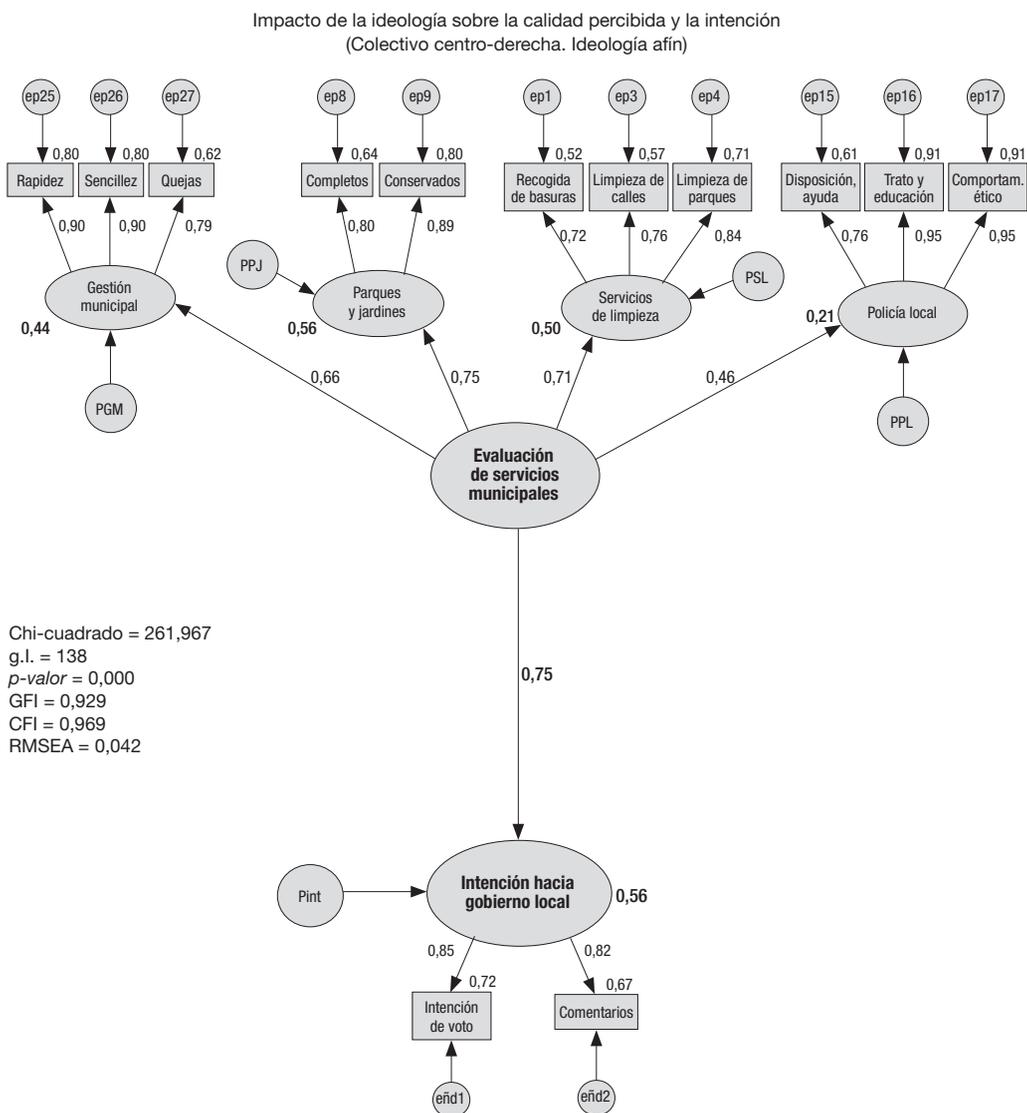
La figura 4 muestra que el impacto real de la calidad percibida sobre la intención hacia el gobierno es prácticamente la misma, alrededor del 0,75.

En consecuencia, *podemos rechazar la H₃*. La ideología no sólo no anula la relación, sino que apenas la modera. Ambos grupos ideológicos mantienen la misma capacidad de discriminación sobre los servicios locales. Si los perciben con baja calidad, esa percepción se traslada con la misma intensidad a la formación de una intención en el grupo ideológico más cercano como en

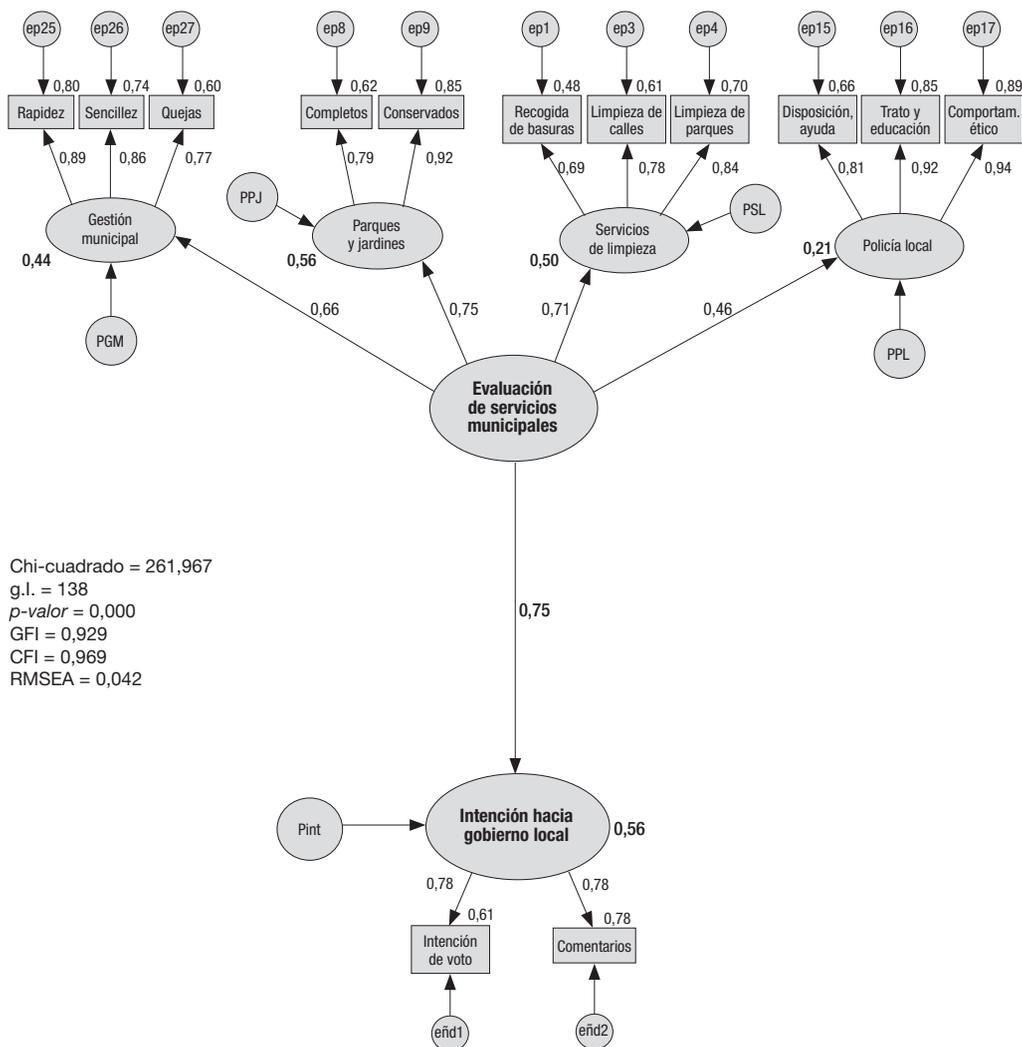
22. Una vez más, comprobamos la ausencia de pérdida de ajuste con el modelo configural ($\Delta\chi^2 = 23,1$ con $\Delta_{g.l.} = 16$, *p*-valor = 0,11).

23. «Cuando el tamaño es suficiente ($n > 300$) [...] Para testar la invarianza de cargas, un cambio en CFI superior a 0,01, suplementado con un cambio superior de 0,015 en RMSEA [...] indicaría no invarianza» (Chen, 2007: 501).

Figura 4. Efecto de la interacción de la ideología sobre la relación calidad percibida → intención.



Impacto de la ideología sobre la calidad percibida y la intención
(Colectivo progresista. Ideología rival)



Chi-cuadrado = 261,967
 g.l. = 138
 p-valor = 0,000
 GFI = 0,929
 CFI = 0,969
 RMSEA = 0,042

Figura 5. Resultados del contraste de las hipótesis.

H1: La posición ideológica más afín al gobierno local produce niveles de valoración significativamente más altos en la calidad percibida y en la formación de la intención, que la posición más alejada.	Aceptada
H2: La presencia de la ideología anula la relación original entre la calidad y la actitud intencional ante el gobierno local.	Rechazada
H3: La presencia de la ideología modera la relación entre la calidad percibida y la intención, en el sentido de que la intensidad de la relación es diferente, según si la posición ideológica del individuo coincide o no con la del gobierno.	Rechazada

el más alejado. Dicho de otro modo, aunque sean de «la misma cuerda» que el gobierno, la percepción de la mala calidad hará caer su intención en el mismo grado en que lo hubiera hecho en el caso de ser de ideología contraria.

Recapitulamos las tres hipótesis testadas en la figura 5.

Los resultados no carecen de cierta paradoja. La ideología está relacionada con la percepción de la calidad y con la intención política, pero no parece mantener con ellas una relación de supresión ni de moderación. Los ciudadanos con ideología afín a la del gobierno tienen mejor percepción de los servicios, muestran una intención más favorable, pero ello no interfiere en el mecanismo que transforma la percepción de los servicios en la formación de la opinión.

El rol de la ideología en la formación de la intención política del ciudadano

El hallazgo más sorprendente es la ausencia de un efecto de interacción (H_3). La relación entre calidad percibida e intención es prácticamente la misma para ambas opciones ideológicas, afines y contrarias a la del titular. Como ya hemos dicho, el reconocimiento de la calidad se traslada²⁴ a la intención de conducta con la misma intensidad en ambas posiciones ideológicas. Podríamos decir que la percepción del servicio contrasta las expectativas por igual en ambos grupos, sin importar el espectro ideológico.

La anomalía podría tener explicación con la teoría de la autopercepción de Daryl Bem (1972), una de las ramas de la teoría de la disonancia cognitiva formulada por Leon Festinger a finales de los cincuenta. Según la teoría de la autopercepción, «la gente descubre sus propias actitudes, emociones y otros estados internos parcialmente observándose su comportamiento en varias situaciones» (Plous, 1993: 25). De esta forma, se reduce la incomodidad psicológica que genera la presencia de elementos disonantes (Oshikawa, 1968; Anderson, 1973). Con estas coordenadas, la decisión de conducta hacia el gobierno, motivada por la percepción de la gestión de los servicios, podría reducir la disonancia forzando una modificación en la orientación ideológica.

24. Hablamos aquí que la evaluación impacta en la intención y no al revés. Nos basamos en la teoría de la acción razonada de Ajzen (1991), que considera a la evaluación un antecedente de la intención. Esta idea se desarrolla en un artículo posterior (Carreras y González, 2011b).

En realidad, la teoría distingue dos posibles estados: disonancia predecisional y disonancia postdecisional (Plous, 1993: 28 y s.). En la disonancia predecisional, el compromiso ideológico previo presionaría para alterar la decisión, mientras que, en la disonancia postdecisional, la decisión de conducta sería previa y la reducción de ansiedad se conseguiría modificando las opciones ideológicas: «Si me sorprende hablando bien del gobierno, es que debo ser más conservador de lo que pensaba».

La dirección de la presión resulta fundamental para determinar el rol de la ideología:

- En el supuesto predecisional, la identificación ideológica estaría condicionando la intención de conducta, a pesar de la presión de la calidad percibida.
- En el supuesto postdecisional, la calidad percibida en la gestión de los servicios condicionaría la decisión de expresión e intención de voto y esa misma decisión llevaría a modificar el compromiso ideológico para reducir la disonancia.

En la figura 6, observamos los resultados de la estimación de los modelos predecisional y postdecisional. Los índices de ajuste en ambos modelos son aceptables, aunque el modelo predecisional tiende a presentar valores más pobres en el χ^2 , GFI, CFI y RMSEA. Cuando se trata de modelos rivales, no anidados, como es nuestro caso, se recomienda utilizar los criterios de información de AIC y su versión CAIC para muestras pequeñas, debiendo seleccionar el modelo con valores mínimos (Hancock y Lawrence, 2006). En ambos indicadores, el modelo postdecisional presenta los valores mínimos (AIC = 239,2) y el CAIC (411,7).

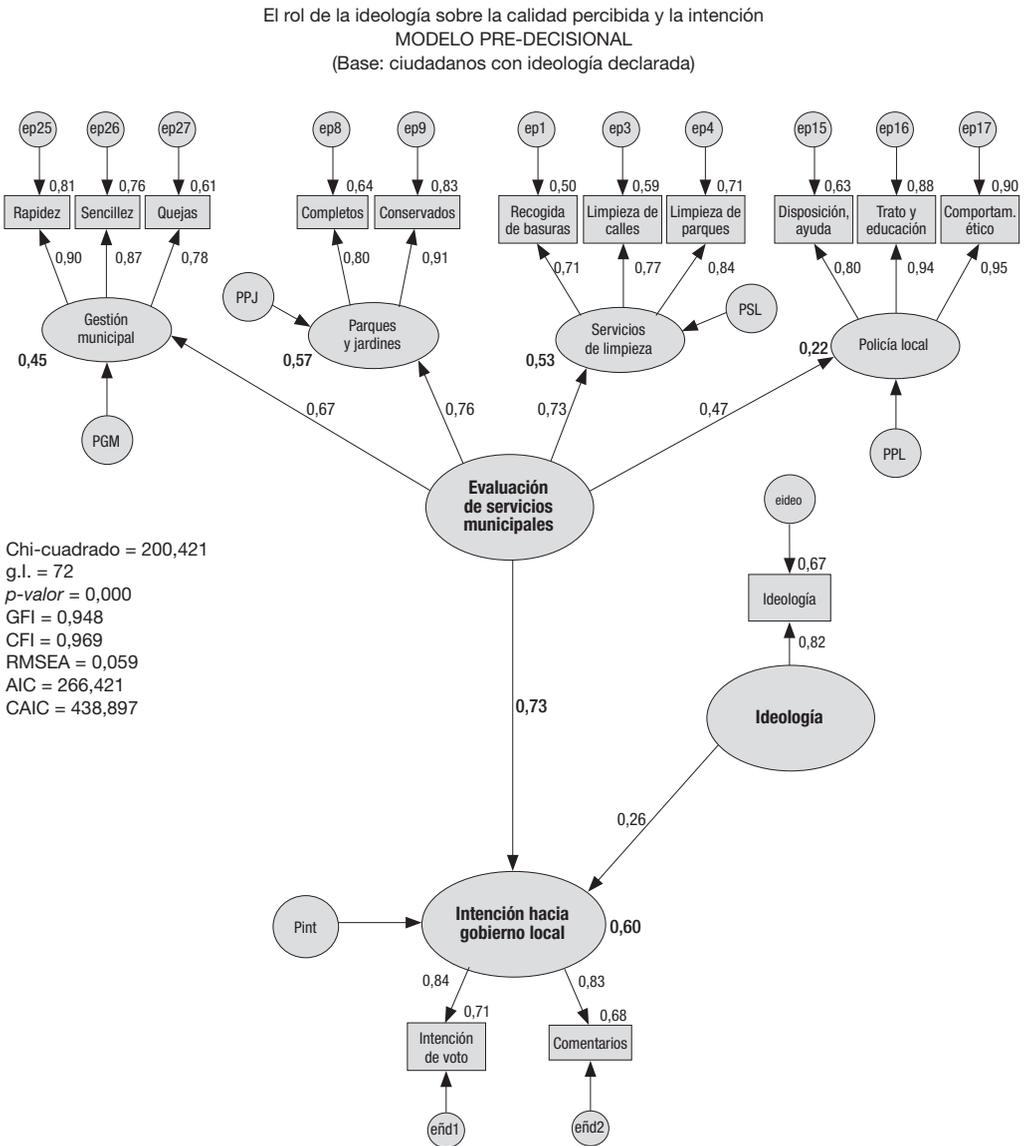
A la luz de los resultados, concluimos que el modelo postdecisional es más empírico, responde mejor al requerimiento de los datos.

La calidad percibida de los servicios impacta sobre la formación de la intención de conducta (expresión de opiniones e intención de voto) y una vez formada la decisión, el sujeto tiende a actualizar su ideología.

El modelo postdecisional es consistente con los resultados de los análisis anteriores:

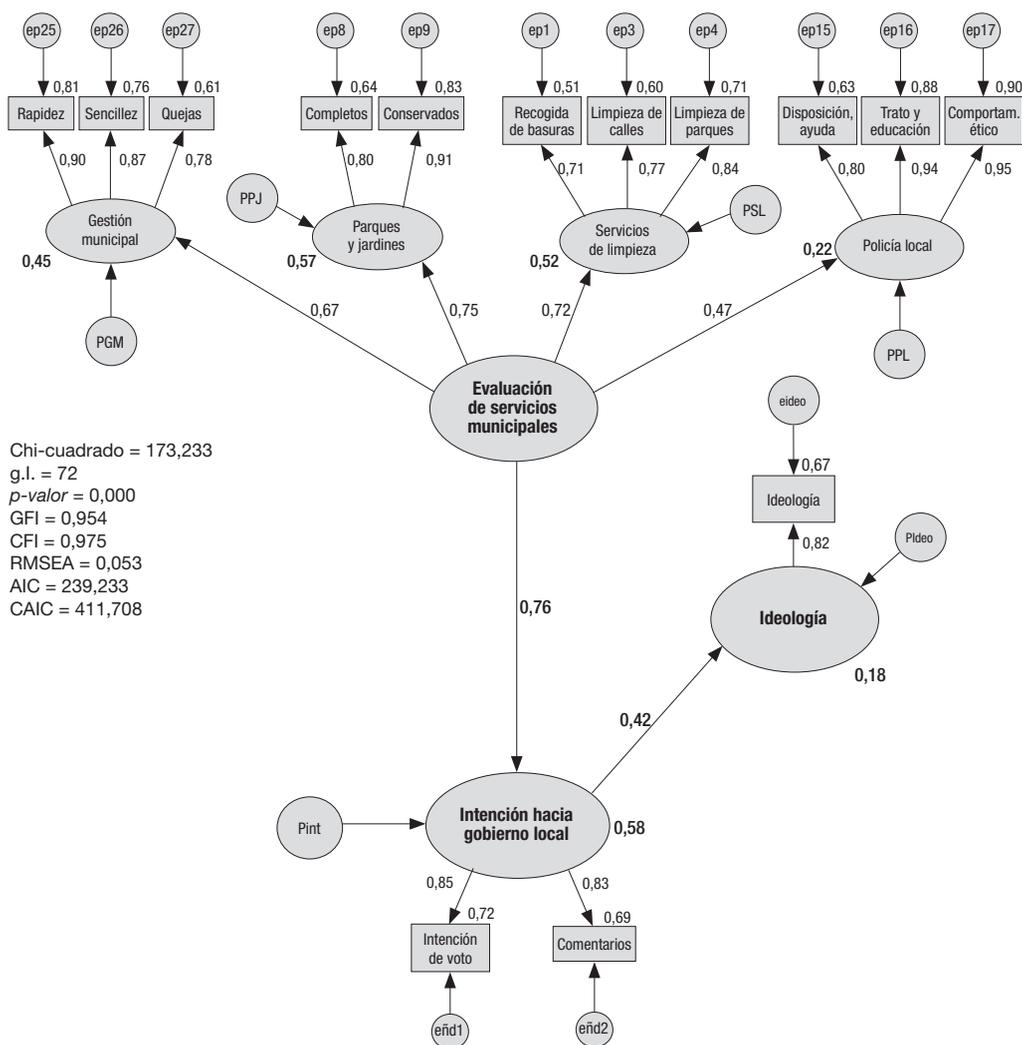
- La ideología no aparecía como variable anterior que anulara la relación entre calidad percibida e intención (H_2 rechazada), ahora sabemos que la ideología es un consecuente de la relación.
- Tampoco aparecía como una variable de interacción con la calidad percibida sobre la intención (H_3 rechazada), simplemente porque no interviene en la relación.
- Sin embargo, aparecía asociada a las dos variables de la relación, más con la intención de conducta que con la calidad percibida (H_1 aceptada), pero ahora sabemos que el alineamiento puede ser retrospectivo, la identidad ideológica se encontraría presionada, en primer término, por la decisión política y ésta, a su vez, por la calidad percibida.

Figura 6. Comparación de los modelos autoperceptivos predecisionales y postdecisionales.



Chi-cuadrado = 200,421
 g.l. = 72
 p-valor = 0,000
 GFI = 0,948
 CFI = 0,969
 RMSEA = 0,059
 AIC = 266,421
 CAIC = 438,897

El rol de la ideología sobre la calidad percibida y la intención
MODELO POST-DECISIONAL
 (Base: ciudadanos con ideología declarada)



Chi-cuadrado = 173,233
 g.l. = 72
 p-valor = 0,000
 GFI = 0,954
 CFI = 0,975
 RMSEA = 0,053
 AIC = 239,233
 CAIC = 411,708

	χ^2	g.l.	p-valor	GFI	CFI	RMSEA	AIC	CAIC
Modelo predecisional	200,4	72	0,000	0,948	0,969	0,059	266,4	438,9
Modelo postdecisional	173,2	72	0,000	0,954	0,975	0,053	239,2	411,7

El mecanismo postdecisional podría ser congruente con la atenuación del efecto de identidad ideológica registrado en España a comienzos del año 2000. Kerman Calvo y José Ramón Montero (2002) han registrado una debilitación de la identidad religiosa que ha llevado a un voto menos ideológico. El mismo fenómeno de atenuación ideológica lo ha detectado Javier Polavieja (2001), aunque el origen es diferente: la pérdida de identificación de clase. La tesis de la debilitación de la identidad ideológica apuntaría a que se está instalando en nuestra sociedad un mecanismo de «elección más racional», que tiene su origen en la percepción de los asuntos públicos (Torcal y Medina, 2002; Bélanger et al., 2006; Lewis-Beck y Lobo, 2011).

El argumento que acentúa la incapacidad ciudadana para producir medidas válidas sobre el *performance* administrativo por razones ideológicas parece debilitarse. Hoy en día, en lo que respecta a los asuntos locales, las personas muestran capacidad suficiente para formar sus intenciones políticas a partir de juicios de calidad de los servicios, cada vez más libres de interferencia ideológica.

Discusión

Estos hallazgos apuntan la idea de que, en la Administración local, las actitudes hacia el gobierno dependen más del reconocimiento que hacen los ciudadanos de la calidad de los servicios que del compromiso ideológico. De alguna forma, invertir en calidad, mejorar la percepción de los servicios, acaba trasladándose al clima de opinión, la intención de voto y la sensibilidad ideológica.

Ahora bien, estos resultados no deben entenderse en términos explicativos. El mecanismo concreto que transforma percepción del servicio en intención²⁵ no ha sido objeto de esta investigación, tan sólo se ha examinado la contaminación ideológica en esa relación.

¿Quiere esto decir que debemos sacralizar las medidas de ciudadano y considerarlas un reflejo exacto del *performance*? Esta sería una actitud insensata. Las medidas subjetivas no suplantán las medidas de observación objetiva, más bien suponen un complemento necesario.

Para un gestor, las medidas objetivas de la acción administrativa son estériles si no están referenciadas y validadas por el reconocimiento social, que es el puente necesario para entender la reacción pública. Ese carácter mediador de la evaluación subjetiva entre las medidas objetivas del servicio y la reacción pública es el que ahora rescatamos como válido y necesario.

Nosotros pensamos que las medidas subjetivas del ciudadano deben normalizarse en los programas de evaluación e incorporarse a los cuadros de mando de las administraciones públicas. Por lo tanto, nos unimos a las voces recientes que reconocen el valor de la percepción subjetiva como referente del *performance* administrativo (Van Ryzin et al., 2008; Shingler et al., 2008; Dalehite, 2008; Morgeson III y Mithas, 2009; James, 2009; Bruning, 2010; Chen et al., 2010),

25. El proceso explicativo que transforma la percepción de la calidad en intención de conducta es el objeto de un manuscrito de los mismos autores aún no publicado (Carreras y González, 2011b).

máxime cuando en la Europa continental, a diferencia del mundo anglosajón, hay cierta desorientación a la hora de organizar los sistemas de medida del funcionamiento de la Administración local (Kuhlmann, 2010).

La proposición del mecanismo postdecisional aporta dos ventajas adicionales a la gestión socialmente eficiente de la Administración:

1. Las variaciones en la calidad de los servicios son reconocidas con la misma intensidad entre grupos con ideologías distintas. Aunque cada uno parte de su nivel de valoración correspondiente, los cambios son detectados y se traducen con la misma fuerza en intenciones de conducta. Este supuesto es vital para la gestión de la calidad, porque supone que la población será sensible, cada uno desde su posición ideológica, a las mejoras que se implementen.
2. Posiblemente, la gestión de calidad pueda tener un efecto indirecto, a través de la emergencia de nuevas conductas de opinión y voto, en las opciones ideológicas de los individuos. De esta forma, esperamos pequeños cambios en las identidades políticas individuales, en función de la gestión eficiente de los servicios.

Sin embargo, la presencia del mecanismo postdecisional sólo ha quedado demostrada parcialmente porque es deudora del diseño transversal de investigación (Singer y Willet, 2003). Se trata más de una hipótesis que ha emergido de los resultados y que requiere confirmación mediante un diseño longitudinal, en el tiempo, para aclarar, sin lugar a dudas, que la ideología personal es más una consecuencia directa de la decisión de cambio que la condición.

Futuras investigaciones

Si la evaluación ciudadana de los servicios es una medida imprescindible para la gestión, se abre un nuevo campo de trabajo que ha sido escasamente abordado en la literatura de la gestión administrativa o del marketing. ¿Cómo se relacionan funcionalmente las medidas internas del acto administrativo, con las valoraciones de los actos de servicio desde el punto de vista del ciudadano? La evidencia de correlación en las últimas investigaciones (Licari et al., 2005; Van Ryzin et al., 2008) es, a todas luces, insuficiente para organizar una distribución eficiente de los recursos hacia la mejora.

Por último, un prometedor campo de investigación, tal vez de mayor interés para la literatura politológica, lo encontramos en el estudio de la relación entre el *performance* percibido y el comportamiento político de la ciudadanía. La literatura existente es más bien parcial, por un lado, se sitúan las investigaciones que relacionan la satisfacción o la confianza institucional con el voto y/o la participación política, por el otro, estarían los intentos de explicar el mecanismo que enlaza la calidad percibida con la satisfacción, pero modelos integradores que enlacen la calidad percibida con las conductas son prácticamente inexistentes (Carreras y González, 2011b).

Referencias bibliográficas

- ANDERSON, Rolph (1973). «Consumer Dissatisfaction: The Effect of Disconfirmed Expectancy on Perceived Product Performance». *Journal of Marketing Research*, 10, 38-44.
- AJZEN, Icek (1991). «The Theory of Planned Behaviour». *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50, 179-211.
- BAGOZZI, Richard P. (1992). «The self-Regulation of Attitudes, Intentions, and Behavior». *Social Psychology Quarterly*, 55 (2), 178-204.
- BÉLANGER, Éric; LEWIS-BECK, Michael S.; CHICHE, Jean; TIBERJ, Vincent (2006). «Party, Ideology, and Vote Intentions: Dynamics from the 2002 French Electoral Panel». *Political Research Quarterly*, 59 (4), 503-515.
- BEM, Daryl (1972). «Self-Perception Theory». En: BERKOWITZ, L. (ed.). *Advances in Experimental Social Psychology*. Nueva York: Academic Press.
- BERRY, William D.; RINGQUIST, Evan J.; FORDING, Richard C. y HANSON, Russell L. (1998). «Measuring Citizen and Government Ideology in the American States 1960-93». *American Journal of Political Science*, 42 (1), 327-348.
- BOLLEN, Kenneth A. (1989). *Structural Equation Models with Latent Variables*. Nueva York: John Wiley and Sons. Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics.
- BROWN, Karin y COULTER, Phillip B. (1983). «Subjective and Objective Measures of Police Service Delivery». *Public Administration Review*, 43 (1), 50-58.
- BRUNING, Ed (2010). «A Methodological Assessment of Ten Years of Canada's First Satisfaction Survey Research». *International Review of Administrative Sciences*, 76 (1), 85-91.
- BYRNE, Barbara (2004). «Testing for Multigroup Invariance Using AMOS Graphics: A Road Less Traveled». *Structural Equation Modeling*, 11 (2), 272-300.
- BYRNE, Barbara M. y STEWART, Sunita M. (2006). «The MACS Approach to Testing for Multigroup Invariance of a Second-Order Structure: A Walk Through the Process». *Structural Equation Modeling*, 13 (2), 287-321.
- CALVO, Kerman y MONTERO, José Ramón (2002). «Cuando ser conservador ya no es un problema: religiosidad, ideología y voto en las elecciones generales de 2000». *Revista Española de Ciencia Política*, 6 (abril), 17-56.
- CALZADA, Inés y PINO, Eloísa del (2008). «Perceived efficacy and citizens' attitudes towards welfare state reform». *International Review of Administrative Sciences*, 74 (4), 555-574.
- CARRERAS, Enrique (2006). «El pronóstico en modelos estructurales: Predecir la satisfacción latente». En: LÉVY MANGIN, Jean-Pierre (ed.). *Modelización con Estructuras de Covarianzas en Ciencias Sociales*. La Coruña: Netbiblo.
- CARRERAS, Enrique y CARRERAS, Ana (2012). «The primacy of the subjective data in local administrative action's assessment: the efficient social management». *The ECPR Standing Group on Regulation & Governance held its 4th Biennial Conference at the University of Exeter in June*. Seminar Room 5. Friday, 29 June
- CARRERAS, Enrique y GONZÁLEZ, Benjamín (2011a). «La evaluación ciudadana de la Administración Local: "La escala multidimensional jerárquica" como instrumento para medir la calidad de los Servicios Locales». *Papers: Revista de Sociología*, 97 (2).
- (2011b). *El paradigma intencional en la evaluación ciudadana de la Administración Local: La utilidad versus el bienestar*. Revista Internacional de Sociología, próxima publicación. doi:10.3989/ris.2011.07.08.
- CHEN, Fang Fang (2007). «Sensitivity of Goodness of Fit Indexes to Lack of Measurement Invariance». *Structural Equation Models*, 14 (3), 464-504.

- CHEN, Fang Fang; SOUSA, Karen H. y WEST, Stephen G. (2005). «Testing measurement Invariance of Second-Order Factor Models». *Structural Equation Modeling*, 12 (3), 471-492.
- CHEN, Zhenming; LI, Deguo y WANG, Jing (2010). «Citizen Attitudes Toward Local Government Public Services: A Comparative Analysis Between the City of Xiamen and the City of Phoenix». *Public Performance and Management Review*, 34 (2), 221-235.
- CHEUNG, Gordon W. y RENSVDOLD, Roger B. (2002). «Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance». *Structural Equation Modeling*, 9 (2), 233-255.
- CHURCHILL, Gilbert A. (1979). «A Paradigm for Developing Better Measures of Marketing Constructs». *Journal of Marketing Research*, 16, 64-73.
- CONVERSE, Philip E. y PIERCE, Roy (1986). *Political Representation in France*. Cambridge, MA: Belknap-Harvard University Press.
- CRONIN, J. Joseph Jr.; BRANDY, Michael K. y HULT, G. Tomas M. (2000). «Assessing the Effects of Quality, Value, and Customer Satisfaction on Consumer, Behavioral Intentions in Service Environments». *Journal of Retailing*, 76 (2), 193-218.
- DALEHITE, Esteban G. (2008). «Determinants of Performance measurement: An Investigation into the Decision to Conduct Citizen Surveys». *Public Administration Review*, 68 (5), 891-907.
- DE VELLIS, Robert F. (2003). *Scale Development: Theory and Applications* (2a ed.). Londres: Sage Publications.
- EVANS, Geoffrey y ANDERSEN, Robert (2004). «Do Issues Decide? Partisan Conditioning and Perceptions of Party Issue Positions across the Electoral Cycle». *British Elections & Parties Review*, 14, 18-39.
- (2006). «The Political Conditioning of Economic Perceptions». *The Journal of Politics*, 68 (1), 194-207.
- GROVES, Robert M.; FOWLER Jr., Floyd J.; COUPER, Mick P.; LEPKOWSKI, James M.; SINGER, Eleanor y TOURANGEAU, Roger (2009). *Survey Methodology* (2a ed.). Nueva Jersey: John Wiley and Sons.
- HANCOCK, Gregory R. y LAWRENCE, Frank R. (2006). «Using Latent Growth Models to Evaluate Longitudinal Change». En: HANCOCK, R. Gregory y MUELLER, Ralph O. (ed.). *Structural Equation Modeling: A Second Course*. Greenwich, Connecticut: Information Age Publishing IAP.
- HARRIS, Lloyd C. y GOODE, Mark M.H. (2004). «The four levels of loyalty and the pivotal role of trust: A study of online service dynamics». *Journal of Retailing*, 80, 139-158.
- HOOGLAND DEHOOG, Ruth; LOWERY, David y LYONS, William E. (1990). «Citizen Satisfaction with Local Governance: A Test of Individual, Jurisdictional, and City-Specific Explanations». *Journal of Politics*, 52 (3), 807-837.
- HU, Li-tze y BENTLER, Peter (1999). «Cutoff Criteria for Fir Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria Versus New Alternatives». *Structural Equation Modeling*, 6 (1), 1-55.
- JAMES, Oliver (2009). «Evaluating the Expectations Disconfirmation and Expectations Anchoring Approaches to Citizen Satisfaction With Local Public». *Journal of Public Administration Research and Theory*, 19 (1), 107-123.
- JAMES, Oliver y JOHN, Peter (2007). «Public Management at the Ballot Box: Performance Information and Electoral Support for Incumbent English Local Government». *Journal of Public Administration Research and Theory*, 17, 567-580.

- KELLY, Janet M. (2005). «The Dilemma of the Unsatisfied Customer in a Market Model of Public Administration». *Public Administration Review*, 65 (1), 76-84.
- KELLY, Janet M. y SWINDELL, David (2002). «Service Quality Variation Across Urban Space: First Steps Toward a Model of Citizen Satisfaction». *Journal of Urban Affairs*, 24 (3), 271-288.
- KIM, Soonhee (2010). «Trust in Government in Japan and South Korea: Does the Rise of Critical Citizen Matter?». *Public Administration Review*, 70, 801-810.
- KLINE, Rex (1998). *Principle and Practice of Structural Equation Modeling*. Nueva York: Division of Guilford Publications.
- KUHLMANN, Sabine (2010). «Performance Measurement in European local governments: A comparative analysis of reform experiences in Great Britain, France, Sweden and Germany». *International Review of Administrative Sciences*, 76 (2), 331-345.
- LEWIS-BECK, Michael S. y LOBO, Marina Costa (2011). «Anchoring the Portuguese Voter: Panel Dynamics in a Newer Electorate». *Political Research Quarterly*, 64 (2), 293-308.
- LEWIS-BECK, Michael S.; NADEAU, Richard y ELIAS, Angelo (2008). «Economics, Party, and the Vote: Causality Issues and Panel Data». *American Journal of Political Science*, 52 (1), 84-95.
- LICARI, Michael J.; MCLEAN, William y RICE, Tom W. (2005). «The Condition of Community Streets and Parks: A Comparison of Residential and Nonresidential Evaluations». *Public Administration Review*, 65 (3), 360-368.
- LOBO, Marina Costa (2006). «Short-term voting determinants in a young democracy: Leader effects in Portugal in the 2002 legislative elections». *Electoral Studies*, 25, 270-86.
- LYONS, William E.; LOWERY, Davis y HOOGLAND DEHOOG, Ruth (1992). *The politics of Dissatisfaction: Citizen, Services, and Urban Institutions*. Nueva York / Londres: M.E. Sharpe, Inc, Armok.
- MACKINNON, David P. (2008). *Introduction to Statistical Mediation Analysis*. Nueva York: Lawrence Erlbaum Associates.
- MIZRAHI, Shlomo; VIGODA-GADOT, Eran y VAN RYZIN, Gregg (2010). «Public Sector Management, Trust, Performance, and Participation: A citizen Survey and National Assessment in United States». *Public Performance and Management Review*, 34 (2), 268-312.
- MONTERO, José Ramón; CALVO, Kerman y MARTÍNEZ, Álvaro (2008). «El voto religioso en España y Portugal». *Revista Internacional de Sociología*, 66 (51), 19-54.
- MONTORO ROMERO, Ricardo (2007). «Voto, ideología y centro político». *Cuadernos de Pensamiento Político*, 14 (abril-junio), 49-80.
- MORGESON III, Forrest V. y MITHAS, Sunil (2009). «Does E-Government Measure Up to E-Business? Comparing End User Perceptions of US Federal Government and E-Business Web Sites». *Public Administration Review*, 69 (4), 740-752.
- NUNNALLY, Jum C. y BERSTEIN, Ira H. (1994). *Psychometric Theory*. Nueva York: McGraw Hill. Series in Psychology.
- OLIVER, Richard (1997). *Satisfaction: A Behavioral Perspective on the Consumer*. Nueva York: McGraw-Hill.
- OSHIKAWA, Sadaomi (1968). «The Theory of Cognitive Dissonance and Experimental Research». *Journal of Marketing Research*, 5 (noviembre), 429-430.
- PIERCE, Roy (1995). *Choosing the Chief: Presidential Elections in France and United States*. Ann Arbor: University Michigan Press.
- PLOUS, Scott (1993). *The Psychology of Judgment and Decision Making*. Nueva York: McGraw-Hill.

- POLAVIEJA, Javier G. (2001). «¿Qué es el voto de clase?: Los mecanismos del voto de clase en España». *Zona Abierta*, 96-97, 173-213.
- ROCH, Christine H. y POISTER, Theodore H. (2006). «Citizens, Accountability, and Service Satisfaction: The Influence of Expectations». *Urban Affairs Review*, 41 (3), 292-308.
- RYAN, Michael J.; BUZAS, Thomas y RAMASWAMY, Venkatram (1995). «Making a CSM a Power Tool: Composite Indices Boots the Value of Satisfaction Measures for Decision Making». *Marketing Research*, 7 (3), 11-16.
- SHINGLER, John; VAN LOON, Mollie E.; ALTER, Theodore R. y BRIDGER, Jeffrey C. (2008). «The Importance of Subjective Data for Public Agency Performance Evaluation». *Public Administration Review*, 68 (6), 1101-1111.
- SINGER, Judith D. y WILLET, John B. (2003). *Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and Event Occurrence*. Nueva York: Oxford University Press.
- SINOPOLI, Francesco de; FERRARIS, Leo y IANNANTUONI, Giovanna (2011). «The effect of ideology on policy outcomes in proportional representation systems». *Mathematical Social Sciences*, 62, 87-90.
- TORCAL, Mariano y MEDINA, Lucía (2002). «Ideología de voto en España 1979-2000: Los procesos de reconstrucción nacional de la identificación ideológica». *Revista Española de Ciencia Política*, 6, 57-96.
- VAN RYZIN, Gregg G. (2006). «Testing The Expectancy Disconfirmation Model of Citizen Satisfaction with Local Government». *Journal of Public Administration Research and Theory*, 16, 599-611.
- (2007). «Pieces of a Puzzle: Linking Government, Citizen Satisfaction, and Trust». *Public Performance and Management Review*, 30 (4), 521-535.
- VAN RYZIN, Gregg G.; IMMERWAHR, Stephen y ALTMAN, Stan (2008). «Measuring Street Cleanliness: A comparison of New York City's Scorecard and Results from a Citizen Survey». *Public Administration Review*, 68 (2), 295-303.
- VEIGA, Francisco José y GONÇALVES VEIGA, Linda (2004). «The determinants of vote intentions in Portugal». *Public Choice*, 118, 341-364.
- YANG, Yongheng (2010). «Adjusting for percepticon bias in Citizens' Subjective Evaluations». *Public Performance and Management Review*, 34 (1), 38-55.
- YANG, Kaifeng y HSIEH, Jun Yi (2007). «Managerial Effectiveness of Government Performance Measurement: Testing a Middel-Range Model». *Public Administration Review*, 67 (5), 861-879.

