

Autoposicionamiento ideológico y distorsiones idiosincráticas en los estudios basados en juicios de expertos mexicanos

Ideological self-positioning and idiosyncratic distortions in studies based on experts' judgements

Diego Reynoso

Resumen

Aunque se critica el uso de juicios de expertos para realizar estimaciones y comparaciones, cada vez es más aceptado en la comunidad académica su utilización para estimar fenómenos que no tienen medidas objetivas. Pero la heterogeneidad de la información recuperada de los expertos podría introducir algún sesgo en las estimaciones que los académicos utilizan para hacer comparaciones y probar hipótesis. Mi propuesta es aplicar el procedimiento de escalado de Aldrich & McKelvey y la generalización de Poole & Palfrey, para mostrar la relación entre el autoposicionamiento ideológico del experto, la posición “verdadera ideológica” de los expertos y su nivel de información política. Para mostrar esto, pruebo tres hipótesis alternativas sobre “ideología e información” en una muestra de expertos subnacionales mexicanos. Los expertos subnacionales mexicanos tienen un nivel heterogéneo de información política, pero en general es alto. Sin embargo, una fracción de los expertos tiene bajos niveles de información política y se correlacionan con posiciones moderadas del espacio político. Por el contrario, los expertos extremistas muestran altos niveles de información política.

Palabras clave: Juicios de expertos, Ideología, izquierda-derecha, autoposicionamiento ideológico, política subnacional

Abstract

Although the use of expert judgment to make estimates and comparisons is criticized, it is becoming ever more widely accepted in the academic community for estimating phenomena that have no objective measures. But the heterogeneity of the information recovered from experts could introduce some bias in the estimates that scholars use to make comparisons and to test hypothesis. My proposal is to apply the Aldrich & McKelvey scaling procedure and the Poole & Palfrey generalization, to show the relationship between the ideological expert autopositioning, the “true ideological” position of the experts and their level of political information. To show this I test three alternative hypothesis on “ideology and information” in a sample of mexican subnational experts. Mexican subnational experts have heterogeneous level of political information, but in general it is high. However a fraction of experts have low levels of political information and correlate with moderate positions of the political space. In contrast, extremist experts show high levels of political information.

5

Key Words: Experts' Judgement, Ideology, Left-Right, Ideological self-positioning, subnational politics

Introducción

Recurrir al juicio de expertos se está haciendo cada vez más común (y necesario) en los estudios de unidades de observación políticas agregadas (regímenes, gobiernos, partidos, instituciones) que presentan aspectos de difícil observación directa o son inobservables directamente y/o que poseen dificultad para su medición (Schedler, 2012). La posición ideológica de los partidos es uno de los campos donde se ha desarrollado una tradición en el uso de esta estrategia. A diferencia de la mayoría de los estudios de esta característica donde los juicios de expertos se utilizan como fuente para medir propiedades que no podemos observar o de difícil observación (i.e. las posiciones de los partidos) en este estudio se analizan los juicios de los expertos *per se*, y su relación con los resultados que esos juicios producen. En particular, este trabajo analiza si existe una relación entre el autoposicionamiento ideológico de los expertos y las distorsiones de sus juicios (o la información política que poseen). La muestra está integrada por académicos expertos de las 32 entidades subnacionales de México.

El enfoque básico que adoptamos en este artículo se apoya en los primeros trabajos de las teorías competitivas de la política de (Black, 1948) y (Downs, 1957) así como en las correcciones de los modelos espaciales de competencia (Brams, 1983) y la teoría espacial de la política (Enelow & Hinich, 1984). El artículo ofrece evidencia sobre la distribución de los expertos en relación a la distribución de los candidatos y partidos, los niveles variables de información política de los expertos entrevistados y la relación entre las posiciones centristas de los expertos y las

distorsiones en sus juicios (o menor nivel de información política). Esto último, no implica que todos los expertos informados sean extremistas y todos los expertos poco informados sean moderados, pero sí que en promedio los expertos con mayores distorsiones en sus percepciones (i. e. menos informados) tienden a ubicarse en el centro.

Literatura previa

Los estudios de política mediante encuestas o entrevistas a expertos tienen una larga tradición en la disciplina. Desde 1972 Freedomhouse, por ejemplo, realiza una consulta permanente a expertos para estimar los niveles relativos de libertad civil y derechos políticos en los estados independientes. Recientemente una oleada de estudios sobre regímenes políticos provinciales, subnacionales o subestatales realizadas en Rusia (McMann & Petrov, 2000), en Kirgistán (McMann, 2006), en Argentina (Gervasoni, 2010) y en México (Loza & Méndez, 2013) han utilizado este tipo de metodología y técnicas de recolección de información. Esta “tradicción” de estudios, a diferencia de la tradición “objetiva” que se basa en mediciones que no dependen de la opinión del experto, del investigador, o de fuentes secundarias (Schedler, 2012), construye indicadores basados en percepciones (*perceptionbased index*) (Kaufmann, Kraay, & Mastruzzi, 2005). En estos estudios o estrategias de investigación el investigador realiza un juicio informado sobre ciertos aspectos del régimen democrático en un país/provincia dado a partir de fuentes secundarias como es la de consultar a expertos sobre el país/provincia. Esta estrategia es la que siguen las mediciones más usadas sobre niveles o grado de democracia como Polity IV (Jagers & Gurr, 1995; Marshall & Jagers, 2009), el rating de Freedom House (2010) sobre derechos políticos y libertades civiles, el índice de Poliarquía de Coppedge & Reinicke (1990), todos los cuales usan mediciones basadas en juicios de expertos. El más ambicioso y completo estudio sobre regímenes políticos, el proyecto Varieties of Democracy (V-Dem) basa sus índices en rondas de expertos también, con exámenes de validez y replicabilidad por parte de quienes codifican la información (Lindberg, Coppedge, Gerring, & Teorell, 2014). Además, a diferencia de Freedom House y Polity, por ejemplo, los datos están disponibles para su replicación e inspección pública. Estas estimaciones asumen que recurrir al juicio de expertos tiene ventajas comparativas importantes allí donde normalmente el acceso a fuentes de información comparables y exhaustivas encuentra un límite (Schedler, 2012) y también cuando acudir únicamente a la indagación sobre leyes y reglamentos resulta difícil sino imposible o bien cuando se necesita incorporar el funcionamiento *real* de los actores políticos y el uso que éstos hacen de las reglas y los recursos institucionales. Los investigadores enfatizan las ventajas de los índices basados en juicios de expertos con un profundo conocimiento de la política (Bowman, Lehoucq, & Mahoney, 2005). Contar con datos comparables por la coherencia técnica con que se generan es indispensable para eliminar estos vacíos, de modo que se considera que la evaluación de estos fenómenos mediante la consulta a expertos es una buena manera de contribuir a subsanar la ausencia de datos.

En esa misma línea, y con una larga tradición en la disciplina, se ha recurrido al juicio de expertos para estimar posiciones de los partidos políticos y candidatos, como en los clásicos estudios de (Castles & Mair, 1984) (Laver & Hunt, 1992), (Huber & Inglehart, 1995), (Mair, 2001), (Benoit & Laver, 2007), (Laver, 2014) entre otros en Europa (Wiesehomeier & Doyle, 2012) y (Saiegh, 2015) para los partidos y políticos de América Latina y (Reynoso, 2015) para los partidos, gobernadores y candidatos a nivel subnacional en México, por ejemplo.

6

Recurrir al juicio de expertos para realizar comparaciones (y tomar decisiones) es ampliamente aceptado por una gran parte de académicos en la disciplina (Schedler, 2012) y se considera que además permiten obtener estimaciones con menor error (Benoit & Laver, 2007). Sin embargo, parte de la literatura ha destacado que no está libre de problemas y sesgos (Budge, 2000; G. King & Wand, 2006; Mair, 2001; Steenbergen & Marks, 2007). Los expertos también tienen preferencias políticas que podrían afectar los juicios que realizan sobre la política, los políticos y los partidos. Las potenciales fuentes de sesgos pueden provenir del contexto, de los expertos y del objeto a ser evaluado, como se destaca en el estudio de la integridad de los procesos electorales (Martínez i Coma & van Ham, 2015). Considerarlo puede ser útil para tener una idea más acabada de los alcances y límites de los juicios de expertos, de modo tal que se puedan hacer correcciones para potenciarla.

Con este objetivo, este artículo enfatiza en favor de los estudios que utilizan mediciones basadas en juicios de expertos pero, al mismo tiempo, analiza con cuidado la relación entre los juicios que los expertos vierten sobre las posiciones ideológicas de los partidos políticos y sus propias posiciones ideológicas políticas. En este sentido, no sólo se toma en serio a los expertos como potenciales fuentes de información para producir mediciones (las posiciones de los partidos y los políticos), si no también mediante la comparación paramétrica de las mediciones se analiza la adecuación o discrepancia de los juicios de los propios expertos. En un estudio sobre la relación entre información, ideología y el comportamiento de los votantes, se toma al grado de adecuación o discrepancia de los electores respecto de las posiciones de partidos y políticos estimadas como un indicador de información política (Palfrey & Poole, 1987, p. 512). En la mayoría de los trabajos que utilizan los juicios de electores, expertos o legisladores para estimar las posiciones de los partidos y/o candidatos se asume, por defecto, que los

errores de percepción están distribuidos de manera uniforme entre los entrevistados (Aldrich & McKelvey, 1977). En contraposición, Palfrey & Poole (1987:514) sostienen que ese supuesto es implausible, y que los errores de percepción pueden o no seguir esa distribución, lo cual habría en todo caso que demostrarlo. Consistentemente, el trabajo de Palfrey & Poole (1987) ofrece evidencia respecto de que los “votantes” cuyas posiciones son más excéntricas tienden a tener más información política, en promedio, que los votantes con posiciones centristas. Ese hallazgo tiene implicaciones importantes para nuestro estudio sobre los expertos mexicanos subnacionales, ya que al tratarse de individuos especializados sobre política estatal / subnacional es plausible asumir la hipótesis (H_0) de que los errores de percepción (información política, en términos de Palfrey & Poole) o discrepancias, en mis términos, puedan estar homocedásticamente uniformemente distribuidos (no sistemáticos). En última instancia, se trata de expertos informados sobre los cuales se espera un mayor nivel de información política que el resto de los ciudadanos promedios. Por el contrario, la hipótesis alternativa (H_1), implicaría que las discrepancias tengan un componente sistemático, como en el caso de los votantes. El objetivo del trabajo es poner a prueba estas hipótesis.

Metodología

Para someter a prueba estas hipótesis se tomó una muestra integrada por 234 expertos pertenecientes a las 32 entidades federativas. En cada una de ellas se entrevistó como mínimo a seis expertos¹. Los expertos seleccionados de cada entidad surgieron de una lista de investigadores con publicaciones sobre política local del estado en cuestión que son miembros del SNI, adscritos a una universidad o centro de investigación, con grado de doctor o equivalente². Los expertos fueron contactados para obtener su acuerdo previamente a la entrevista. La entrevista consistió en la aplicación de un cuestionario estructurado con 82 baterías de preguntas. Una de estas (la batería 73a-n) consistió en pedirles a los entrevistados que ubicaran en una escala de 1 a 7 puntos (en donde 1 significa la máxima posición izquierda y 7 la máxima posición derecha) a diferentes estímulos o reactivos (partidos políticos, candidatos y políticos nacionales) (Ver apéndice 1). Los 13 estímulos fueron, en primer lugar, los 7 principales partidos políticos: Partido Acción Nacional (PAN), Partido de la Revolución Democrática (PRD), Partido Revolucionario Institucional (PRI), Partido Verde Ecologista de México (PV), Partido del Trabajo (PT), Nueva Alianza (NA), Movimiento Ciudadano (MC); así como 6 políticos salientes a nivel local y nacional: el gobernador en funciones, el principal candidato de la oposición, el candidato oficialista, el por entonces candidato a presidente Enrique Peña Nieto (EPN), el presidente saliente Felipe Calderón Hinojosa (FCH) y el principal contendiente de ambos: Andrés Manuel Lopez Obrador (AMLO).³ Adicionalmente se les pidió que se autoubicaran en la misma escala, para determinar su propia posición en relación a los diferentes líderes políticos y partidos. En el apéndice 1 se reproduce textualmente la pregunta.

Considerando las “respuestas en bruto” (*raw*) de los expertos, los estímulos fueron ubicados según el valor promedio de las calificaciones que recibieron en la escala de 1–7 puntos de la izquierda–derecha. Los resultados arrojaron la siguiente clasificación de las posiciones promedio para los candidatos y partidos nacionales : Andrés Manuel Lopez Obrador (2.32), el Partido del Trabajo (2.91), el Partido de la Revolución Democrática (3.21) y Movimiento Ciudadano (3.39), todos ellos con valores medios inferiores al valor medio de la escala, que es 4 en la escala de 1–7 puntos. A la derecha del valor medio de la escala, se ubican el Partido Nueva Alianza (4.94), el Partido Verde Ecologista de México (5.38), Enrique Peña Nieto (5.44), el Partido de Acción Nacional (6.19) y Felipe Calderón Hinojosa (6.31)⁴.

Los expertos, por su parte, se ubicaron en su amplia mayoría (el 85% aproximadamente) entre los valores 2 (27%), 3 (33%) y 4 (25%), mientras que un 10.5% se autoubicó en el extremo izquierdo de la escala (el valor 1), mientras que una proporción menor (5.5%) se ubicaron en los valores 5, 6 y 7. La autoubicación promedio en la escala 1–7 fue de 2.89 con un desvío estándar de 1.11. El gráfico 1 presenta el histograma de distribución de las respuestas que los expertos dieron acerca de sus posiciones, esto es— donde ellos se autoubicaban en la escala. El alto de las barras del histograma, como se puede apreciar, representa la fracción de respuestas que corresponde a cada categoría. En el eje horizontal, adicionalmente, se identifican los valores medios crudos de ubicación de cada uno de los estímulos anteriormente descriptos.

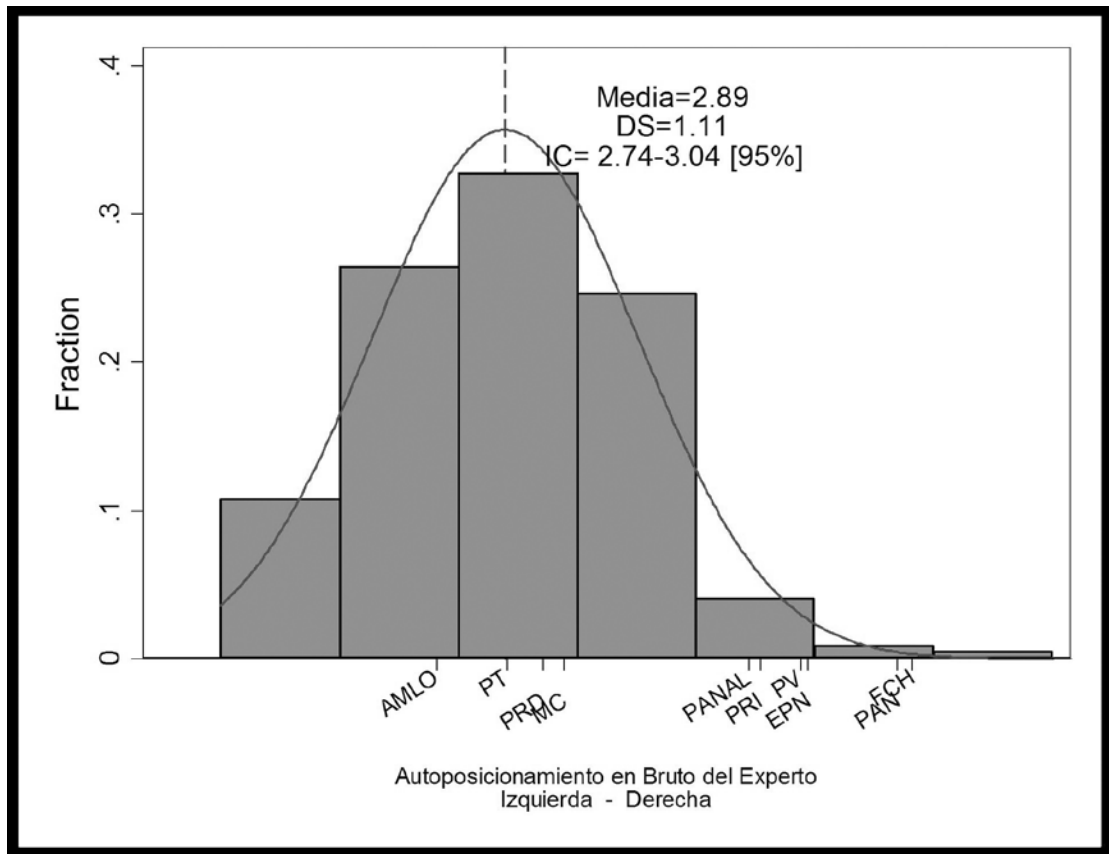
1 Cuando el requisito no pudo reunirse, se flexibilizó el criterio de inclusión a analistas políticos y periodistas, y profesores de universidad. Para una descripción detallada de la metodología utilizada para el muestreo y la clasificación de los expertos consúltese (Loza & Méndez, 2013:358).

2 Respecto de los políticos locales, el criterio que se utilizó fue evaluar al gobernador cuya gestión fuera la “más reciente y que estuviera concluida” al momento de hacerse las entrevistas (octubre-diciembre de 2012 y enero-febrero de 2013), lo que comprende una evaluación de las elecciones a gobernador que tuvieron lugar entre 2007 y 2012 dependiendo del estado en cuestión (Loza & Méndez, 2013:356-357). En otras palabras, se evaluó al gobernador que estuviera en funciones cuando se llevó a cabo la última elección estatal de gobernador. Del mismo modo, se pidió que clasificaran al candidato del partido oficial (i.e. al candidato del partido del gobernador) y al principal candidato opositor contendiente.

3 Se excluyen de la presentación los 96 candidatos subnacionales por razones de claridad expositiva. Considerando los intervalos de confianza de las estimaciones, estos estímulos quedan diferenciados en 4 grupos: AMLO, a la izquierda, el PRD, el PT y MC en el centroizquierda. El PANAL, el PRI, el PVEM y EPN en el centro/centroderecha y el PAN y FCH en la derecha de la escala.

4 Se dice que una pregunta tiene problemas de DIF si individuos con habilidades similares o idénticas tiene diferentes probabilidades de contestarla correctamente (King, et al. 2003).

Gráfico 1: Histograma. Distribución de Autoposicionamiento Ideológico de Expertos en la escala 1-7



Izquierda-Derecha Potenciales distorsiones de la escala y procedimiento de rescalamiento

Del mismo modo que hemos reportado las posiciones de los expertos y los estímulos tal y como ellos se autoubicaron y ubicaron a los mismos en la escala discreta de 7 puntos, las investigaciones suelen reportar como medida de los partidos o políticos (estímulos) que clasifican los promedios simples de las clasificaciones que hacen los expertos (por citar algunos ejemplos Benoit & Laver, 2007; Castles & Mair, 1984; Colomer & Escatel, 2005; Laver & Hunt, 1992). Sin embargo, el tipo de dato “en bruto” que surge de considerar la simple clasificación de los expertos y de los candidatos presenta algunos problemas. A continuación enuncio e ilustro alguno de ellos.

8

En primer lugar, existe una potencial fuente de discrepancia en la mediación entre el objeto a medir y el instrumento de medición. Dado que la posición de los partidos/políticos se encuentra en un espacio (digamos, que va de izquierda a derecha) infinito y continuo, los expertos deben hacer una transformación mental para reportarlas en una escala que sólo admite posiciones finitas y discretas (1-7 puntos). Del mismo modo, cabe suponer, sucede con las posiciones personales que ellos dicen tener en la escala. De este modo, el valor reportado por el experto, tanto de los estímulos como de sus posiciones personales, es una discrepancia de la ubicación que perciben de los partidos y al mismo tiempo de su propia posición.

En segundo lugar, existe una potencial fuente de distorsión en la interpretación de la escala. Cada experto puede entender de manera diferente cada ítem de la misma, mientras algunos pueden asumir que 3 y 5 son valores que representan satisfactoriamente la centroizquierda y la centroderecha, otros pueden considerar que el 2 y el 6 son mejores expresiones, y otros pueden tender a usar en extenso la escala utilizando los extremos 1 y 7.

En tercer lugar, existe una potencial fuente de distorsión debido a las posiciones relativas que los expertos tienen en el mismo espacio político en el que observan a los estímulos. Los entrevistados pueden portar un componente ideológico subjetivo que tiende a exagerar las posiciones de los estímulos que perciben alejados de sus propias preferencias políticas. De este modo, es común que un entrevistado ubicado a la izquierda tienda a reportar con un cierto sesgo hacia la derecha a los partidos y candidatos, mientras que

un entrevistado que se autoubique a la derecha tienda a reportar las posiciones de esos mismos partidos y candidatos con un sesgo hacia la izquierda. Este sesgo es común en investigaciones realizadas en USA, entre republicanos y demócratas (Bakker, Jolly, Polk, & Poole, 2014). Si bien el sesgo es común entre los votantes, los expertos podrían no ser inmunes al mismo.

Los problemas de comparabilidad descriptos brevemente son conocidos en la literatura especializada como *Differential Item Functioning*⁵ o *DIF* (Gary King, Murray, Salomon, & Tandon, 2003). Para reducir o minimizar los potenciales problemas utilizamos el procedimiento de “escalamiento” (*scaling procedure*) de Aldrich & McKelvey, (1977), en adelante A&M, generalizado por (Armstrong, Bakker, Carroll, Hare, & Poole, 2014; Poole, 1998) a múltiples dimensiones.

De manera general, el modelo A&M asume que los candidatos y partidos tienen posiciones “verdaderas” (Z_j) en un espacio continuo (\mathbb{R}) y que cada experto i (entrevistado o votante) percibe esas posiciones (Y_{ij}), de la siguiente forma:

$$Y_{ij} = Z_j + e_{ij}.$$

Donde, e_{ij} es una variable aleatoria con distribución normal y media cero, con varianza positiva (homocedasticidad) y covarianza cero. Adicionalmente A-M introduce dos parámetros de distorsión: c_i (el *intercept term* o término a) y w_i (el término β o *weight term*) que transforman las posiciones percibidas sobre los políticos y partidos (Y_{ij}) en las posiciones que los entrevistados reportan en la escala acerca de los políticos y partidos (Z_{ij}).

$$Z_{ij} = 1/w_i (Y_{ij} - c_i)$$

De este modo, conociendo la respuesta del experto i respecto de los políticos y partidos j (Z_{ij}) y conociendo la estimación factorial de la posición espacial de cada político o partido (Y_{ij}) podemos estimar el valor del coeficiente w_i y el intercept c_i con que cada entrevistado i transforma linealmente su percepción:

$$Y_{ij} = c_i + w_i Z_{ij}$$

Habiendo estimado, w_i y c_i , mediante mínimos cuadrados ordinarios, podemos obtener en un espacio común la “posición ideal” del experto i (E_i) transformando linealmente su autoubicación reportada en la escala (X_i) al espacio común. De modo que,

$$E_i = c_i + w_i X_i$$

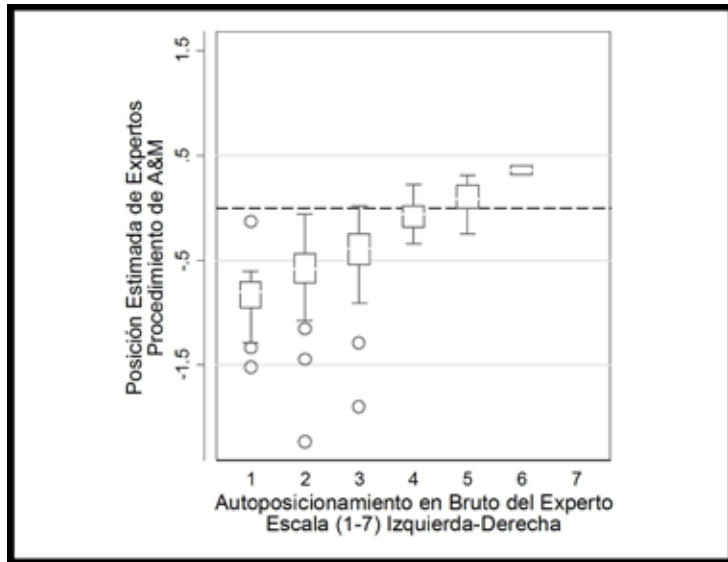
Mediante este procedimiento, podemos resumir las posiciones espaciales de todos los expertos entrevistados, conjuntamente con las posiciones espaciales de los estímulos en un mismo “espacio básico” no restringido a los valores discretos de la escala 1-7 puntos. La metodología consiste en utilizar la información que proveen los entrevistados (en este caso, expertos) respecto de los estímulos o reactivos (candidatos y partidos) para estimar el sesgo de percepción de cada entrevistado y obtener las posiciones de ambos: estímulos y entrevistados. El propósito de reconstruir la información espacial desde las escalas de temas o estímulos, es detectar las dimensiones subyacentes que explican las relaciones básicas entre los entrevistados y los reactivos, sobre los cuales vuelcan sus juicios. De allí el nombre de “espacio básico” (*basic space*).

Espacio Básico

El proceso de escalamiento, como se ha desarrollado en el apartado anterior, transforma las respuestas discretas de la escala 1-7 en posiciones en un espacio continuo corregido. Como se puede apreciar en el gráfico 2, el escalamiento de A&M corrige los sesgos derivados del DIF reubicando a los expertos en el espacio. En comparación con encuestas a electorados masivas y encuestas a elites legislativas (Saiegh, 2009), la autoubicación y la posición estimada de los expertos es consistente. No obstante, se destaca que expertos que se autopusieron en el extremo derecho, no resultaron tan radicalmente extremos en la reestimación. En contraposición, algunos expertos que se autoubicaron en posiciones relativamente centristas (3) fueron reubicados hacia el extremo izquierdo. En el Gráfico 2 se puede observar la relación entre el autopusicionamiento en la escala de 1-7 puntos (eje horizontal) y la posición estimada mediante el reescalamiento de A&M.

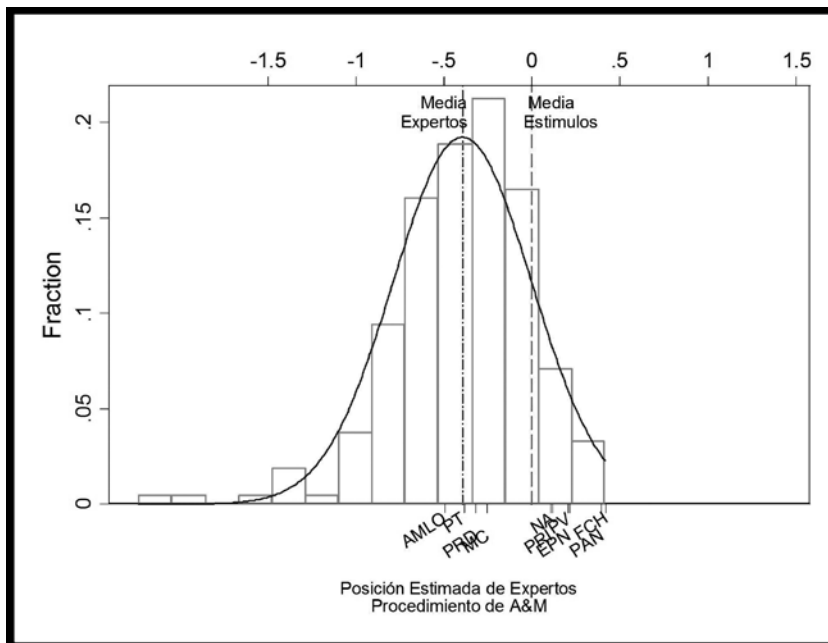
⁵ La detección de estos casos se realiza mediante la observación de los *negative weights* de modelo, esto es: los valores individuales de w_i que son negativos en las estimaciones. En otras palabras, se trata de derechistas que se creen izquierdistas o izquierdistas que se creen derechistas.

Gráfico 2: Autoposicionamiento en bruto del experto la escala 1-7 Izquierda-Derecha (eje horizontal) vs Posición Estimada a partir del procedimiento de escalamiento A&M (eje vertical)



Comparativamente con las encuestas masivas a electores y las encuestas a elites legislativas, no se observaron demasiados problemas asociados a la autopercepción y el posicionamiento equívocos. Sólo dos de los expertos presentan percepciones especulares (*mirror preferences*), esto es: ubican a los estímulos o candidatos en la posición inversa a lo que lo hacen los demás y, en consecuencia, se autobotan en una posición inversa a la que el modelo estima⁶. El modelo arroja una explicación de varianza de $R^2=.75$ y una reducción de varianza del 4%⁷, lo que indica que en general hay muy poca distorsión producida por las posiciones en bruto declaradas, comparación con las posiciones estimadas (*true locations*). Las posiciones estimadas mediante A&M presentan una distribución normal y continua de las opiniones de los expertos, como se puede apreciar en la gráfico 3.

Gráfico 3: Histograma. Distribución de las posiciones estimadas de los expertos mediante rescalamiento A&M



6 La reducción de la varianza es igual a la razón de la varianza global de las posiciones estimadas (reescacladas via A&M) sobre la varianza media, lo cual indica la reducción de varianza debido a diferentes interpretaciones de la escala ejecutada por la técnica de A&M.

7 Los estímulos estimados por el modelo se normalizan a: $\sum_{j=1}^n y_j = 0$ y $\sum_{j=1}^n y_j^2 = 1$ (ver Aldrich & McKelvey, 1977:113)

En el eje inferior horizontal del histograma del Gráfico 3 hemos superpuesto, a las posiciones estimadas de los expertos (E_i), los valores de las posiciones estimadas de los tres líderes políticos nacionales, al igual que en el histograma de datos en bruto. De modo que ordenados por sus valores de izquierda a derecha, aparecen AMLO (-.493), el PT (-.383), el PRD (-.321) y MC (-.254) hacia la izquierda del espacio, más cercanos al centro del espacio el PRI (.106), el PANAL (.113) y EPN (.207). Mientras que a la derecha el PVEM (.215), el PAN (.395) y FCH (.414).

Se puede apreciar en el gráfico, que las correcciones producidas por el rescalamiento, “corre” la distribución de los expertos hacia la izquierda del espacio ubicándose la media de la distribución alrededor de los partidos ubicados en la izquierda del espacio. El procedimiento de A&M establece como media de la distribución de los candidatos el punto 0⁸, mientras que la media de los expertos (-.394) se encuentra hacia la izquierda, representada por la línea de “punto y raya” del gráfico. La distribución indica que los expertos perciben a los candidatos y partidos a su derecha.

Análisis y Resultados

La hipótesis nula que se somete a prueba señala que no hay un componente sistemático en los errores de percepción o distorsiones de los expertos, y que estos están distribuidos de manera uniforme (homocedasticidad) o, en otros términos, que las variaciones en los niveles de información que poseen los votantes (o los expertos) se distribuye de manera uniforme (Aldrich & McKelvey, 1977). En contraposición, siguiendo a Palfrey & Poole (1987:514), la admisión de ese supuesto es implausible ya que pueden existir brechas de información entre los diferentes votantes (o expertos).

Discrepancia idiosincrática

Para testear esta disyuntiva, es necesario tener alguna estimación del nivel de información política del experto. Hay varias opciones para ello. Una posibilidad es aplicar un cuestionario a modo de test escolar sobre conocimiento político y calificar a los expertos de acuerdo al grado de acierto. Si bien este sería un test riguroso, aplicarles un test de esta naturaleza a quienes contactamos a título de “expertos” para pedirles sus juicios u opiniones podría generar controversias. Hacer esto convertiría nuestra indagación en un examen y dejaría de tener la modalidad de la consulta. Otra posibilidad, en cambio, es aprovechar el juicio de los mismos expertos y estimar el grado de correspondencia colectiva de estos. Palfrey & Poole (1987) estiman el nivel de información política de los expertos comparando las posiciones espaciales verdaderas (*true spatial location*) estimadas de los candidatos, con las respuestas crudas que los expertos dieron sobre esos candidatos.

De este modo, cuanto mayor es la correlación entre las respuestas Y del experto i sobre los J candidatos y las posiciones estimadas Z de los J candidatos, mayor será el nivel de información política del experto. A la inversa, cuanto menor sea la correlación de los juicios del experto con las posiciones estimadas, menor será el nivel de información política estimada. Los expertos que presentan *negative weights* los consideramos con un nivel de información política cercano a 0, por más que la correlación sea significativa. La estimación es equivalente al índice de covariación (R^2) de una regresión entre los valores estimados de los candidatos por el procedimiento A&M y los juicios del experto sobre los candidatos. De este modo, para cada experto i se

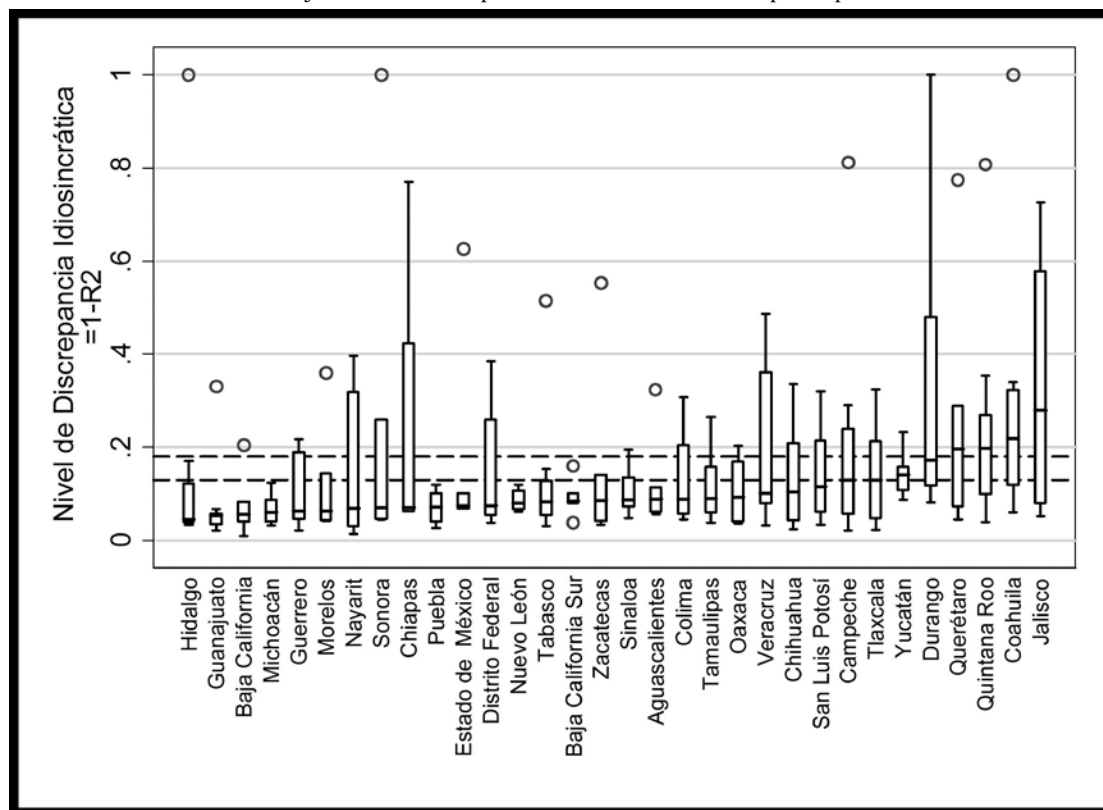
$$R_i^2 = \frac{\sigma_{ZY_i}^2}{\sigma_Z^2 \sigma_{Y_i}^2}$$

La estimación del valor de covariación, que Palfrey & Poole utilizan como un proxy de información política, es una medida inversa del grado de distorsión o discordancia de los expertos. Esto es, un alto valor en el R^2 se corresponde con un alto nivel de información política y, a la inversa, un valor bajo de R^2 indica muy poca información política. Si bien en este trabajo estamos de tras del mismo problema, hemos preferido denominar discrepancias idiosincráticas en lugar de información política a la discordancia de los juicios de los expertos, de modo que la relación es inversa al R^2 . Esto implica que bajos niveles de R^2 indican mucha discrepancia y altos niveles poca o nula discrepancia. El mejor ejemplo son los casos de expertos con *negative weights*, a los que consideramos con nula información política o, su equivalente, con una máxima discrepancia. Por esa razón, la opción que propongo como indicador de discrepancia es sustraer de 1 el valor (0-1) del R^2 . De modo que $D_i = 1-R^2$

⁸ Si bien esta representación concuerda con el imaginario social respecto de la “cultura política” de los académicos, también podría implicar cierto sesgo en las evaluaciones que se les solicitó a los expertos realizar sobre otras cuestiones diferentes a las posiciones de los candidatos y políticos que podrían afectar los resultados de los estudios basados en estos juicios. En otras palabras, si bien la distribución de los expertos no afecta las posiciones estimadas de los partidos y candidatos, tal y como demuestran Palfrey & Poole (1987), si podría afectar los resultados promedios de los datos en bruto obtenidos para otras mediciones, como específicamente las preguntas sobre integridad de los procesos electorales subnacionales cuyas respuestas podrían ser condicionales a las posiciones de los expertos.

El nivel promedio de discrepancia para los 230 expertos clasificables es de .156 y un desvío de .185 (límite inferior de .13 y límite superior de .18, para un intervalo de confianza de 95%). Esto significa, en otras palabras, que en promedio las percepciones de los expertos presentan muy poca discrepancia. Existen, sin embargo, variaciones entre los estados, aunque las diferencias medias entre estos no sean estadísticamente significativas.

Gráfico 4: Gráfico de Caja. Nivel de discrepancia idiosincrática de los expertos por entidad federativa.



El Gráfico 4 presenta a los estados ordenados de menor a mayor por el valor mediano de discrepancia de los expertos, junto a los gráficos de caja además se presentan los casos de expertos outliers, representados por las marcas de círculos. Las dos líneas horizontales de punto paralelas representan el umbral inferior y superior estimado del valor promedio de discrepancia. De los 32 estados, 26 de ellos tienen medianas por debajo de la media global, mientras que 2 de ellos se encuentran dentro del rango medio (Yucatán y Durango) y los restantes 4 por encima de la tendencia central (Querétaro, Quintana Roo, Coahuila y Jalisco).

Si consideramos como valor crítico, siguiendo a Palfrey & Poole, un nivel de información política $> .90$ (en nuestro caso de discrepancia $< .10$) obtenemos que el 56% de los expertos (129 de 230) tienen un alto nivel de acuerdo. Estableciendo un valor crítico $< .50$ como umbral inferior de información (en nuestro caso de discrepancia $< .50$), tan sólo 14 de los expertos, esto es un 6% del total, queda por debajo del umbral. Estos 14 expertos poseen en promedio un nivel de discrepancia alto (.82, en el mismo rango de 0 a 1) con un desvío de .26.

Posición ideológica estimada y discrepancia idiosincrática

Para analizar si la relación entre ambas variables es sistemática, podemos cotejar la correlación entre ambas, que es positiva ($r = .241$) y estadísticamente significativa para un valor $p < .01$. De todas formas, debido a las variaciones locales transversales que hemos observado en el nivel de discrepancias entre los estados, podrían existir variaciones, en la relación entre ambas variables, locales/estatales que cotejar.

Para ello estimamos tres modelos alternativos, en los cuales la variable dependiente es el nivel de discrepancia del experto y la variable independiente la posición ideal estimada (en términos absolutos). Asumimos que a mayor distancia ideológica del centro, menor es la discrepancia idiosincrática. El primer modelo estima la relación mediante un modelo de regresión agrupado OLS clásico, sin asumir ningún efecto

local/estatal idiosincrático. De modo que, la estimación del modelo es $D_{it} = \alpha - \beta_1 E_{it} + e_i$, donde D_{it} es el nivel de discrepancia del experto i en el estado j , y E_{it} es la posición ideal estimada del experto i en el estado j . La ecuación supone que el intercepto de la regresión es la misma para todas las unidades transversales. Sin embargo, es muy probable que necesitemos controlar el carácter “individual” de cada estado. El segundo modelo, de efectos aleatorios, permite suponer que cada unidad transversal tiene un intercepto diferente. Este modelo se expresa como: $D_{it} = \alpha - \beta_1 E_{it} + u_i + e_i$ en el cual, en vez de considerar a α como fija, suponemos que es una variable aleatoria con un valor medio α y una desviación aleatoria u_i de este valor medio. Por último, el tercer modelo, asume que las diferencias entre los estados en lugar de ser aleatorias son fijas (efectos fijos). De modo tal que, $D_{it} = v_i - \beta_1 E_{it} + e_i$, donde v_i es un vector de variables dummy para cada estado.

La Tabla 1 presenta los tres modelos de regresión estimados con sus coeficientes y test estadísticos respectivos. Como puede apreciarse en los tres casos el coeficiente estimado $-\beta_1 E_{it}$ (alrededor de $-.1300$) tiene el signo esperado y es estadísticamente significativo a $p < .001$. Por otra parte, pese a registrar variaciones en los niveles de discrepancia entre los estados, no se aprecian diferencias significativas en la relación de las variables entre los estados. En primer lugar, el test conocido como test del multiplicador de *Lagrange* para Efectos Aleatorios arroja un valor de $\chi^2 = 1.23$ $p < .1324$, indicando que la hipótesis nula de no diferencia entre las constantes del modelo ($\sigma_u^2 = 0$), no se puede rechazar. De este modo, no hay diferencia entre el modelo 2 y 1, indicando que no hay efectos diferentes entre los estados. Desde luego, ello implica que tampoco debería haber efectos fijos. De hecho, el tercer modelo, indica que no hay diferencia entre los estados, ya que el test estadístico F (1.35, $p = .1203$), que asume que no hay diferencia entre los coeficientes del vector v_i ($v_1 = v_2 = \dots = v_i = 0$), no se puede rechazar.

Tabla 1: Modelos de Regresión

	Modelo 1 OLS coef. (error std)	Modelo 2 Efectos Aleatorios coef. (error std)	Modelo 3 Efectos Fijos coef. (error std)
Abs (ideal)	-.1300 (.0337)*	-.1316 (.0337)*	-.1395 (.0367)*
Constante	.2083 (.0190)*	.2095 (.0202)*	.2125 (.0199)*
R ² (within)	.0643	.0789	.0789
Grupos	n.a.	32	32
N de Obs	202	202	202
F	14.81*		14.44*
Rho (fracción de σu_i)	n.a.	.0560	.1870
F all $u_i=0$	n.a.	n.a.	1.35

*significativa a $p < .001$

En resumen, los tres modelos estimados indican que hay una correlación entre la discrepancia (o menor información política) y la ubicación centrista en la distribución espacial ideológica, y que ello no depende ni está sujeto a la ubicación territorial del experto. En otras palabras, entre los centristas se encuentran los expertos con mayor discrepancia en sus percepciones (o menos informados) independientemente del estado en que se encuentren.

Potencial de sesgo endógeno

El resultado del análisis previo es asombroso. Si bien coincide con el hallazgo de Palfrey & Poole (1987) para grandes electorados. No obstante, ese resultado puede estar afectado por dos factores: el sesgo de la distribución de las posiciones de los expertos, que en general está inclinada hacia la izquierda, y por el artefacto del mismo procedimiento de escalamiento.

El procedimiento de escalamiento A&M reconstruye las posiciones de los candidatos y partidos en el espacio básico (*basic space*) de forma robusta. Sin embargo, produce un sesgo significativo en la estimación de las posiciones espaciales de los entrevistados (votantes, encuestados, expertos) cuando el error perceptual es heterocedástico, transversalmente entre entrevistados. El valor estimado del estadístico w_i para el grupo de expertos con mayor discrepancia o “no informados” ($< .50$) es cercano a cero. Debido a que los coeficientes de transformación individual estimados, c_i and w_i , son reconstruidos de una regresión de los valores reportados sobre las estimaciones de las posiciones de los candidatos y partidos, w_i tiende a cero a medida que el error perceptual se incrementa. Debido a que la posición individual estimada E_i resulta de una transformación lineal de las posiciones individuales reportadas:

$E_i = c_i + w_i X_i$, si el coeficiente w_i es cercano a cero, la posición individual ideal estimada reconstruida por medio de A&M es cercana a cero. De este modo, el grupo de los “no informados”, cualquiera sea su “verdadera” distribución, tenderá a ser ubicado hacia el centro del espacio (Palfrey & Poole, 1987:515-516).

Esta fuerte correlación entre discrepancia y centrismo, de este modo, puede ser un artefacto metodológico del procedimiento de A&M. Por esa razón, si controlamos el nivel de información política con el valor crudo o no corregido del autopoicionamiento ideológico de los expertos en la escala 1-7 puntos podemos despejar la incógnita. Como se puede apreciar en la Tabla 1, el resultado es similar: existe una concentración en el centro de la distribución (del 3 al 5 de la escala) de los expertos con mayor discrepancia o “no informados” (con valores superiores a .50), mientras que en el grupo de los “informados” la distribución tiende a hacerse más uniforme, pese al sesgo de la distribución antes señalado hacia la izquierda.

Tabla 1: Distribución de los expertos en la escala 1-7 puntos de autopoicionamiento Izquierda-Derecha, según nivel de Información Política

Autopoicionamiento	Todos	Sin discrepancia	Discrepancia
		D < .10	D > .50
(izquierda) 1	10.8	13.6	0.0
2	26.6	28.8	7.7
3	32.9	34.4	23.1
4	24.3	20.0	38.5
5	4.1	2.4	23.1
6	0.9	0.8	0.0
(derecha) 7	0.5	0.0	7.7
N=	222	125	13

El resultado de la Tabla 1, basado en los valores crudos (o discretos) de autopoicionamiento, indica que la relación empírica entre información y polarización no se debe solamente al artefacto metodológico del procedimiento de A&M, sino que los expertos con preferencias más excéntricas, al igual que otros estudios han demostrado acerca de los electores (Palfrey & Poole, 1987), tienden a tener niveles más altos de información política.

Los resultados encontrados nos indican que la relación existente entre el posicionamiento crudo (X_i) y el estimado (E_i) es consistente, a diferencia de lo que presentan los estudios que analizan los electorados o las elites legislativas (Saiegh, 2009, 2015). La hipótesis H_1 , en general, y la hipótesis H_{1b} , en particular, se confirman. Los expertos, globalmente, poseen un nivel elevado de información política (*expertise*), pero heterogéneo. Por otra parte, el nivel de información política, a su vez, está correlacionado con las posiciones políticas que los expertos tienen (heterocedasticidad). ¿A qué se debe esta relación? Al parecer los expertos con posiciones más excéntricas, i.e. que se ubican en un extremo u otro de la escala, tienden a coincidir en la ubicación ordinal de los estímulos. Esto implica que, si bien pueden no asignarle el mismo puntaje (1-7) en la escala I-D si coinciden en el orden en que los ubican. Desde luego, los más izquierdistas tenderán a ver a los políticos y a los partidos corridos más hacia el centro y a la derecha, mientras que los más derechistas harán lo mismo pero con el corrimiento en dirección contraria. Es claro que los expertos que tienen posiciones definidas acumulan una mayor cantidad de información que puede corroborarse por el acuerdo en el ordenamiento que hacen de los estímulos, más no necesariamente en el valor crudo de la escala que le asignan a los estímulos. Y esto es lo que cuenta en la medición del nivel de información política (medida con el valor de R^2). Los expertos con menos información, por su parte, tienen posiciones menos claras y tienden a su vez a ubicarse en el centro de la distribución como un sinónimo de indefinición, antes que optar por algún valor en una u otra posición (I-D), lo cual a su vez también se refleja en una menor precisión en el ordenamiento de los estímulos.

Conclusiones

Los resultados de la investigación indican, en primer lugar, que la distribución de las posiciones estimadas de los expertos está ligeramente inclinada hacia la izquierda respecto de la distribución estimada de los partidos y políticos. Al parecer los académicos tienen preferencias más excéntricas (y más izquierdistas) en comparación con las posiciones de los políticos y partidos que ellos ubican en el mismo espacio político.

En segundo lugar, los expertos consultados suelen tener percepciones consistentes globales si se las compara con los electorados masivos e incluso con las elites legislativas. Entre el autopoicionamiento y las posiciones estimadas de los expertos no hay correcciones espaciales severas, más allá de las señaladas. En tercer lugar, en forma global, los expertos poseen un nivel de información política alto, no obstante también existe una fracción pequeña de “expertos” con bajos niveles de información. Si bien *a priori* no hay forma de identificar entrevistados con bajos niveles de información, más allá de los criterios de selección standard que implica la categoría “experto”, *a posteriori* es posible distinguir si sus juicios presentan desvíos respecto de las percepciones globales.

En cuarto lugar, existe una correspondencia entre el nivel de información política y las posiciones ideológicas de los expertos, y ello se observa tanto para las posiciones “verdaderas” estimadas como para las autopoiciones discretas declaradas. Las técnicas de estimación tienden a medir las preferencias I-D de los expertos menos informados como moderada o centristas, lo que no significa que todos los expertos informados sean extremistas y todos los expertos poco informados sean moderados. En cambio, si es posible afirmar que, en promedio, los expertos informados son menos moderados que los expertos menos informados.

Por último, en quinto lugar, los potenciales sesgos encontrados en los juicios expertos no debería llevar a impugnar la estrategia metodológica como un todo. Identificar a los expertos con bajos niveles de información política y excluirlos del análisis final de las mediciones que se pretenden obtener, puede ser una vía para mejorar la calidad de los índices subjetivos que se construyen recurriendo al juicio de expertos.

Apéndice 1

p. 73. ¿En una escala 1-7, donde 1 es izquierda y 7 derecha, dónde ubicaría a los siguientes actores? ¿y a usted mismo?

	1	2	3	C	5	6	D	X.	Y.
	1	2	3	4	5	6	7	NS	NC
a. Gobernadora Amalia García (2004 – 2010)									
b. Candidato oficial 2010 (PRD, Antonio Mejía)									
c. Principal opositor 2010 (PRI, Miguel Alonso)									
d. PRI									
e. PAN									
f. PRD									
g. Nueva Alianza									
h. PT									
i. Verde Ecologista									
j. Movimiento Ciudadano									
k. Presidente Felipe Calderón (2006 – 2012)									
l. Enrique Peña Nieto									
m. Andrés Manuel López Obrador									
n. Usted									

Nota: La tabulación corresponde al cuestionario del Estado de Zacatecas. La estructura del cuestionario se mantiene igual en todos los estados variando solamente los tres primeros estímulos: gobernador, candidato oficial y principal competidor.

Bibliografía

- Aldrich, J. H., & McKelvey, R. D. (1977). A Method of Scaling with Applications to the 1968 and 1972 Presidential Elections. *The American Political Science Review*, 71(1), 111–130. <http://doi.org/10.2307/1956957>
- Armstrong, D., Bakker, R., Carroll, R., Hare, C., & Poole, K. T. (2014). Using Bayesian Aldrich-McKelvey Scaling to Study Citizens’ Ideological Preferences and Perceptions, 1–38. <http://doi.org/10.1111/ajps.12151>
- Bakker, R., Jolly, S., Polk, J., & Poole, K. (2014). The European Common Space: Extending the Use of Anchoring Vignettes. *Journal of Politics*, 76, 1089–1101. <http://doi.org/10.1017/S0022381614000449>.
- Benoit, K., & Laver, M. (2007). Estimating party policy positions: Comparing expert surveys and hand-coded content analysis. *Electoral Studies*, 26(1), 90–107. <http://doi.org/10.1016/j.electstud.2006.04.008>
- Black, D. (1948). *The Theory of Committees and Elections*. Retrieved from <http://bookzz.org/book/2239468/e95660>

- Bowman, K., Lehoucq, F., & Mahoney, J. (2005). Measuring Political Democracy: Case Expertise, Data Adequacy, and Central America. *Comparative Political Studies*, 38(8), 939–970. <http://doi.org/10.1177/0010414005277083>
- Brams, S. (1983). *Spatial Models of Election Competition*. Lexington MA: The UMAP expository Monograph Series.
- Budge, I. (2000). Expert judgements of party policy positions: uses and limitations in political research. *European Journal of Political Research*, 37(1), 103–113. <http://doi.org/10.1111/1475-6765.00506>
- Castles, F., & Mair, P. (1984). Left-Right Political Scales: Some “Expert” Judgments. *European Journal of Political Research*, 12(1), 73–88. <http://doi.org/10.1111/j.1475-6765.1984.tb00080.x>
- Colomer, J., & Escatel, L. (2005). La Dimension Izquierda-Derecha en America Latina. *Desarrollo Económico*, 45(177), 123–136.
- Coppedge, M., & Reinicke, W. H. (1990). Measuring Polyarchy. *Studies In Comparative International Development*, 25(1), 51–72. <http://doi.org/10.1007/BF02716905>
- Downs, A. (1957). An Economic Theory of Political Action in a Democracy. *The Journal of Political Economy*, 65(2), 135–50.
- Enelow, J., & Hinich, M. (1984). *The Spatial Theory of Voting. An Introduction*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Gervasoni, C. (2010). A Rentier Theory of Subnational Regimes: Fiscal Federalism, Democracy, and Authoritarianism in the Argentine Provinces. *World Politics*, 62(02), 302–340. <http://doi.org/10.1017/S0043887110000067>
- Huber, J., & Inglehart, R. (1995). Expert Interpretations of Party Space and Party Locations in 42 Societies. *Party Politics*, 1(1), 73–111. <http://doi.org/10.1177/1354068895001001004>
- Jagers, K., & Gurr, T. R. (1995). Tracking Democracy’s Third Wave with the Polity III Data. *Journal of Peace Research*, 32(4), 469–482. <http://doi.org/10.1177/0022343395032004007>
- Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2005). *Governance Matters IV: Governance Indicators for 1996-2004. Governance An International Journal Of Policy And Administration* (Vol. 3630). Retrieved from http://www.worldcat.org/title/governance-matters-iv-governance-indicators-for-1996-2004/oclc/61442146&referer=brief_results<http://www.ssrn.com/abstract=718081>
- King, G., Murray, C. J. L., Salomon, J. a., & Tandon, A. (2003). Enhancing the Validity and Cross-Cultural Comparability of Measurement in Survey Research. *The American Political Science Review*, 97(4), 567–583.
- King, G., & Wand, J. (2006). Comparing Incomparable Survey Responses: Evaluating and Selecting Anchoring Vignettes. *Political Analysis*, 15(1), 46–66. [http://doi.org/10.1093/pan/15\(1\)1](http://doi.org/10.1093/pan/15(1)1)
- Laver, M. (2014). Measuring Policy Positions in Political Space. *Annual Review of Political Science*, 17(1), 207–223. <http://doi.org/10.1146/annurev-polisci-061413-041905>
- Laver, M., & Hunt, B. (1992). *Policy and Party Competition*. New York: Routledge, Chapman & Hall.
- Lindberg, S. I., Coppedge, M., Gerring, J., & Teorell, J. (2014). V-Dem: A New Way to Measure Democracy. *Journal of Democracy*, 25(3), 159–169. <http://doi.org/10.1353/jod.2014.0040>
- Loza, N., & Méndez, I. (2013). De la calidad de las elecciones a la calidad de las democracias en los estados mexicanos, 2001-2012. *Revista Mexicana de Derecho Electoral*, 4(IIJ-UNAM), 353–368.
- Mair, P. (2001). Searching for the Positions of Political Actors. A review of Approaches and a Critical Evaluation of Experts Surveys. In M. Laver (Ed.), *Estimating the policy position of political actors* (pp. 10–30). London: Routledge.
- Marshall, M., & Jagers, K. (2009). Polity IV Project. Political Regime Characteristics and Transitions, 1800-2007, Dataset Users’ Manual. Retrieved from <http://www.systemicpeace.org/inscr/p4manualv2007.pdf>.
- Martínez i Coma, F., & van Ham, C. (2015). Can experts judge elections? Testing the validity of expert judgments for measuring election integrity. *European Journal of Political Research*, 54(2), 305–325. <http://doi.org/10.1111/1475-6765.12084>
- McMann, K. (2006). *Economic Autonomy and Democracy. Hybrid Regimes in Russia and Kyrgyzstan*. New York: Cambridge University Press.
- McMann, K., & Petrov, N. (2000). A Survey of Democracy in Russia’s Regions. *Post-Soviet Geography and Economics*, 41(3).
- Palfrey, T. R., & Poole, K. T. (1987). The Relationship between Information, Ideology, and Voting Behavior. *American Journal of Political Science*, 31(3), 511–530. <http://doi.org/10.2307/2111281>
- Poole, K. T. (1998). Recovering a basic space from a set of issue scales. *American Journal of Political Science*, 42(3), 954–993. <http://doi.org/10.2307/2991737>
- Reynoso, D. (2015). El espacio ideológico subnacional mexicano según juicios de expertos. *Política Y Gobierno*, 22(2), 317–346.
- Saiegh, S. M. (2009). Recovering a Basic Space from Elite Surveys: Evidence from Latin America. *Legislative Studies Quarterly*, 34(1), 117–145. <http://doi.org/10.3162/036298009787500349>

- Saiegh, S. M. (2015). Using Joint Scaling Methods to Study Ideology and Representation: Evidence from Latin America. *Political Analysis*, 23(3), 363–384. <http://doi.org/10.1093/pan/mpv008>
- Schedler, A. (2012). Judgment and Measurement in Political Science. *Perspectives on Politics*, 10(01), 21–36. <http://doi.org/10.1017/S1537592711004889>
- Steenbergen, M. R., & Marks, G. (2007). Evaluating Expert Judgments. *European Journal of Political Research*, 46(3), 347–366. <http://doi.org/10.1111/j.1475-6765.2006.00694.x>
- Wiesehomeier, N., & Doyle, D. (2012). Attitudes, Ideological Associations and the Left–Right Divide in Latin America. *Journal of Politics in Latin America*, 4(1), 3–33.

Diego Reynoso es Investigador Independiente del Consejo Nacional de Ciencia y Técnica (CONICET), afiliado al Departamento de Ciencias Sociales de la Universidad de San Andrés, Buenos Aires, Argentina en donde es Profesor Titular. Su interés general de investigación se dirige al estudio de la opinión pública, los estudios electorales y la política subnacional (en especial Argentina y México).
Correo electrónico: dreynoso@udesa.edu.ar