

**MODELOS ESPACIALES DE EVALUACIÓN ELECTORAL E
IDEOLÓGICA EN VOTANTES LATINOAMERICANOS.**Spatial Models of Electoral and Ideological Evaluation in
Latin-American Voters.**Pablo Biderbost Moyano.**Universidad de Salamanca.
Salamanca, España.
pablo.biderbost@usal.es <https://orcid.org/0000-0002-4086-3658>**Eduardo Munoz Suarez.**Universidad de Oklahoma. Norman,
Estados Unidos de América.
emunoz@ou.edu <https://orcid.org/0000-0001-7982-9695>**Guillermo Boscán Carrasquero.**Universidad de Salamanca. Sala-
manca, España.
gboscan@usal.es <https://orcid.org/0000-0002-4199-2160>

Este trabajo está depositado en Zenodo:

DOI: <https://doi.org/10.5281/zenodo.10073752>**RESUMEN**

Partiendo de la idea de que los electorados son heterogéneos (Morris y Rabinowitz 1997; Tomz y Van Houweling, 2008; Kropko, 2012), se verifica el desempeño empírico de modelos espaciales de evaluación electoral según posición ideológica de votantes latinoamericanos. Específicamente, se evalúa mediante formulaciones mixtas la teoría clásica de proximidad (Downs, 1957; Davis, Hinich y Ordeshook, 1970) y su alternativa el paradigma de direccionalidad (Rabinowitz y Macdonald, 1989; Macdonald, Listhaug y Rabinowitz, 1991) en seis elecciones presidenciales: Brasil 2006 y 2010, México 2006, Chile 2009, Uruguay 2009 y Perú 2011. Los resultados demuestran que los votantes de derecha siguen una pauta direccional mientras que electores de izquierda se comportan según el esquema de proximidad. Los datos empleados proceden de Estudios Comparados de Sistemas Electorales (2023).

Palabras claves: Evaluación electoral, direccionalidad, proximidad, ideología.**ABSTRACT**

Starting from the idea that electorates are heterogeneous (Morris and Rabinowitz, 1997; Tomz and Van Houweling, 2008; Kropko, 2012), I verified the empirical performance of spatial models of electoral evaluation according to the ideological position of Latin American voters. Specifically, I used mixed formulations to evaluate the classical theory of proximity (Downs, 1957; Davis, Hinich and Ordeshook, 1970) and its alternative, the directional paradigm (Rabinowitz and Macdonald, 1989; Macdonald, Listhaug and Rabinowitz, 1991), in six presidential elections: Brazil 2006 and 2011, Mexico 2006, Chile 2009, Uruguay 2009 and Peru 2011. The results show that voters of the right follow a directional pattern while voters of the left behave according to the scheme of proximity. The data comes from Comparative Study of Electoral System (2023).

Keywords: Electoral evaluation, directionality, proximity, ideology.

RECIBIDO: 01/08/2023

ACEPTADO: 19/10/2023

INTRODUCCIÓN

Dentro de la perspectiva de la teoría espacial del voto y la competición electoral existen, principalmente, dos modelos que explican los resultados de la evaluación de los votantes respecto de los partidos o candidatos. Estos modelos son la teoría de la proximidad (Downs, 1957; Davis, Hinich y Ordeshook, 1970) y el paradigma de la direccionalidad (Rabinowitz y Macdonald, 1989; Macdonald, Lijsthaug y Rabinowitz, 1991). Por otro lado, existen dos estrategias para la evaluación empírica de los méritos de ambos esquemas. La primera de ellas, consiste en la revisión competitiva de los modelos mediante la comparación directa de sus resultados. La segunda, versa sobre la utilización de formulaciones mixtas donde ambos paradigmas integran un único esquema y sus méritos son examinados a partir del grado de combinación que se observa entre ellos. Esta última estrategia tiene como ventaja que no se descarta a priori ninguna de las teorías sino que toma en cuenta la proporción en que cada una de ellas contribuye a explicar la evaluación política que lleva a cabo el conjunto del electorado.

Existen diversos trabajos que demuestran que el desempeño de los modelos mixtos es superior al que registran las teorías puras consideradas por separado (Iversen, 1994; Merrill y Grofman, 1997; Adams, Merrill y Grofman, 2005). Boscán (2016) obtiene dicho resultado en su estudio sobre las elecciones presidenciales latinoamericanas de Chile 2009, México 2006, Perú 2011, Uruguay 2009 y Brasil 2006 y 2010. Sin embargo, antes de asumir de manera definitiva tal conclusión, es necesario tomar en cuenta dos consideraciones sobre este tipo de modelos.

En primer lugar, tal y como Kropko (2012: 2) señala, una característica que comparten las pruebas estadísticas utilizadas para la operacionaliza-

ción de este tipo de combinaciones es que se asume que el resultado obtenido de cada una de ellas es válido para todos y cada uno de los integrantes de la muestra. De acuerdo con ello, el predominio del modelo mixto en una elección implica que cada miembro de la población analizada evalúa al conjunto de los candidatos conforme a una mezcla similar de direccionalidad y proximidad. En consecuencia, las divergencias particulares respecto a dicho resultado son consideradas como parte del error estadístico. Esta característica es consona con la idea de una utilidad individual que combina ambas teorías introducidas por Rabinowitz y Macdonald (1989: 110) en su formulación mixta y mantenida en las combinaciones posteriores de Iversen (1994: 51), Merrill (1995: 275), Merrill y Grofman (1997: 33) y Dow (1998: 263). Sin embargo, esta no es la única interpretación posible.

En segundo lugar, Merrill y Grofman (1999: 79) señalan que, en general, es muy probable que en un mismo electorado convivan votantes que evalúen a los candidatos siguiendo las reglas de la proximidad con otros electores que empleen, para la misma finalidad, el esquema de la direccionalidad de Rabinowitz, Macdonald y Lijsthaug (RML, en lo sucesivo). En dicho escenario, un modelo combinado también podría emerger como el resultado que mejor ajusta para todos los integrantes de una muestra (Kropko, 2012: 2), de manera que la heterogeneidad del electorado constituye una explicación alternativa y válida a la combinación individual de las utilidades antes descrita (Merrill y Grofman, 1999: 79). Esta posibilidad fue previamente considerada por Morris y Rabinowitz (1997: 80) desde una perspectiva teórica en relación al posicionamiento estratégico de los candidatos.

Tomz y Van Houweling (2008: 314) señalan que la coexistencia de diversos tipos puros o combinaciones de modelos en los electorados suele de-

tectarse mediante la segmentación de la muestra, de manera que, tal y como advierten Merrill y Grofman (1999: 79), distintas formas de agrupación pueden revelar la existencia de diferentes fuentes de heterogeneidad en las funciones de utilidad. Tomando en consideración este aspecto, en esta investigación se ha optado por dividir las muestras según la identificación ideológica de los electores que las componen.

Siguiendo la perspectiva de Westholm (1997: 877), este artículo contiene seis figuras donde se relaciona la media de la valoración de los candidatos con sus posiciones en el espacio ideológico. Esto se expone para cada localización del votante en la misma dimensión. Una inspección visual de dichas figuras muestra claramente que, dentro de cada elección analizada, las curvas de utilidad de los votantes de izquierda y de los electores de derecha presentan un comportamiento diferente. Partiendo de ese resultado, este artículo cumple con el objetivo de evaluar el ajuste empírico de los modelos de proximidad y direccionalidad en ambos grupos de votantes, empleando como base la formulación combinatoria desarrollada por Rabinowitz y Macdonald (1989).

MODELOS MIXTOS RML SEGÚN LA IDEOLOGÍA DE LOS VOTANTES

El modelo mixto de Rabinowitz y Macdonald (1989: 103) fue construido sobre la base de la fórmula de cálculo de la distancia euclidiana entre dos puntos, como podrían ser, por ejemplo, para el votante y para el candidato. Dicho modelo se define de la siguiente manera:

Esta fórmula consta de tres componentes. Los dos primeros términos representan las longitudes cuadráticas de los vectores de votante y candidato, respectivamente. Unidos conforman el elemento longitud. El tercer término constituye dos veces el producto escalar de los vectores, de ma-

nera que ambos elementos pueden ser examinados de forma separada y como variables independientes en una misma ecuación de regresión.

Para determinar el ajuste relativo de los componentes, Rabinowitz y Macdonald (1989: 105) proponen recurrir a la interpretación del ratio de los coeficientes no estandarizados de la regresión múltiple (). Si los coeficientes tienden a aproximarse, es decir, el ratio obtenido es cercano a 1, el resultado es estrictamente a favor del modelo de proximidad. Si, por el contrario, el coeficiente de la longitud es menor que el coeficiente del producto escalar (ratio por encima de 1), significaba que existe una superioridad del modelo direccional RML. Finalmente, si los coeficientes de ambos términos resultaban significativos pero el concerniente al producto escalar es más alto, se evidenciaba algún tipo de combinación entre ambos factores o modelo mixto.

Para cumplir con objetivo de este artículo, en este apartado se ejecutan tres tipos de regresiones múltiples. La primera es un modelo mixto RML agrupado. La segunda incluye, además, los efectos fijos de los candidatos (exceptuando la categoría de referencia) y, la tercera, suma a las variables anteriores los controles sociodemográficos de los electores. Este último modelo abre la posibilidad adicional de determinar el modo en que se relacionan los factores espaciales (ideológicos) y no espaciales en ambos grupos de votantes.

1.1 Caso Chile 2009

La tabla 1 muestra los resultados de la aplicación de los modelos mixtos a la elección presidencial de Chile 2009 según el posicionamiento ideológico de los votantes. Como se observa, la regresión agrupada de los electores de izquierda presenta un ratio entre los coeficientes no estandarizados de 1.05, acompañado de significación estadística en ambos componentes. Algo similar ocurre con

este indicador en la regresión donde se incluyen los efectos fijos de los candidatos. En esa prueba, la direccionalidad es tan sólo 1.27 veces la proximidad, mientras que la relevancia de los coeficientes se mantiene a nivel de . Estos resultados reflejan que los electores de izquierda, en la elec-

ción analizada, presentan un comportamiento plenamente congruente con la teoría clásica del voto.

TABLA 1. Resultados de los modelos mixtos RML controlando por la posición ideológica de los votantes. Chile 2009						
	Votantes de Izquierda			Votantes de Derecha		
	Modelo mixto RML			Modelo mixto RML		
	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados		Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	
- Longitud	.056(.006)	.233**		-.014(.005)	-.061**	
2Prod. Escalar	.059(.004)	.354**		.099(.003)	.686**	
R ² Ajustado	.206			.477		
Ratio	1.05			-		
N	1176			1364		
	Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos	Modelo mixto RML + efectos fijos + controles ^a		Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos	Modelo mixto RML + efectos fijos + controles	
	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados		Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	Coeficientes no estandarizados
- Longitud	.022(.007)	.092**		.009(.005)	.037	.004(.005)
2Prod. Escalar	.028(.006)	.170**		.064(.004)	.443**	.064(.004)
Efectos fijos y controles ^a						
Frei	3.139(.305)	.417**		-3.187(.216)	-.429**	-3.142(.214)
Arrate	2.308(.346)	.307**		-2.745(.253)	-.369**	-2.753(.250)
Enriquez-Ominami	2.275(.312)	.303**		-2.094(.224)	-.282**	-2.055(.222)
Zona geográfica (Santiago)						-.012(.004)
Edad						.598(.123)
						.088**

R ² Ajustado	.270	.550	.560
Ratio	1.27	7.11	16
N	1176	1364	1364

Las entradas de las variables independientes son los coeficientes de la regresión con error estándar entre paréntesis. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración (gusto-disgusto) de los candidatos. El número de casos se corresponde con el número total de valoraciones. Los candidatos son Sebastián Piñera, Eduardo Frei, Jorge Arrate y Marco Enríquez-Ominami. Primera Vuelta.

** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05.

^a Otros controles analizados que resultaron no significativos son: género (hombre), nivel de educación, sector laboral (público), ingresos de la familia, religión (católica y protestante). Categoría de referencia para los efectos fijos: Piñera.

^o Los controles introducidos no resultaron estadísticamente significativos.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2023).

Ahora bien, una vez que se incluyen las variables *dummies* de los candidatos se registra un incremento sustancial del R² ajustado obtenido en la regresión, el cual, pasa de 0.206 en el modelo agrupado a 0.270 en el esquema que incluye los efectos fijos. En principio, podría pensarse que la diferencia entre los valores mencionados se corresponde linealmente con el efecto de los factores *non policy* que se intentan controlar, sin embargo, una comparación de los coeficientes estandarizados evidencia que el aporte de dichos factores es mucho mayor que la contribución realizada por las variables espaciales. De acuerdo con ello, tanto el beta de los productos escalares como el coeficiente asociado al componente longitud muestran valores inferiores a los registrados por los efectos fijos de los competidores. Este resultado difiere de la evaluación empírica de las características sociodemográficas de los votantes. Ninguna de las variables incluidas con esta naturaleza presenta significación estadística en las pruebas de este segmento ideológico.

En cuanto a las regresiones de los entrevistados que se autoposicionan en la derecha, se observa un comportamiento distinto al descrito tanto en la relación entre las teorías de evaluación electoral como en el vínculo entre éstas y los factores no espaciales.

En primer lugar, la regresión agrupada del modelo mixto RML muestra un coeficiente asociado al componente longitud con significación estadística y signo negativo, un comportamiento que no se ajusta a ninguna de las restricciones de los modelos estudiados. Sin embargo, la incorporación en las regresiones de los efectos fijos de los candidatos y, posteriormente, de los controles sociodemográficos de los electores, corrigen la distorsión en el signo de dicho coeficiente y descartan su relevancia estadística en el comportamiento general de ambos modelos. Dicho esto, con ratios donde la direccionalidad es 7.11 ó 16 veces la proximidad, según si en el modelo se controla únicamente por los candidatos o se incluyen, además, las variables sociodemográficas, es posible afirmar que los electores ubicados en la derecha chilena se comportan en esta elección bajo un esquema exclusivamente direccional RML.

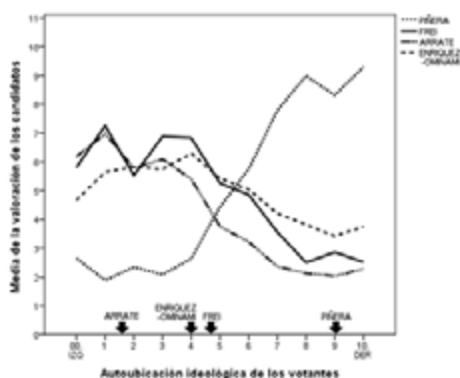
Otro aspecto interesante de las regresiones de estos electores es que la magnitud de los coeficientes de determinación obtenidos en las regresiones es prácticamente el doble de los reportados por los modelos de los votantes ubicados en la izquierda. Siendo así, el R² ajustado de la formulación agrupada muestra un valor de 0.477, mientras que la inclusión de los efectos fijos de los candi-

datos provoca que este indicador se eleve a 0.550. En este caso, los coeficientes estandarizados muestran que la mayor aportación al resultado del modelo la efectúa el componente de los productos escalares, superioridad que se mantiene aun cuando se incluyen, además de las variables *dummies* por cada candidato, los controles sociodemográficos de los electores. Por otro lado, también se

observa que, producto de que los efectos fijos de los competidores funcionan como comparaciones de medias, el comportamiento de los signos de los coeficientes, tanto en los electores de derecha como de izquierda, se corresponde plenamente con lo reflejado en el Gráfico 1 de las curvas de apoyo a los candidatos de esta elección representado a continuación.

GRÁFICO 1.

Media de la valoración de los candidatos en función de la posición del votante en la dimensión ideológica. Chile 2009



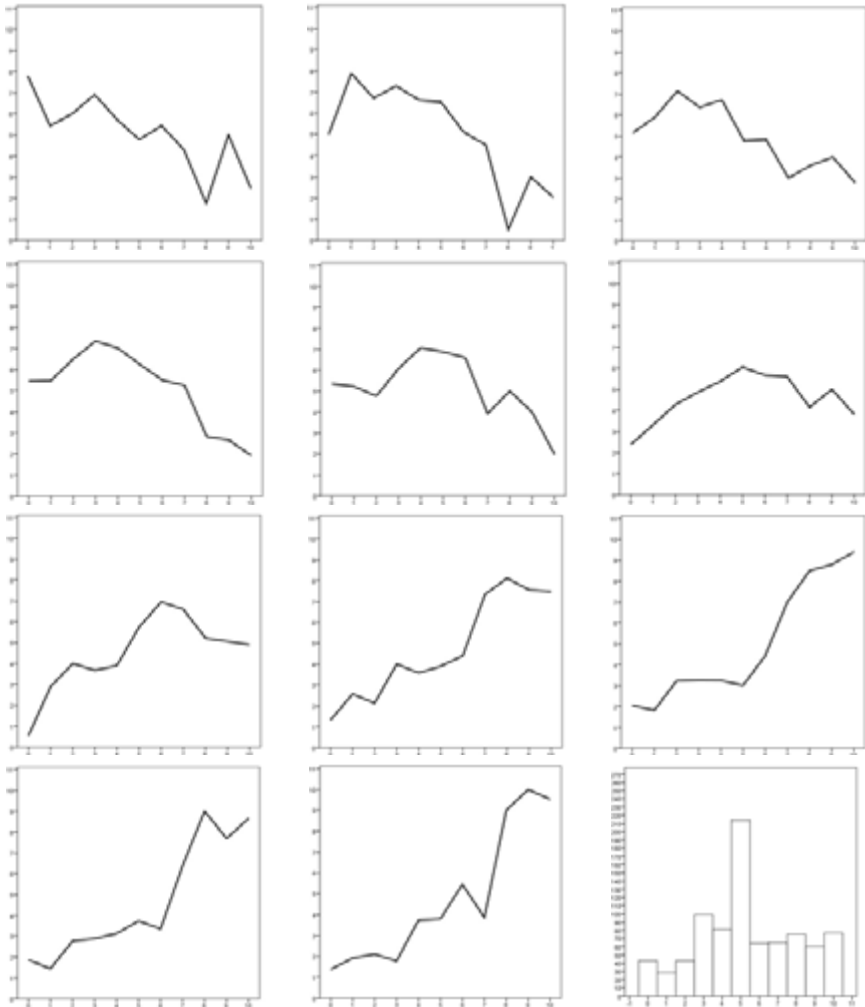
Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2023).

Sobre los modelos que incluyen todos los factores electorales disponibles, resulta importante señalar que las variables de la edad y la zona geográfica son significativas a igual nivel estadístico. Por un lado, la cantidad de años correlaciona de una manera positiva con la valoración que reciben los competidores de esta elección. Por el otro, los habitantes de la capital presentan una evaluación media de los candidatos más positiva que el resto de la población. No obstante, el aporte a la explicación de la varianza de la utilidad es bastante limitado en el caso de ambos controles. De hecho, el ascenso que experimenta el R^2 ajustado con su incorporación al modelo de regresión de efectos fijos es de apenas 0.01.

A modo de resumen, en los electores chilenos de izquierda los factores *non policy* de los candidatos ofrecen una mejor explicación sobre la varianza de la utilidad que los modelos espaciales de evaluación electoral. Entre estos últimos, la proximidad presenta un mejor desempeño que la direccionalidad RML. Por el contrario, en el caso de los electores de derecha las variables espaciales y, en concreto, el producto escalar, constituye el mejor predictor de la evaluación que recibe el conjunto de los candidatos. Muy cerca del peso de este componente, los efectos asociados a los competidores muestran también una importante aportación a los resultados de las pruebas. Todo esto es plenamente congruente con lo observado en las gráficas de utilidad de los votantes contenidas en la Figura 1.

FIGURA 1.

Media de la valoración de los candidatos (y) como función de sus posiciones en la dimensión ideológica (x) para cada localización del votante. Histograma de votantes. Elecciones de Chile 2009.

**1.2 Caso México 2006**

El comportamiento de los electores de México 2006 presenta un patrón bastante interesante. El primer modelo mixto de los votantes de izquierda muestra un coeficiente del componente longitud que representa, apenas, la mitad del beta de los productos escalares. Tampoco presenta significación estadística a nivel de .

En principio, este resultado evidencia un predominio débil del componente direccional RML, aunque el ratio reportado es tan cercano a 1 (ratio de 2.15) que la sola inclusión de los efectos fijos de los candidatos provoca su disminución a 0.6. A ese nivel, la relevancia estadística que adquieren ambos componentes convierte al modelo en un esquema plenamente congruente con la teoría clásica del voto.

TABLA 2. Resultados de los modelos mixtos RML controlando por la posición ideológica de los votantes. México 2006								
	Votantes de Izquierda				Votantes de Derecha			
	Modelo mixto RML				Modelo mixto RML			
	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados			Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados		
- Longitud	.013(.008)	.059			.003(.003)	.014		
2Prod. Escalar	.028(.004)	.270**			.081(.001)	.730**		
R ² Ajustado	.076				.537			
Ratio	2.15				27			
N	645				2935			
	Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos		Modelo mixto RML + efectos fijos + controles		Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos		Modelo mixto RML + efectos fijos + controles	
	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados
- Longitud	.023(.007)	.108**	.025(.007)	.118**	.007(.003)	.033**	.007(.003)	.033*
2Prod. Escalar	.015(.004)	.140**	.015(.004)	.146**	.077(.001)	.692**	.075(.002)	.684**
Efectos fijos y controles ^a								
López	3.420(.393)	.392**	3.427(.382)	.393**	-.384(.137)	-.045**	-.338(.148)	-.039*
Madrazo	-1.080(.368)	-.124**	-1.172(.358)	-.134**	-.801(.137)	-.094**	-.836(.148)	-.097**
Campa	-1.253(.376)	-.144**	-1.306(.365)	-.150**	-1.152(.141)	-.135**	-1.071(.152)	-.125**
Mercado	-.299(.379)	-.034	-.360(.368)	-.041	-.915(.140)	-.108**	-.863(.152)	-.100**
Ingresos del hogar							-.158(.039)	-.054**
Nivel de educación			-.237(.051)	-.151**				
Zona geográfica (norte) ^o							-.528(.108)	-.066**

Género (hom-bre)		.625(.228)	.089**	
Religión (protes-tante)		-1.637(.583)	-.091**	
R ² Ajustado	.291	.334	.549	.550
Ratio	0.65	0.6	11	10.71
N	645	640	2935	2555

Las entradas de las variables independientes son los coeficientes de la regresión con error estándar entre paréntesis. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autou-bicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración de los candidatos. El número de casos se corresponde con el número total de valoraciones. Los candidatos son Felipe Calderón, Andrés Manuel López Obrador, Roberto Madrazo, Roberto Campa y Patricia Mercado.

** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05.

^a Otros controles analizados que resultaron no significativos son: edad, religión (católica), sector laboral (pú-blico), raza (indígena) y habitante de campo o ciudad (ciudad con más de 2500 habitantes). Categoría de referencia para efectos hijos: Calderón.

^o La zona geográfica norte está formada por los estados: Baja California, Baja California Sur, Chihuahua, Coahuila, Durango, Nuevo León, Sinaloa, Sonora y Tamaulipas.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2023).

Al igual que sucede en el caso chileno, el R² ajustado de la regresión agrupada de los electores de izquierda mexicanos experimenta un aumento importante, de 0.076 a 0.291, con la incorporación de los efectos fijos de los candidatos. De acuerdo con ello, los coeficientes estandarizados muestran que la mayor contribución a esa mejora en la explicación de la varianza de la utilidad proviene de la diferencia entre las medias de los competidores Calderón y López. En este caso, como resulta previsible debido su identificación ideológica, la valoración que López recibe de parte de este segmento de los votantes es superior a la del candidato de referencia. Teóricamente, estos resultados reflejan que los factores no espaciales asociados a la valoración del mencionado candidato tienen un mayor peso en ajuste del modelo que las variables que representan la proximidad y la direccionalidad RML.

De hecho, llama poderosamente la atención que los coeficientes vincu-

lados a ambas teorías muestran valores cercanos, en términos absolutos e igual significación estadística, que los efectos fijos del resto de candidatos (con la excepción de Mercado). Esto quiere decir que su peso en el modelo es similar a la de los factores no ideológicos que explican la superioridad de la valoración de Calderón respecto a los candidatos Campa y Madrazo. A pesar de ello, en términos generales, los factores *non policy* ofrecen una mejor explicación sobre la varianza de la utilidad que los componentes espaciales incluidos en las pruebas de este segmento del electorado.

Por otro lado, se observa que la incorporación de los controles socio-demográficos de los votantes en la prueba de efectos fijos también produce un incremento moderado del R² ajustado: de 0.291 pasa a 0.334. Respecto a ese aumento, resulta interesante señalar que la variable nivel de educación presenta un beta superior, en términos absolutos, que el resto de los componente de la regresión, con

la excepción del efecto fijo del candidato López. Esto refuerza el peso de los factores no espaciales en las valoraciones que realizan los votantes de la izquierda de este país. Siendo así, a mayor grado de instrucción menor es la valoración de los aspirantes a presidente que participen en estos comicios. Otro controles que también resultaron significativos en esta prueba son la condición religiosa de protestante y el género mujer. Tanto en la una como en la otra categoría se reportan utilidades medias superiores a las del resto de la población.

Los modelos de los votantes de la derecha mexicana tienen un comportamiento distinto a la izquierda en todas sus regresiones. Con un número de electores superior, todos los ratios entre los coeficientes no estandarizados reflejan un predominio, indiscutible, de los productos escalares. En la regresión de datos agrupados el componente longitudinal carece de significación estadística a nivel , por lo que el modelo presenta un comportamiento puramente direccional RML. Sin embargo, en las regresiones que incluyen los efectos fijos de los candidatos y los controles de los electores la variable de la distancia adquiere una cierta influencia en resultado, lo cual, modifica la predicción del modelo a un esquema combinatorio de ambas teorías. Esto siempre acontece con un fuerte predominio de los productos escalares.

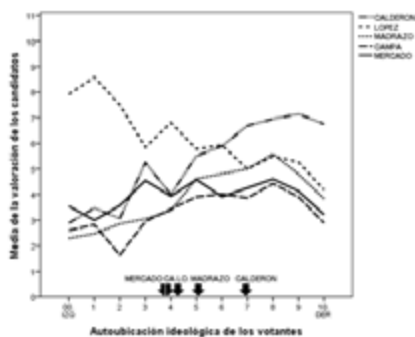
De acuerdo con ello, el incremento que experimentan los R^2 ajustados con la incorporación de los efectos fijos y los controles sociodemográficos de los electores son muy pequeños, sobre todo, si se comparan con los resultados de las pruebas de los votantes de izquierda. Una revisión de los coeficientes estandarizados reportados en esta regresión evidencia que el componente espacial que representa la direccionalidad RML supera de forma significativa al resto de las variables analizadas, predominio que en conjunto con los efectos fijos y los controles sociodemográficos alcanzan explicar hasta el 55% de la varianza de la utilidad en este segmento del electorado. Esto es un 20% más que

en el caso de los votantes que se auto-definen de izquierda.

Un aspecto que llama la atención de los resultados, tras la incorporación de los efectos fijos, es que la diferencia entre el aspirante López y el candidato de referencia Calderón presenta el coeficiente con menor peso en el reporte de ambas pruebas. No obstante, ello es plenamente congruente con lo observado en el Gráfico 2 de las curvas de apoyo a los candidatos. De hecho, el comportamiento de las variables *dummies* que identifican a cada uno de los competidores, tanto en las regresiones de los electores de izquierda como en las pruebas de los votantes de derecha, se corresponde completamente con los resultados de la inspección visual de dichas curvas.

GRÁFICO 2.

Media de la valoración de los candidatos en función de la posición del votante en la dimensión ideológica. México 2006



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2023).

También es importante señalar que entre las variables de control que resultan significativas en el segmento del electorado analizado se encuentran los ingresos del hogar y la residencia en la zona geográfica norte. Mientras que la valoración de los candidatos disminuye a medida que los entrevistados reportan mayores

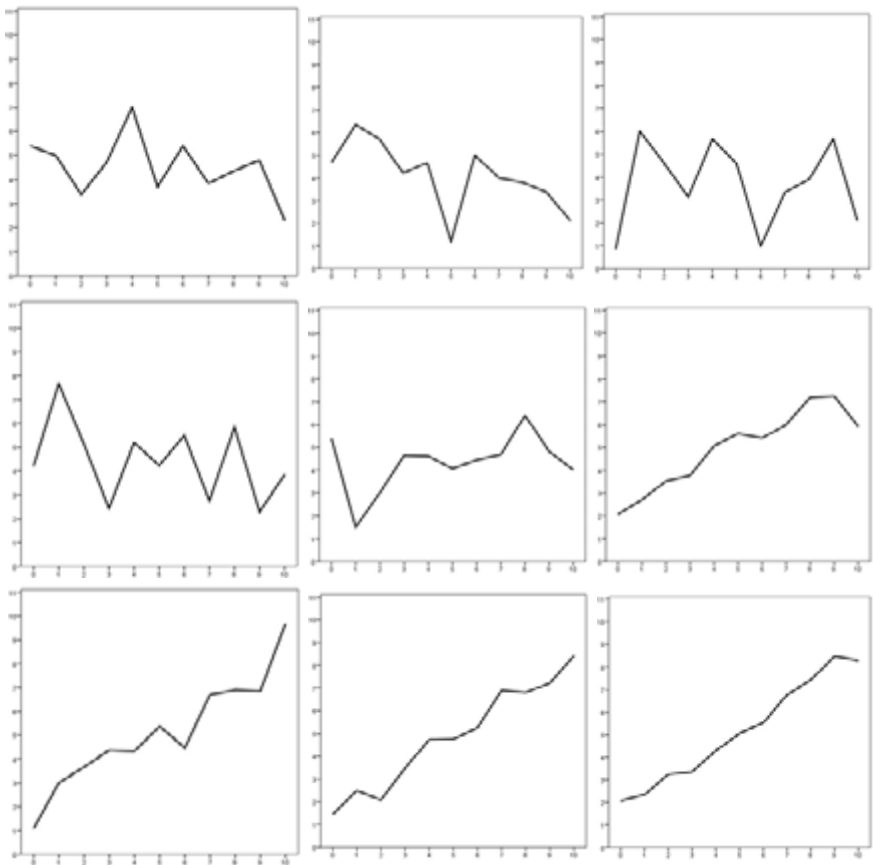
ingresos, los habitantes de Baja California, Baja California Sur, Chihuahua, Coahuila, Durango, Nuevo León, Sinaloa, Sonora y Tamaulipas presentan una media de utilidad superior a la observada en los habitantes del resto de ese país.

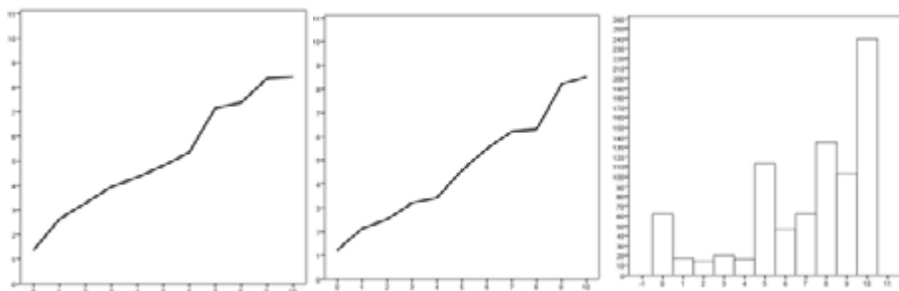
En resumen, al igual que ocurre en el caso de la elección presidencial chilena de 2009, los electores mexicanos de izquierda presentan un forma de evaluación electoral donde el peso de los factores no espaciales es superior a la influencia de las variables teóricas bajo examen. También se observa que entre estas últimas

el modelo de la proximidad presenta un mejor desempeño empírico que el paradigma de la direccionalidad MRL. Ocurre lo contrario con los votantes que se autoidentifican con la derecha política. En el caso de estos electores la variable representada por los productos escalares, en el contexto de un modelo mixto, ofrece una explicación de la varianza de la utilidad muy superior al resto de los factores significativos incluidos en las pruebas. En este sentido, ambos segmentos del electorado se comportan tal y como los reflejan los gráficos de utilidad según las posiciones de los votantes contenidos en la Figura 2.

FIGURA 2.

Media de la valoración de los candidatos (y) como función de sus posiciones en la dimensión ideológica (x) para cada localización del votante. Histograma de votantes. Elecciones de México 2006.





Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2023).

1.3 Caso Uruguay 2009

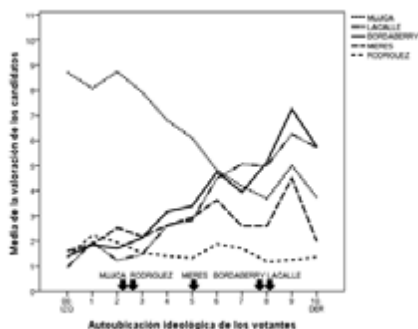
Dentro de sus particularidades, el comportamiento general de los electores uruguayos no es muy diferente al expuesto en los casos anteriores. La tabla 3 muestra los resultados de los modelos mixtos RML controlando por la posición ideológica de los electores en las elecciones presidenciales de Uruguay 2009. Como se observa, el modelo agrupado de los votantes de la izquierda presenta un ratio entre los coeficientes no estandarizados de 5.7, con ausencia de significación estadística en el componente de la longitud. Esto claramente se ajusta al comportamiento de un esquema puro direccional RML. Sin embargo, la inclusión de los efectos fijos de los candidatos y, posteriormente, la adición de los controles sociodemográficos de los electores, produce un equilibrio entre las proporciones de los coeficientes de ambas teorías (ratios cercanos a 1) que modifica la predicción del modelo original y lo convierte en un esquema basado en el paradigma clásico del voto.

Aunque el paso de un esquema a otro pudiera resultar interesante, el aspecto más llamativo de los resultados de la izquierda uruguaya es el incremento tan elevado que experimenta el R^2 ajustado con la inclusión de las variables *dummies* de los candidatos. En ese paso de una regresión agrupada a un modelo de efecto fijo, el coeficiente de determinación aumenta de 0.220 a 0.571, incremento

donde el peso de los factores no espaciales resulta claramente decisivo. Tal y como se observa en el Gráfico 3 de las curvas de apoyo de los candidatos.

GRÁFICO 3.

Media de la valoración de los candidatos en función de la posición del votante en la dimensión ideológica. Uruguay 2009



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2023).

La media de la evaluación del competidor Mujica en los electores de este segmento ideológico está muy por encima de las valoraciones que reciben el resto de los candidatos que participan en esta elección. Esto también se refleja en la magnitud tan elevada que reportan los coeficientes estandarizados de los efectos fijos en los resultados de dicha regresión según se observa en la tabla 3.

TABLA 3. Resultados de los modelos mixtos RML controlando por la posición ideológica de los votantes. Uruguay 2009								
	Votantes de Izquierda				Votantes de Derecha			
	Modelo mixto RML				Modelo mixto RML			
	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados			Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados		
- Longitud	.010(.006)	.043			-.006(.008)	-.030		
2Prod. Escalar	.057(.003)	.463**			.055(.004)	.489**		
R ² Ajustado	.220				.234			
Ratio	5.7				-			
N	1015				530			
	Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos		Modelo mixto RML + efectos fijos + controles		Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos		Modelo mixto RML + efectos fijos + controles	
	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados
- Longitud	.018(.005)	.083**	.019(.005)	.084**	-.001(.007)	-.007	-.002(.007)	-.012
2Prod. Escalar	.023(.003)	.192**	.022(.003)	.179**	.047(.005)	.414**	.047(.005)	.415**
Efectos fijos y controles ^a								
Lacalle	-5.324(.273)	-.625**	-5.398(.266)	-.634**	-.540(.442)	-.063	-.544(.440)	-.064
Bordaberry	-5.026(.267)	-.590**	-5.096(.261)	-.598**	-.468(.435)	-.055	-.470(.433)	-.055
Mieres	-5.430(.246)	-.638**	-5.477(.239)	-.643**	-1.842(.398)	-.215**	-1.837(.396)	-.215**
Rodríguez	-6.111(.225)	-.718**	-6.131(.220)	-.720**	-2.499(.394)	-.292**	-2.498(.392)	-.292**
Hab. gran ciudad			.395(.145)	.057**				
Ateos			.790(.142)	.115**				
Etnia (afro)			-.906(.415)	-.045*			-1.700(.749)	-.082*
R ² Ajustado	.571		.593		.299		.305	

Ratio	1.28	1.16	-	-
N	1015	1015	530	530

Las entradas de las variables independientes son los coeficientes de la regresión con error estándar entre paréntesis. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración de los candidatos. El número de casos se corresponde con el número total de valoraciones. Los candidatos son José Mujica, Luis Alberto Lacalle, Pedro Bordaberry, Pablo Mieres y Raúl Rodríguez da Silva. Primera Vuelta.

** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05.

^a Otros controles analizados que resultaron no significativos son: edad, género (hombre), nivel de educación, ingresos de la familia, sector laboral (público), raza (mestizo/indígena), zona geográfica (región metropolitana), religión (católica). Categoría de referencia para los efectos fijos: Mujica.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2023).

En cuanto los factores sociodemográficos, se evidencia que su incorporación en el modelo permite que el R^2 ajustado roce el 60% en la explicación de la varianza de la utilidad. En este sentido, los controles significativos son la religión, el clivaje campo-ciudad y la etnia. En primer lugar, se observa que los ateos presentan una valoración media de los candidatos por debajo de las evaluaciones de quienes profesan algún tipo de credo o devoción. También se evidencia que los habitantes de las capitales son menos generosos en sus apreciaciones sobre los competidores de esta elección. Finalmente, los afrodescendientes reportan una utilidad media superior respecto al conjunto de los candidatos que el resto de la población. En términos generales, aunque las variables espaciales son estadísticamente relevantes, son los factores *non policy* asociados a los aspirantes los elementos más influyentes en la decisión electoral de los votantes que se autoubican en la izquierda uruguaya.

A diferencia de ello, las tres regresiones de los electores de la derecha presentan un mismo comportamiento tanto en el marco de la relación entre las teorías de utilidad del voto como en el predominio de los factores espaciales sobre las variables *non policy*. Dicho esto, el primer aspecto que llama la atención es que el componente que representa la longitud, más

allá de ir acompañado de un signo negativo, carece de significación estadística en todas las regresiones. Por tanto, todas las ecuaciones se comportan como modelos puros direccionales RML.

Ahora bien, la incorporación de los efectos fijos de los candidatos mejora sustancialmente los R^2 ajustados reportados en las pruebas. Este aspecto refleja que los factores que se encuentran detrás de las diferencias entre las evaluaciones de los candidatos también influyen en los resultados obtenidos. Sin embargo, no todas esas diferencias presentan la misma significación estadística. De hecho, una inspección visual de las curvas de apoyos a los candidatos contenidas en el Gráfico 3 permite observar que los signos negativos que acompañan las variables *dummy* de los candidatos Lacalle y Bordaberry no se corresponden con la diferencia entre las medias de sus valoraciones y la del competidor Mujica. Esto conlleva a sospechar sobre la existencia de cierta multicolinealidad entre estas variables y los factores espaciales que invalida la interpretación de sus respectivos coeficientes y les suprime cualquier grado de significación estadística.

Por otro lado, resulta interesante que sólo una variable sociodemográfica muestre importancia en el resultado de la prueba que combina to-

dos los factores disponibles: la etnia. Al igual que ocurre con los votantes de izquierda, los individuos que se autodefinen con afrodescendientes presentan una valoración media de los candidatos superior a la evaluación que realizan los electores que no están incluidos en dicha categoría. A pesar de ello, el aporte a la explicación de la varianza de la utilidad derivado de la inclusión de esta variable en la regresión es relativamente bajo.

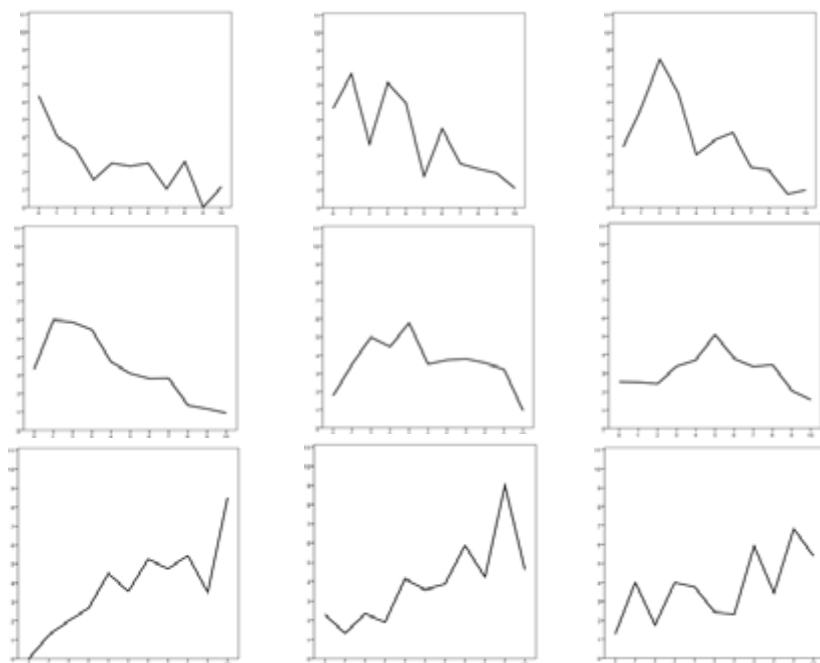
Generalizando, el comportamiento de los electores en la elección de Uruguay 2009 es muy parecido a los casos anteriores. Por un lado, los resultados de las pruebas de los votantes de izquierda muestran que los factores no espaciales ejercen una mayor influencia en las decisiones de este segmento del electorado que las variables de la proximidad y la direccionalidad. También se observa

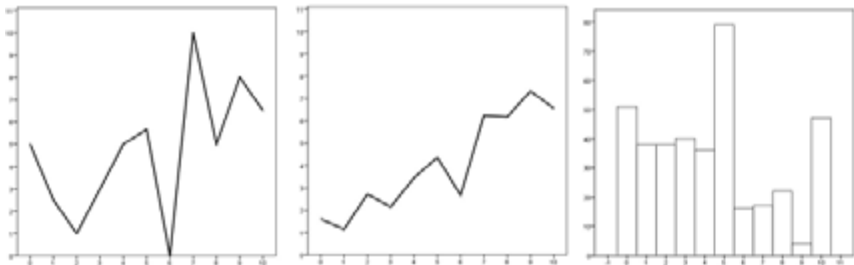
que entre ambos modelos teóricos el paradigma clásico del voto prevalece sobre la formulación RML basada en el producto escalar. No ocurre lo mismo con los votantes que se autoubican en la derecha uruguaya. En los resultados de las pruebas de estos electores, se observa que los factores espaciales y, concretamente, el componente direccional RML, ofrece una mejor explicación de la varianza de la utilidad que los controles de los candidatos y los electores. Nuevamente, estos resultados son congruentes con los obtenidos en el análisis de las gráficas de utilidad recogidas en la Figura 3 expuestas a continuación.¹

¹Cuando se lleva a cabo la prueba sólo con los efectos fijos de los candidatos la diferencia entre cada uno de los aspirantes y el competidor de referencia presenta signo positivo y significación estadística a nivel de p valor ≤ 0.01

FIGURA 3.

Media de la valoración de los candidatos (y) como función de sus posiciones en la dimensión ideológica (x) para cada localización del votante. Histograma de votantes. Elecciones de Uruguay 2009.





Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2023).

1.4 Caso Perú 2011

La tabla 4 muestra los resultados de los modelos mixtos RML en la elección presidencial de Perú 2011, según la posición ideológica de los votantes. Como se observa, existen dos características que cumplen todos los modelos de regresión reportados en dicha tabla. La primera de ellas es que los signos de los coeficientes de las variables espaciales son coherentes con las restricciones de ambas teorías de utilidad del voto: tanto el componente longitud como los productos escalares presentan, en todos los casos, signos positivos. La segunda es que el comportamiento de los modelos reflejado en los ratios de los coeficientes no estandarizados es similar dentro de cada segmento ideológico del electorado, lo cual, viene acompañado de significación estadística

en las variables espaciales de todas las pruebas.

Partiendo de estas observaciones, los modelos de los votantes de la izquierda presentan una relación entre la longitud y el doble producto escalar según lo establece la teoría clásica de la proximidad. En la regresión de datos agrupados, las proporciones de los componentes que representan ambas teorías están prácticamente equilibradas, lo que se manifiesta en un ratio aproximado de 1. Distinto ocurre en los modelos que incluyen los efectos fijos de los candidatos y con controles sociodemográficos de los electores. En estos esquemas, los coeficientes de la longitud son superiores a los valores de los productos escalares, lo que provoca una disminución de los ratios entre ambas teorías por debajo de la unidad.

TABLA 4. Resultados de los modelos mixtos RML controlando por la posición ideológica de los votantes. Perú 2011

	Votantes de Izquierda		Votantes de Derecha	
	Modelo mixto RML		Modelo mixto RML	
	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados
- Longitud	.035(.007)	.155**	.009(.004)	.042*
2Prod. Escalar	.038(.005)	.254**	.074(.002)	.543**
R ² Ajustado	.099		.296	
Ratio	1.09		8.22	

N 940		2320						
	Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos		Modelo mixto RML + efectos fijos + controles		Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos		Modelo mixto RML + efectos fijos + controles	
	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados
- Longitud	.042(.006)	.187**	.039(.007)	.171**	.009(.004)	.041*	.008(.004)	.036*
2Prod. Escalar	.013(.004)	.085**	.010(.005)	.066*	.071(.002)	.517**	.070(.003)	.508**
Efectos fijos y controles ^a								
Fujimori	-4.601(.313)	-.533**	-4.656(.312)	-.541**	.359(.189)	.043	.410(.192)	.049*
Toledo	-4.160(.310)	-.482**	-4.161(.309)	-.484**	-.114(.185)	-.014	-.079(.187)	-.009
Kuczynski	-3.490(.317)	-.404**	-3.555(.315)	-.413**	1.107(.188)	.133**	1.135(.190)	.137**
Castañeda	-4.020(.310)	-.466**	-4.052(.309)	-.471**	.313(.187)	.038	.329(.189)	.040
Evaluación del gobierno			.330(.132)	.069*			.252(.082)	.054**
Edad			-.019(.007)	-.081**				
R ² Ajustado	.301		.309		.311		.306	
Ratio	0.31		0.26		7.89		8.75	
N	940		925		2320		2280	

Las entradas de las variables independientes son los coeficientes de la regresión con error estándar entre paréntesis. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración de los candidatos. El número de casos se corresponde con el número total de valoraciones. Los candidatos son Ollanta Humala, Keiko Fujimori, Alejandro Toledo, Pedro Pablo Kuczynski y Luis Castañeda. Primera Vuelta.

** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05.

^a Otros controles analizados que resultaron no significativos son: género (hombre), nivel de educación, ingresos de la familia, sector laboral (público), etnia (indígena), habitante de campo o ciudad (ciudad capital). Categoría de referencia para los efectos fijos: Humala.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2023).

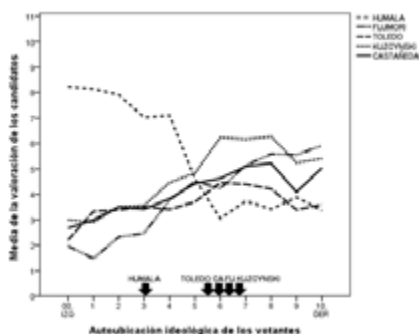
Dicho esto, las regresiones de los votantes de la izquierda peruana muestran resultados similares a los casos anteriores. El primer elemento que resulta interesante es el aumento significativo que experimenta el R² ajustado de las regresiones una vez que son incluidas las variables *dummies* de los candidatos. En este

sentido, se observa que el coeficiente de determinación pasa de 0.099 en la prueba de datos agrupados a 0.301 en el modelo que incluye los efectos fijos. Esto demuestra que, nuevamente, el peso de los factores no espaciales escondidos detrás de las diferencias entre las evaluaciones de los candidatos es superior a los aportes

que efectúan las variables de la proximidad y la direccionalidad a los resultados de las pruebas. De acuerdo con ello, todos los competidores presentan valoraciones medias inferiores a la evaluación que recibe el candidato de referencia Ollanta Humala, lo cual, es perfectamente congruente con lo reportado en el Gráfico 4.

GRÁFICO 4.

Media de la valoración de los candidatos en función de la posición del votante en la dimensión ideológica. Perú 2011



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2023).

Por otro lado, la contribución de los controles sociodemográficos de los electores a la explicación de la varianza de la utilidad también resulta bastante limitada como en los casos anteriores: el incremento observado es de tan solo 0.008. Sólo dos variables resultaron significativas. En primer lugar, la evaluación retrospectiva del gobierno en funciones correlaciona de manera positiva con la valoración de los candidatos que participan en estos comicios. Y, segundo, la edad presenta una relación inversa respecto a la utilidad que reportan los votantes de este segmento ideológico de la población.

Los resultados de las pruebas de los electores de la derecha muestran una situación opuesta a la descrita. En este segmento del electorado, los coeficientes no estandarizados de los productos escalares son bastante superiores a los que presentan los componentes longitud, comportamiento que refleja una relación entre las teorías de utilidad propia de los esquemas mixtos con predominio direccional. Por otro lado, también se observa que los cambios que experimentan los ratios de un modelo a otro obedecen a diferencias mínimas en las magnitudes de los coeficientes no estandarizados de las regresiones en comparación. Esta situación, tal y como se ha expresado anteriormente, constituye una evidencia más, de la sensibilidad que caracteriza este indicador de proporciones.

Tampoco se observan cambios sustanciales en el R^2 ajustado de las regresiones con la inclusión de los efectos fijos de los candidatos y los controles sociodemográficos de los electores. De hecho, una comparación entre los coeficientes estandarizados de todas las variables incluidas en los modelos revela que el componente asociado a los productos escalares, sin olvidar que se trata de un esquema mixto, constituye el mejor predictor de la utilidad reportada por los electores de la derecha peruana. Siendo así, sólo la diferencia entre el candidato Humala y el aspirante Kuczynski acompaña a la direccionalidad con significación estadística a nivel de en el modelo que incluye únicamente los efectos fijos. La proximidad también es relevante aunque a un grado de significación menor.

A este resultado, se suman dos nuevas variables cuando se incorporan en la regresión todos los factores disponibles en la base de datos: la evaluación retrospectiva del gobierno en funciones que, al igual que en la izquierda, mantiene una relación directamente proporcional con la utilidad y el efecto fijo de la candidata Fujimori.

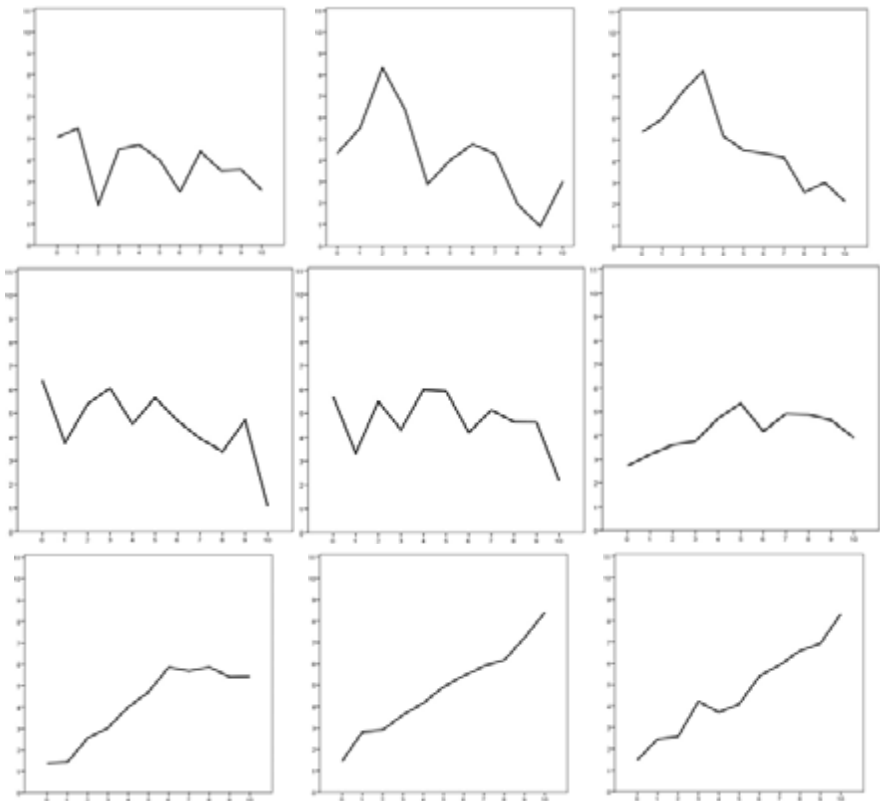
Sin embargo, llama la atención que el coeficiente del candidato Toledo presente signo negativo en esta regresión y en aquella que sólo incluye los efectos fijos. Este resultado, al igual que ocurre en la elección presidencial de Uruguay 2009, no es congruente con lo observado en el Gráfico 4 de las curvas de apoyos a los candidatos peruanos. Sin embargo, la diferencia visual entre ambas curvas es mucho menos llamativa que en el caso anterior.

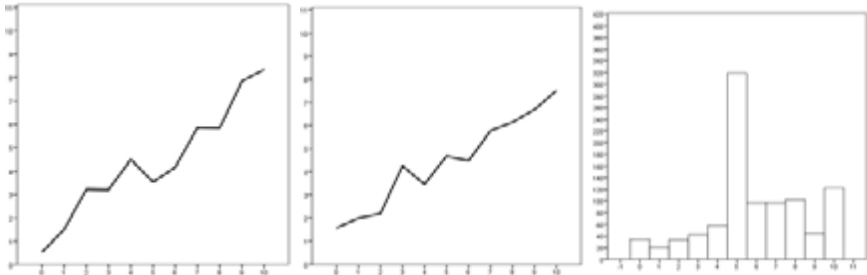
A modo de resumen, el comportamiento de los electores en la elección presidencial de Perú 2011 es similar al caso de México 2006. Por un lado,

los factores no espaciales son los que ejercen mayor influencia en la decisión electoral de los votantes de la izquierda; mientras que los ratios de los coeficientes no estandarizados reflejan un predominio de la teoría clásica de la proximidad. Esto es contrario a lo ocurre con los electores de la derecha de este país (ver Figura 4). En este segmento ideológico de la población, la forma de evaluación de los candidatos se caracteriza por seguir las reglas de un modelo mixto con predominio del paradigma direccional RML, en la medida que los factores espaciales se imponen significativamente sobre el desempeño de los controles de candidatos y electores.

FIGURA 4.

Media de la valoración de los candidatos (y) como función de sus posiciones en la dimensión ideológica (x) para cada localización del votante. Histograma de votantes. Elecciones de Perú 2011





Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2023).

1.5 Caso Brasil 2006

Los resultados de los modelos mixtos MRL según la ideología de los votantes en la elección presidencial de Brasil 2006 se exponen en la tabla 5. Como se observa, en líneas generales el comportamiento de las regresiones es bastante similar a los casos anteriores. De acuerdo con ello, los resultados de los electores de la izquierda muestran que los componentes que representan la longitud adop-

tan una proporción similar al valor que asumen los productos escalares, esto es, ratios de aproximadamente 1. También se evidencia que ambos componentes espaciales presentan significación estadística a nivel de . El cumplimiento de estas dos restricciones refleja el predominio de la teoría clásica de la proximidad sobre el esquema direccional RML en este segmento del electorado.

TABLA 5. Resultados de los modelos mixtos RML controlando por la posición ideológica de los votantes. Brasil 2006				
	Votantes de Izquierda		Votantes de Derecha	
	Modelo mixto RML		Modelo mixto RML	
	Coeeficientes no estandarizados	Coeeficientes estandarizados	Coeeficientes no estandarizados	Coeeficientes estandarizados
- Longitud	.030(.010)	.151**	-.005(.006)	-.027
2Prod. Escalar	.028(.006)	.235**	.069(.003)	.607**
R ² Ajustado	.068		.364	
Ratio	0.93		-	
N	352		808	
	Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos	Modelo mixto RML + efectos fijos + controles °	Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos	Modelo mixto RML + efectos fijos + controles

	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados
- Longitud	.035(.010)	.176**	.002(.005)	.010	.003(.005)	.016
2Prod. Escalar	.024(.006)	.202**	.060(.003)	.531**	.060(.003)	.527**
Efectos fijos y controles ^a						
Alckmin	-1.883(.474)	-.247**	-.732(.239)	-.102**	-.737(.237)	-.102**
Buarque	-2.927(.458)	-.384**	-2.016(.250)	-.280**	-2.031(.248)	-.282**
Helena	-2.807(.449)	-.369**	-1.370(.248)	-.190**	-1.382(.245)	-.192**
Género (hombre)					.439(.168)	.070**
Nivel de educación					-.194(.065)	-.089**
Edad					-.015(.006)	-.076*
R ² Ajustado	.186		.412		.423	
Ratio	0.69		30		20	
N	352		808		808	

Las entradas de las variables independientes son coeficientes de la regresión con error estándar entre paréntesis. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración de los candidatos. El número de casos se corresponde con el número total de valoraciones. Los candidatos son Luiz Lula, Geraldo Alckmin, Heloísa Helena y Cristovam Buarque. Primera Vuelta.

** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05.

^a Otros controles analizados que resultaron no significativos son: ingresos de la familia, zona geográfica (Sudeste: Espírito Santo, Minas Gerais, Rio Janeiro, Sao Paulo), Habitante de campo o ciudad (ciudad capital), religión (católica y protestante). Categoría de referencia para los efectos fijos: Lula

° Los controles introducidos no resultaron estadísticamente significativos..

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2023).

Por otro lado, se observa que el R² ajustado aumenta significativamente su valor con la inclusión de los efectos fijos de los candidatos en la prueba. Este incremento deja constancia de la influencia que ejercen los factores no espaciales que se ocultan detrás de los candidatos en la explicación de la varianza de la utilidad. Siendo así, una comparación de los coeficientes es-

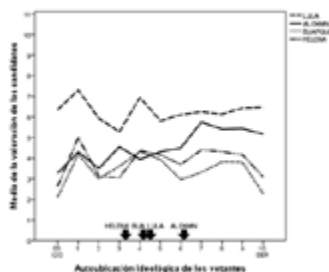
tandarizados obtenidos muestra que las variables espaciales presentan valores ligeramente por debajo de los registrados por las diferencias entre los candidatos que participan en esta elección. Cabe destacar que todas las variables *dummies* de los competidores resultan significativas a nivel estadístico de α , igualmente, todas presentan el signo correcto respecto a la

valoración media del candidato Lula. Contrario a ello, ningún control socio-demográfico de los electores mostró relevancia alguna al ser incluido en los modelos junto a los efectos fijos.

Pasando al otro segmento ideológico del electorado, las regresiones de los votantes ubicados en la derecha brasileña muestran coeficientes no estandarizados asociados a la longitud con valores muy aproximados a cero. Esto provoca una elevación de los ratios de manera tal que refleja el predominio absoluto de la teoría direccional RML sobre la teoría clásica del voto. Ahora bien, la inclusión de los efectos fijos de los candidatos también produce un incremento, aunque mucho más moderado que en los votantes de izquierda, del R^2 ajustado reportado por las pruebas. Esto es congruente con la representación de las curvas de apoyo de los candidatos contenidas en el Gráfico 5. En él, se observa que la valoración del aspirante de referencia, Lula, es superior a la del resto de los competidores en todas las posiciones ideológicas del electorado, lo cual, también es garantía de que los signos que acompañan las variables *dummies* de los candidatos en este grupo de votantes presentan la orientación correcta.

GRÁFICO 5.

Media de la valoración de los candidatos en función de la posición del votante en la dimensión ideológica. Brasil 2006



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2023).

Siguiendo este orden de ideas, también se evidencia un aumento del R^2 ajustado de las pruebas, aunque ligero, con la incorporación de los controles sociodemográficos de los electores. Entre las variables de esta naturaleza que resultaron significativas en la regresión, se encuentra el nivel de educación, la edad y el género. Las dos primeras muestran una relación inversa respecto a la utilidad que reportan los electores. A medida que aumentan los años de vida y el grado de instrucción formal, la evaluación que realizan los electores de los candidatos se vuelve más negativa. En cuanto al género, los resultados reflejan que los hombres presentan una valoración media más negativa de los políticos que las mujeres que participan en la muestra.

A pesar de los incrementos los coeficientes de determinación reportados por las pruebas de los votantes brasileños de la derecha, no queda duda que el componente de los productos escalares y, en consecuencia, la direccionalidad es la variable que mejor explica la varianza de la utilidad en este segmento del electorado. Una comparación de los coeficientes estandarizados asociados al conjunto de variables incluidas en las pruebas muestra como el peso de los factores espaciales es superior a desempeño de los efectos fijos de los candidatos y los controles sociodemográficos de los votantes. Este comportamiento es muy similar al verificado en este mismo segmento ideológico del electorado en los casos ya analizados.

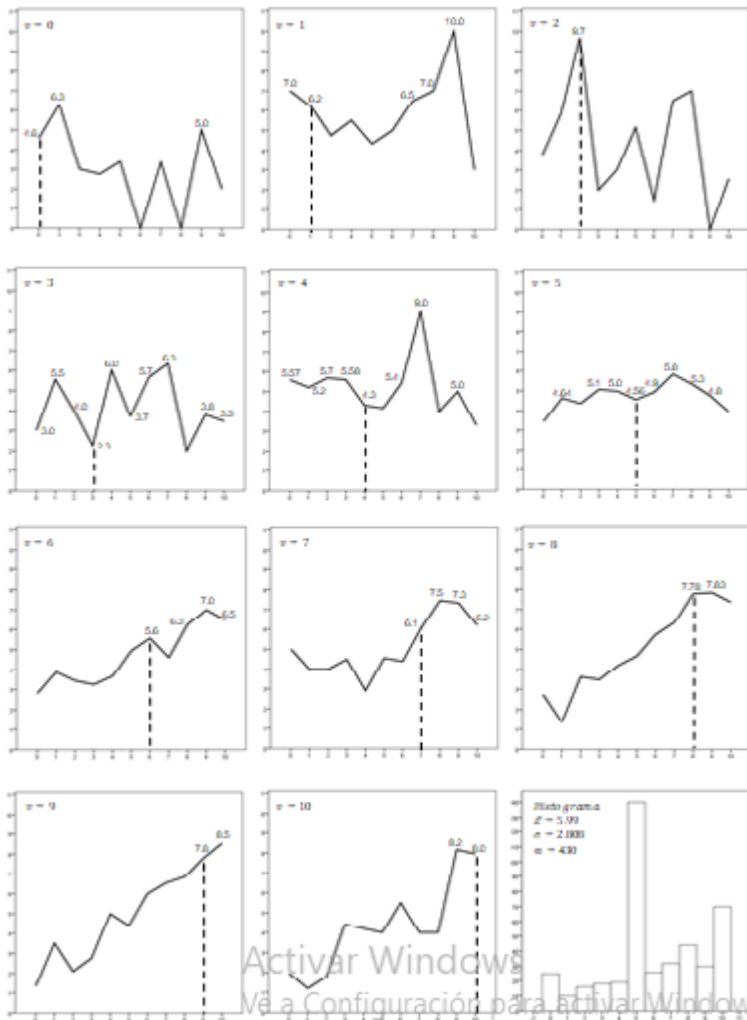
A modo de sumario, los resultados obtenidos de la aplicación de los modelos mixtos RML a los votantes de izquierda en la elección presidencial de Brasil 2006, muestran que el peso de los factores no espaciales que se encuentran detrás de las diferencias entre los candidatos, concretamente del competidor Lula, ejercen una mayor influencia en la decisión electoral que las variables ideológicas espaciales. También se observa que

la relación entre los componentes que representan la longitud y los productos escalares cumple, sin lugar a dudas, las restricciones de la teoría clásica de la proximidad. Del otro lado de la dimensión ideológica (Figura 5), las regresiones de los electores de derecha muestran que los factores espaciales son más relevantes en la

evaluación de los candidatos que los efectos fijos y los controles socio-demográficos de los votantes. Concretamente, la direccionalidad RML constituye, sin obviar el peso de los factores no espaciales, el mejor predictor de la utilidad de los votantes en los resultados analizados.

FIGURA 5.

Media de la valoración de los candidatos (y) como función de sus posiciones en la dimensión ideológica (x) para cada localización del votante. Histograma de votantes. Elecciones de Brasil 2006.



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2023).

1.6 Caso Brasil 2010

Los resultados de los modelos mixtos RML en los comicios de Brasil 2010 muestran algunas diferencias interesantes respecto a la elección presidencial anterior. Tal y como se observa en la tabla 6 el coeficiente no estandarizado de los productos escalares muestra un mejor desempeño que el componente que representa la longitud en todas las pruebas realizadas y sin distingo sobre la posición ideológica de los votantes. Ahora bien, las pruebas de los electores de la izquierda sólo muestran significación estadística en la variable asociada a los productos escalares, lo cual, aunque la diferencia que se desprende de los ratios sea pequeña, refleja un predominio del modelo puro direccional RML. Esto es contrario a lo reseñado en el resto de casos analizados hasta este punto.

Sin embargo, las diferencias respecto a las elecciones anteriores no se limitan a ese único aspecto. Si

bien es cierto que la inclusión de los efectos fijos de los candidatos produce un incremento sustancial del R^2 ajustado similar al observado en los casos anteriores, este incremento no viene acompañado de un predominio absoluto de los efectos fijos de los candidatos. Una comparación de los coeficientes estandarizados de la regresión permite observar que el peso en los resultados obtenidos, tanto del componente de los productos escalares como de las variables *dummies* de los competidores, es bastante cercano. Esto es, una diferencia entre los betas de las tres variables dentro de un rango de 0.1. Por tanto, ambos tipos de factores son relativamente importantes en la evaluación que realiza de los candidatos este segmento ideológico de los electores. Por otro lado, resulta lamentable señalar que ninguna de las variables sociodemográficas de los electores muestra significación estadística en la regresión que incluye todos los factores disponibles en la base de datos

TABLA 6. Resultados de los modelos mixtos RML controlando por la posición ideológica de los votantes. Brasil 2010

	Votantes de Izquierda		Votantes de Derecha	
	Modelo mixto		Modelo mixto	
	RML		RML	
	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados
- Longitud	.011(.008)	.058	.008(.005)	.037
2Prod. Escalar	.037(.005)	.331**	.068(.002)	.615**
R ² Ajustado	.109		.372	
Ratio	3.36		8.5	
N	486		1272	
	Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos	Modelo mixto RML + efectos fijos + controles °	Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos!	Modelo mixto RML + efectos fijos + controles

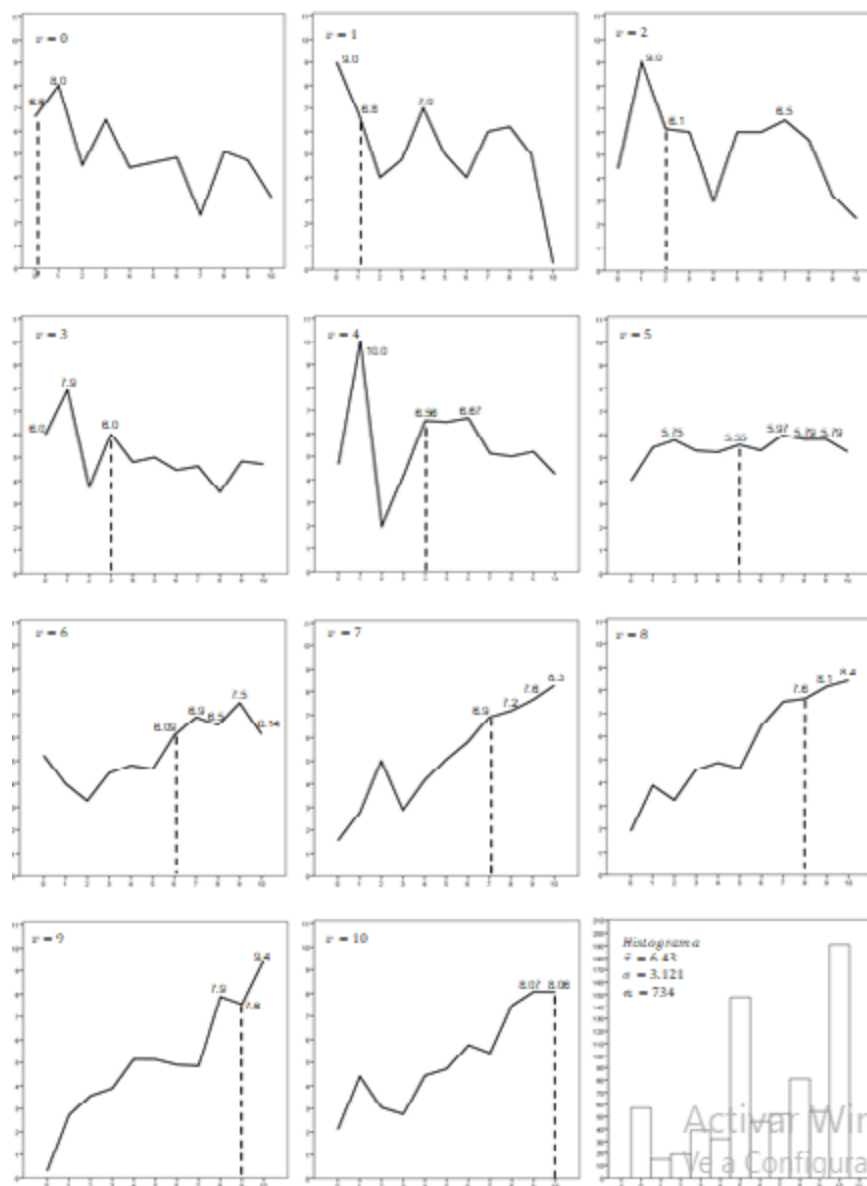
	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados
- Longitud	.012(.008)	.064	.011(.005)	.053*	.013(.005)	.062**
2Prod. Escalar	.028(.005)	.251**	.068(.002)	.608**	.067(.002)	.603**
Efectos fijos y controles ^a						
Serra	-2.181(.337)	-.322**	-.076(.185)	-.010	-.079(.183)	-.011
Silva	-1.496(.327)	-.221**	-.845(.187)	-.117*	-.859(.186)	-.119**
Nivel de educación					-.129(.038)	-.077**
Sector Laboral (público)					-.894(.264)	-.076**
R ² Ajustado	.180		.384		.392	
Ratio	2.33		6.18		5.15	
N	486		1272		1272	
Las entradas de las variables independientes son coeficientes estandarizados de la regresión con error estándar entre paréntesis. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración de los candidatos. El número de casos se corresponde con el número total de valoraciones. Los candidatos son Dilma Rousseff, José Serra, Marina Silva. Primera Vuelta.						
** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05.						
^a Otros controles analizados que resultaron no significativos son: edad, género, nivel de educación, ingresos de la familia, raza (negros e indígenas), Habitante de campo o ciudad (ciudad capital), religión (católica y protestante), sector laboral (público), zona geográfica (Sudeste: Espírito Santo, Minas Gerais, Rio Janeiro, Sao Paulo). Categoría de referencia para efectos fijos: Rousseff.						
° Los controles introducidos no resultaron estadísticamente significativos.						

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2023).

Del otro lado de la dimensión ideológica (Figura 6), los resultados de las pruebas de los electores de derecha sí muestran un comportamiento más parecido al observado en la elección presidencial de 2006 y a sus pares latinoamericanos de los casos ya analizados.

FIGURA 2.7.

Media de la valoración de los candidatos (y) como función de sus posiciones en la dimensión ideológica (x) para cada localización del votante. Histograma de votantes. Elecciones de Brasil 2010.



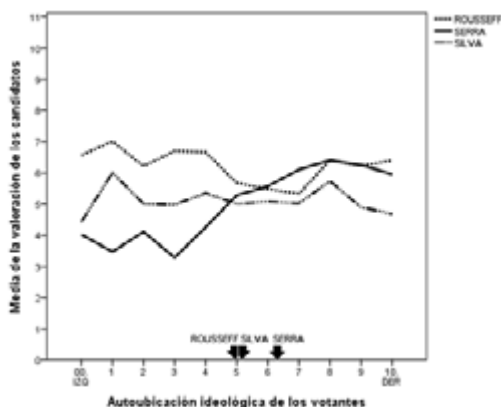
Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2023).

De acuerdo con ello, la regresión de datos agrupados muestra un ratio donde la direccionalidad es 8.5 veces la proximidad y la significación estadística sólo está presente en el componente asociado a los productos escalares. Como se observa, estas características cumplen las restricciones de un modelo puramente direccional RML. Sin embargo, la inclusión de los efectos fijos de los candidatos y los controles sociodemográficos de los electores provoca que el coeficiente que representa la longitud adquiera importancia estadística para los resultados de la prueba, aspecto que modifica el comportamiento original del modelo convirtiéndolo en un esquema mixto con predominio del componente direccional (ratios de 6.18 y 5.15).

Otro aspecto que resulta similar a los casos anteriores, es el escaso aumento que genera la inclusión de tales efectos fijos y controles sobre los R^2 ajustados reportados en las regresiones. De hecho, sólo la diferencia entre la media de la valoración de la candidata de referencia Dilma Rousseff y la media de la evaluación que recibe la competidora Marina Silva, presenta algún tipo de significación estadística en los resultados de las pruebas. Sobre este aspecto cabe destacar que, similar a lo que ocurre en la elección presidencial de Brasil 2006, los signos de los efectos fijos son plenamente congruentes con lo observado en las curvas de apoyo de los candidatos representadas en el Gráfico 6, tanto en los votantes de izquierda como de derecha.

GRÁFICO 6.

Media de la valoración de los candidatos en función de la posición del votante en la dimensión ideológica. Brasil 2010.



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2023).

Por otro lado, los controles sociodemográficos que han resultado significativos en los resultados de la prueba de efectos fijos son el nivel de educación y el sector laboral del elector. El primero de ellos muestra una relación inversa con la utilidad reportada por los votantes: a mayor grado de instrucción menor es la valoración que reciben los candidatos por parte de este segmento del electorado. El

segundo indica que los trabajadores del sector público presentan una utilidad media superior respecto a los competidores de esta elección que la observada en el resto de los individuos que forman parte de la muestra. Sin embargo, tanto en el modelo que sólo incluye los efectos fijos como en aquél que incorpora, además, dichos controles sociodemográficos, el componente de la direccionalidad es muy

superior en su aportación a la explicación de la varianza de la utilidad que el resto de las variables que resultan significativas. Esto se evidencia, claramente, en una comparación de los coeficientes estandarizados reportados en ambas regresiones.

En resumen, los resultados de la aplicación de los modelos mixtos en la elección presidencial de Brasil 2010 muestran que en los electores de izquierda la direccionalidad RML y los factores no espaciales son igualmente importantes en la evaluación electoral de los candidatos que efectúa este segmento ideológico del electorado. De hecho, a diferencia de los comicios ya analizados, la proximidad no adquiere significación estadística en ninguno de los modelos de los electores brasileños. De acuerdo con ello, la diferencia entre ambos dos grupos de votantes está en que en los electores de derecha las pruebas muestran que los factores espaciales y, concretamente, el componente direccional RML, ofrece una explicación de la varianza de la utilidad muy superior a brindada por las variables de los candidatos y los electores. Sin obviar que esto es así en el marco de un modelo mixto donde la proximidad también presenta relevancia a nivel estadístico.

ANÁLISIS DE RESULTADOS

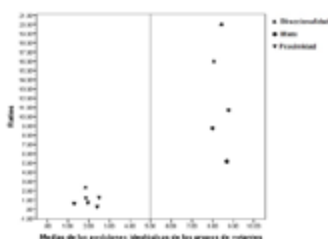
Los resultados obtenidos a partir de las pruebas analíticas muestran que, efectivamente, existen diferencias sustanciales en la forma en que los votantes de izquierda y de derecha llevan a cabo la evaluación de los candidatos en todas las elecciones analizadas. Estas diferencias pueden enmarcarse, fundamentalmente, en dos aspectos. El primero de ellos tiene que ver con el comportamiento de las teorías de la proximidad y la direccionalidad RML en el contexto de los modelos mixtos ejecutados; mientras que el segundo versa sobre el vínculo entre los factores espaciales y no espaciales en cada segmento ideológico del electorado.

Los gráficos A y B muestran de forma agregada los resultados relativos a ambos aspectos.

El gráfico 1 relaciona los ratios entre los coeficientes no estandarizados de los componentes de la distancia euclidiana con la posición medida de los grupos ideológicos de los electores. Como se observa, los votantes de izquierda en las elecciones analizadas se comportan mayoritariamente de manera acorde con lo estipulado por la teoría clásica del voto. La única excepción la constituye el caso de Brasil 2010, donde a pesar de que el ratio entre los componentes es relativamente bajo (2.33) la variable que representa la proximidad no presenta ningún grado de significación estadística en los resultados de las pruebas.

GRÁFICO 1.

Ratios en función de la identificación ideológica de los electores



Nota: No se incluye el grupo de votantes de derecha de la elección de Uruguay 2009 debido a que el ratio no es determinable. Sin embargo, el comportamiento de este segmento del electorado es plenamente congruente con un esquema puramente direccional RML.

Fuente: Elaboración propia (2023).

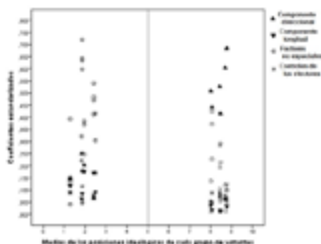
Ocurre lo contrario con el grupo de los votantes que se posicionan en la derecha latinoamericana. En lo que respecta a este segmento del electorado los ratios reflejan que la variable que representa los productos escalares se desempeña mucho mejor que el componente longitud en todas las elecciones analizadas. En tres de esos casos, la proximidad tiene una impor-

tancia relativa en el marco de las formulaciones mixtas. Esto es así en las elecciones de México 2006, Perú 2011 y Brasil 2010. En el resto de los comicios analizados, el comportamiento de los coeficientes no estandarizados se corresponde exclusivamente con el esquema direccional RML.

Por otro lado, el gráfico 2 relaciona los betas de todas las variables incluidas en las pruebas con las medias de las posiciones ideológicas de cada grupo de votantes. En este sentido, la diferenciación entre los distintos factores a partir de su naturaleza permite determinar de forma comparativa el peso de cada uno de ellos en el conjunto de las elecciones bajo examen. Así las cosas, los resultados de los electores de izquierda muestran claramente que los efectos fijos de los candidatos constituyen las variables que mayor explicación aportan sobre la varianza de la utilidad en este segmento del electorado. Muy por debajo le siguen las variables espaciales y los controles sociodemográficos de los electores. En este punto, es importante no olvidar que debido al predominio del esquema de la proximidad en este grupo de electores no es posible una interpretación aislada de los componentes de la distancia euclidiana. Esto dificulta una diferenciación exacta del peso de los factores espaciales respecto a la influencia que ejercen en los resultados de las regresiones las características de los electores.

GRÁFICO 2.

Coeficientes estandarizados en función de la posición ideológica de los electores



Nota: Los coeficientes estandarizados están expresados en valores absolutos, por lo tanto, sólo se comparan magnitudes con independencia del signo de la relación entre las variables.

Fuente: Elaboración propia (2023).

Los coeficientes estandarizados del grupo de los votantes de derecha se comportan de manera diferente. Tal y como se ha descrito en el análisis, el gráfico muestra como los componentes asociados a los productos escalares dominan en los resultados de este segmento ideológico del electorado. Luego se encuentran los efectos fijos, seguidos, muy por debajo, de los controles sociodemográficos de los votantes. Los componentes longitud parecen estar agrupados en el fondo del gráfico, sin embargo, no hay que olvidar que tres de esas variables forman parte de esquemas mixtos, por lo que su interpretación también está asociada al peso que reportan los respectivos componentes escalares.

CONCLUSIÓN

Conjugando ambos resultados no cabe duda de que en los seis procesos electorales analizados el peso de los factores no espaciales en la evaluación del conjunto de los candidatos que realizan los electores de izquierda es superior a la influencia de los componentes que representan las teorías de utilidad del voto. Obviando los factores no espaciales, la proximidad presenta un mejor desempeño, con la excepción del caso de Brasil 2010, que el paradigma de la direccionalidad RML. Lo contrario ocurre con los resultados del grupo de votantes que se ubican en la derecha política.

En este caso, claramente los factores espaciales ofrecen una mejor explicación de la varianza de la utilidad que los efectos fijos de los candidatos y los controles de los electores. Específicamente, el componente asociado a los productos escalares es la variable que mejor desempeño

presenta. En tres de las elecciones exploradas, ese predominio se manifiesta en modelos puros direccionales RML; mientras que en el resto se presenta enmarcado en formulaciones mixtas donde el peso de la longitud es significativamente inferior.

En la exploración de posteriores procesos electorales, será posible verificar la continuidad en el tiempo de los patrones hallados. La incorporación de nuevos países al conjunto analizado podrá arrojar luz en relación a particularidades subregionales e ideológicas. En tal sentido, futuras investigaciones deben tener en consideración el estudio de votantes latinoamericanos en los procesos electorales recientes de la segunda década del siglo XXI, donde surgen candidatos presidenciales y partidos políticos en la extrema derecha ideológica. Los casos de las elecciones de Brasil en 2018 con Jair Bolsonaro, en 2021 en Chile con el candidato José Antonio Kast, el caso uruguayo de 2019 con el candidato presidencial Guido Manini, o las elecciones de Argentina en 2023 con Javier Milei, aportan una variedad de candidatos interesante para la continuación del estudio de modelos estadísticos para comprender el comportamiento de los votantes en países de América Latina. Aprovechando este contexto con candidatos de extrema derecha ideológica, podría investigarse si el modelo de direccionalidad para los votantes con dicha identificación que han tenido candidatos presidenciales fuertes en esta última década sigue siendo válido. Por último, se debe contrastar si el surgimiento de una extrema derecha en América Latina supone una variación en la efectividad de los modelos de proximidad y direccionalidad para predecir el comportamiento de estos votantes.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Adams, James; Merrill, Samuel y Grofman, Bernard (2005). *A unified theory of party competition: a cross-national analysis integrating*

spatial and behavioral factors. New York: Cambridge University Press.

Boscán, Guillermo (2016). *Voto y competición electoral en América Latina* [Tesis Doctoral, Universidad de Salamanca]. Gredos USAL. https://gredos.usal.es/bitstream/handle/10366/128562/DDPG_Bosc%E1nG_EleccionesAm%E9ricaLatina.pdf?sequence=1

Cho, Sungdai y Endersby, James W (2003). "Issues, the spatial theory of voting, and British general elections: A comparison of proximity and directional models". **Public Choice**, 114(3-4): 275-293.

CSES. 2023. Module 3 Full Release [dataset] (Publication no. 10.7804/cses.module3.2013-03-27). from The Comparative Study of Electoral Systems (www.cses.org).

Davis, Otto. A; Hinich, Melvin. J. y Ordeshook, Peter. C. (1970). "An expository development of a mathematical model of the electoral process". **The American Political Science Review**, 64 (2): 426-448.

Dow, Jay. K. (1998). "Directional and proximity models of voter choice in recent US presidential elections". **Public Choice**, 96(3-4): 259-270.

Iversen, Torben (1994). "Political leadership and representation in West European democracies: A test of three models of voting". **American Journal of Political Science**, 38(1): 45-74.

Kropko, Jonathan (2012). *Who's a Directional Voter and Who's a Proximity Voter? An Application of Finite Mixture Modeling to Issue Voting in the 2008. American Presidential Election*. <http://www.polmeth.wustl.edu/media/Paper/manuscript.pdf>.

Lewis, Jeffrey B. y King, Gary (1999). "No evidence on directional vs. proximity voting". **Political analysis**, 8(1): 21-33.

Macdonald, Stuart. E. y Rabi-

nowitz, George (1998). "Solving the paradox of nonconvergence: Valence, position, and direction in democratic politics". *Electoral Studies*, 17(3): 281-300.

Macdonald, Stuart. E; Rabinowitz, George y Listhaug, Ola (1995). "Political sophistication and models of issue voting". *British Journal of Political Science*, 25(04): 453-483.

Macdonald, Stuart. E., Rabinowitz, G. y Listhaug, Ola (1998). "On attempting to rehabilitate the proximity model: Sometimes the patient just can't be helped" *The Journal of Politics*, 60(03): 653-690.

Merrill, Samuel (1995). "Discriminating between the directional and proximity spatial models of electoral competition" *Electoral Studies*, 14(3): 273-287.

Merrill, Samuel y Grofman, Bernard (1997). "Directional and proximity models of voter utility and choice: A new synthesis and an illustrative test of competing models" *Journal of Theoretical Politics*, 9: 25-48.

Merrill, Samuel y Grofman, Bernard (1999). *A unified theory of voting: Directional and proximity spatial models*. Cambridge: Cambridge University Press.

Morris, Irwin L. y Rabinowitz, George (1997). "Symposium. The Directional Theory of Issue Voting: IV On the Coexistence of Directional and Proximity Voters". *Journal of Theoretical Politics*, 9(1): 75-88.

Rabinowitz, George y Macdonald, Stuart E (1989). "A directional theory of issue voting". *The American Political Science Review*, 83(1): 93-121.

Stokes, Donald E (1963). "Spatial models of party competition". *The American Political Science Review*, 57(2): 368-377.

Tomz, Michael y Van Houweling, Robert P (2008). "Candidate positioning and voter choice". *American*

Political Science Review, 102(03): 303-318.

Westholm, Anders (1997). "Distance versus direction: The illusory defeat of the proximity theory of electoral choice". *American Political Science Review*, 91(4): 865-883.