

ISSN: 1130-2887 - e-ISSN: 2340-4396
DOI: <https://doi.org/10.14201/alh201981>

¿RENOVANDO LA POLÍTICA O MÁS DE LO MISMO? COMPARANDO NOVATOS Y POLÍTICOS TRADICIONALES EN LAS LEGISLATURAS LATINOAMERICANAS

*Renewing politics or more of the same? Comparing newcomers and
traditional politicians in Latin American legislatures*

João Victor GUEDES-NETO
Universidad de Pittsburgh, Estados Unidos
✉ jog118@pitt.edu

Manoel Leonardo SANTOS
Universidad Federal de Minas Gerais, Brasil
✉ manoelsantos@fafich.ufmg.br

Fecha de recepción: 31 de agosto de 2018
Fecha de aceptación y versión final: 3 de abril de 2019

RESUMEN: ¿Los novatos, también conocidos como *outsiders*, piensan de manera diferente a los políticos tradicionales en las legislaturas latinoamericanas? Abordamos esta cuestión con un análisis de las opiniones de los parlamentarios a nivel individual, algo especialmente relevante en el contexto personalista de la política en América Latina. Utilizamos entrevistas realizadas en esta década con hasta 1.155 diputados en 17 países de la región atendiendo, concretamente, a las opiniones relacionadas con la percepción de la corrupción como un problema del país, el matrimonio entre personas del mismo sexo y la regulación estatal de la economía. Nuestro trabajo confirma la existencia de una diferencia entre novatos y políticos tradicionales, aunque esta sea solo marginal, yendo en contra del sentido común que apunta a una división más clara entre novatos y políticos tradicionales.

Palabras clave: *outsiders* en política; élites parlamentarias; matrimonio igualitario; regulación de la economía; percepción de la corrupción.

ABSTRACT: Do newcomers, also known as outsiders, think differently than traditional politicians in Latin American legislatures? We approach this question from an individual

perspective, especially relevant in the personalist context of Latin America. We use interviews carried out in the current decade with up to 1,115 legislators in 17 countries. We look at opinions related to the perception of corruption as a problem in the country, same-sex marriage, and State regulation of the economy. Our work confirms the existence of a difference between newcomers and traditional politicians, even though it is only marginal. It goes against the common sense that points out at a clearer divide.

Palabras clave: outsiders in politics; parliamentary elites; gay marriage; regulation of the economy; corruption perception.

I. INTRODUCCIÓN¹

«¿Qué hace un diputado federal?». Con esta pregunta Francisco Everardo Oliveira Silva, más conocido como el payaso Tiririca, abría una de sus piezas publicitarias en el horario electoral gratuito que antecedió a las elecciones generales de 2010 en Brasil. «En realidad, no lo sé –continuaba–, pero vote por mí que yo se lo cuento». Su eslogan era: «Vote por Tiririca, no puede ser peor». Francisco Everardo se convirtió en el diputado federal más votado del país en aquel año, siendo elegido con 1.348.295 votos. Cuatro años después, en su candidatura para la reelección, Tiririca explicó: «El diputado federal trabaja mucho y produce poco»². Esta vez fue reelegido con 1.016.796 votos.

El caso de Tiririca es un ejemplo, entre muchos, de *outsiders*³ en política. Se une a una lista extensa y global que incluye al comediante italiano Beppe Grillo, el empresario estadounidense Donald Trump y el banquero francés Emmanuel Macron. Es verdad que sus trayectorias difieren radicalmente y no todos ellos eran completamente ajenos a la política antes de su ascenso electoral. Por ejemplo, antes de sus candidaturas Trump financió campañas electorales y Macron fue ministro de Economía, Industria y Negocios Digitales. Sin embargo, es difícil negar que sean casos representativos de novatos en círculos tradicionalmente dominados por políticos con larga experiencia en ciclos electorales.

Este artículo pretende estudiar este grupo de *outsiders*, a los que nos referiremos como políticos novatos. Nos preguntamos: ¿piensan de manera diferente a los políticos tradicionales en las legislaturas latinoamericanas o son más de lo mismo? La investigación se basa en el extenso trabajo realizado por los investigadores de la Universidad de

1 Los autores agradecen a Asbel Bohígues (Universidad de Salamanca, España) la revisión criteriosa del manuscrito, la ayuda con la traducción de este artículo y la constante interlocución sobre el tema; a Alexandre Loures (Universidad Federal de Pelotas, Brasil) por las sugerencias para las mejoras en los modelos econométricos; y a los dos revisores anónimos de la revista *América Latina Hoy*, *Revista de Ciencias Sociales*, por los comentarios y las sugerencias a la primera versión de este artículo.

2 Original en portugués: «O que faz um deputado federal? Na realidade, eu não sei. Mas vote em mim que eu te conto», «Deputado federal trabalha muito e produz pouco».

3 El término *outsiders* es utilizado de diversas maneras en la literatura. En muchos casos no equivale a *novatos*. Aun así, para los objetivos de este artículo, optamos por simplificar esta complejidad y utilizamos los términos *outsider* y *novatos* como sinónimos. Agradecemos al revisor anónimo de la revista que llamó nuestra atención sobre esta cuestión.

Salamanca en las entrevistas a diputados de los países latinoamericanos sobre su ideología, percepción coyuntural y trayectoria personal. Así, utilizamos hasta 1.115 casos, que supone el total de entrevistados en el trabajo de campo más reciente en la región, es decir, realizado desde 2011.

De esta manera, esperamos ampliar la literatura, en crecimiento desde fechas recientes, sobre la entrada de *outsiders* en política. Esta literatura incluye principalmente trabajos sobre nuevos partidos, olas *anti-mainstream* y reclutamiento de candidatos. Sin embargo, esta literatura adolece de una laguna al dejar de lado lo que piensan, en términos individuales, los novatos en política; a esta carencia dirigimos el presente estudio.

Los análisis aquí realizados tienen como objetivo verificar si los parlamentarios más jóvenes (menores de 35 años), en su primer mandato y oriundos de familias sin vínculo con la política piensan diferente de los demás en relación con tres temas relevantes: la corrupción, el matrimonio entre personas del mismo sexo y el papel del Estado en la economía. Los resultados muestran que existen diferencias entre los *outsiders* y los políticos de larga trayectoria, pero esa diferencia es marginal y se restringe solo a temas específicos. Se confirma que los *outsiders* perciben la corrupción como un problema más importante que los demás, aunque levemente, y son un poco más favorables a la regulación estatal de la economía y el matrimonio igualitario.

El artículo está estructurado de la siguiente manera: en la próxima sección dialogamos con la literatura que trata los *outsiders* en política, definimos los conceptos utilizados y presentamos nuestras hipótesis de trabajo. Después, explicamos detalladamente nuestros datos y métodos. En la siguiente sección exponemos los resultados en forma de regresiones multivariadas. Finalmente, discutimos los resultados de acuerdo con las hipótesis de trabajo, presentando las conclusiones y sugiriendo los próximos pasos de esta agenda de investigación.

II. NUEVOS ACTORES EN LA POLÍTICA

En 1977, Inglehart señaló el cambio lento y gradual en los valores y anhelos de los pueblos de Occidente. Antes estaban preocupados por su satisfacción material y seguridad personal, y buscaban una mejor calidad de vida. La explicación, repetida desde el primer párrafo de su introducción, era que «las personas tienden a estar más preocupadas por necesidades inmediatas o amenazas que con cosas que parecen remotas o no amenazantes» (Inglehart 1977: 3). Una vez que los países alcanzaban niveles más altos de desarrollo, la preocupación por cuestiones vinculadas a la subsistencia daba lugar a temas como las libertades individuales y el ambientalismo.

Este realineamiento de las preferencias de la población se utilizó para justificar un nuevo modelo de participación política dirigido a desafiar a las élites tradicionales. Según Inglehart y Klingemann (1979), existen dos tipos de participación: uno, más antiguo, dirigido por élites, y otro, más reciente, enfocado en la contestación de las élites. Mientras que el primero habría sido ampliamente utilizado por líderes religiosos, sindicales y partidistas en los procesos de inclusión política de la población desde el siglo XIX hasta mediados del XX, el segundo sería la nueva modalidad resultante del cambio de

preferencias en la población. Mientras los países se desarrollaban, más se vinculaban los ciudadanos a políticas más específicas, y menos dependían de organizaciones burocráticas y grandes líderes.

Mientras que surgían nuevos partidos en respuesta a estas nuevas demandas, tales como los *issue-based* partidos verdes (Müller-Rommel 2012), el cambio de valores provocó también la redefinición de la imagen de los partidos tradicionales y sus bases electorales (Baker, Dalton y Hildebrandt 1981). Hay algunos puntos interesantes que entran en diálogo con estas cuestiones. En primer lugar, el realineamiento partidista en busca del votante medio, ya ampliamente discutido desde el inicio del siglo XX (Hotelling 1929), pasa a ser responsable de grupos cada vez mayores de electores que no se sienten representados por el centrismo. Es lo que sugiere parte de la literatura al analizar, por ejemplo, el crecimiento reciente del partido de extrema derecha alemán *Alternative für Deutschland* (Dostal 2017; Jacoby 2017; Lochocki 2016). Es decir, una vez que la política tradicional relega ciertas formas de pensar, nuevos actores políticos pasan a ofrecer una alternativa a esta demanda desatendida (Meguid 2005).

En otros casos, los propios partidos tradicionales ofrecen alternativas a los electores que no se sientan representados por sus principios. Es el caso de estrategias como la creación de sectores o facciones internas con autonomía suficiente para tener vida propia, sin dejar de sumar apoyos al partido. Por ejemplo, los líderes de las juventudes partidistas en Brasil tienden a tener posiciones y estilos de liderazgo más modernos que sus homólogos en el partido (Guedes-Neto 2018). Otra estrategia puede ser que los partidos se valgan de discursos y/o coaliciones que sobrepasen sus reivindicaciones originales a fin de ampliar el electorado. Es el caso del ascenso de Evo Morales y su Movimiento al Socialismo que se sirvieron, además del apoyo indigenista, de la representación de movimientos sindicales y alianzas multiétnicas (Madrid 2012).

Todos estos trabajos parten del supuesto de que hay determinados sectores de la población que no se sienten representados por el *mainstream* político, lo cual genera una demanda de nuevos actores e ideas y, como consecuencia, eleva a estos nuevos actores con sus ideas a ocupar posiciones de poder entre la élite política, por ejemplo, en los parlamentos. Nuestra hipótesis general se apoya en esta premisa y puede ser formulada en los siguientes términos:

H₁: *Los actores nuevos en política defienden posiciones diferentes de aquellas defendidas por los actores tradicionales.*

Sin embargo, en lugar de abordar este tema desde el punto de vista partidista, como hace buena parte de la literatura, adoptamos una estrategia de análisis a nivel individual. Nuestra elección se debe a dos motivos centrales. En primer lugar, la política latinoamericana se caracteriza por vínculos personales clientelares (Deegan-Krause 2006); sistemas de partidos débiles y poco representativos (Levitsky *et al.* 2016; Roberts 2012), y partidos con una vida útil corta (Lupu 2014). En segundo lugar, incluso en democracias consolidadas, han emergido nuevos líderes como *outsiders* dentro de partidos tradicionales. Es el caso de la elección presidencial del *anti-establishment* Donald Trump en el Partido Republicano, representante tradicional de la derecha estadounidense (Persily

2017). De esta manera, tiene más sentido estudiar nuevos líderes políticos en lugar de nuevos partidos políticos.

Uno de los temas recurrentes en los trabajos sobre el surgimiento de novatos en política es la percepción sobre la corrupción. Por ejemplo, Hanley y Sikk (2016) demuestran que los altos niveles de corrupción funcionan como un estímulo para la elección de *outsiders*. Esto se da a partir de la demanda de alternancia política y también por el discurso *anti-establishment* de esos nuevos líderes que afirman ser incorruptibles (Schedler 1996), luchar por el pueblo contra las élites corruptas (Levitsky y Loxton 2013) y pretender limpiar la política sucia (*dirty politics*) (Hartleb 2015). Esto nos sirve de enlace teórico para la formulación de la siguiente hipótesis:

H₂: Los novatos en política perciben la corrupción como un problema más grave que los políticos tradicionales.

Otro tema generalmente señalado por los teóricos de la modernización son las libertades individuales, como la sexual. Por ejemplo, el matrimonio entre personas del mismo sexo, o matrimonio igualitario, ha ganado cada vez más apoyo en los países más desarrollados y entre las poblaciones con más estudios (Welzel 2013). En Estados Unidos su rechazo ha quedado restringido a grupos tradicionales, principalmente nichos religiosos y sectores poblacionales de mayor edad (Baunach 2012; Brewer 2003a, 2003b). Así, creemos que es factible argumentar que los novatos en política tienden a representar los valores de esta capa de la población que rechaza el tradicionalismo y aprueba el reconocimiento del matrimonio entre personas del mismo sexo. Por lo tanto, la tercera hipótesis se formula en los siguientes términos:

H₃: Los novatos en política son más favorables al matrimonio igualitario que los políticos tradicionales.

Aunque los resultados de Inglehart y Norris (2017) apuntan al surgimiento de *outsiders*, específicamente de partidos populistas autoritarios, como un fenómeno cultural, hemos decidido testear también la hipótesis de una diferenciación entre novatos y políticos tradicionales en términos económicos. En primer lugar, porque los propios Inglehart y Norris (2017) identifican el estancamiento de la economía y la reducción de la renta de algunos sectores de la población como una realidad. En segundo lugar, parte de la literatura también señala las recesiones en la economía como un factor de incertidumbre política (Bohle y Greskovits 2009; Hooghe y Quintelier 2014; Weyland 2003). Y, finalmente, porque es común encontrar discursos proteccionistas bien en *outsiders* de derecha, como Trump y Marine Le Pen (Francia), bien en *outsiders* de izquierda, como Alexis Tsipras (Grecia). En este sentido, nuestra cuarta hipótesis es que:

H₄: Los novatos en política son más favorables a la regulación del Estado en la economía que los políticos tradicionales.

III. DATOS Y MÉTODOS

Con el fin de testear nuestras hipótesis utilizamos las entrevistas de la Base de Datos de Élite Latinoamericanas de la Universidad de Salamanca (PELA-USAL). Esta iniciativa recopila encuestas a muestras representativas de legisladores de 18 países latinoamericanos desde 1994. Debido a la ausencia de datos para una de nuestras variables de interés en Brasil, este país no está incluido en el estudio. Así, seleccionamos las entrevistas más recientes para cada uno de los 17 parlamentos de la región incluidos en el estudio, lo que supone un máximo de 1.155 casos que van desde 2011 hasta 2017.

El lector notará que no todas las regresiones presentan este número de casos; esto se debe a los valores ausentes en algunos casos en determinadas variables. Sin embargo, el número de observaciones nunca es inferior a 992 diputados, cifra más que considerable para el objetivo de este trabajo. Las variables dependientes, independientes y de control se resumen en las siguientes secciones, junto con un análisis descriptivo preliminar.

III.1. Variables dependientes

A fin de testear las cuatro hipótesis de trabajo, seleccionamos tres variables dependientes continuas que incluyen números enteros de 1 a 10. La primera representa la percepción del parlamentario sobre la corrupción como un problema de su país. Cuanto más altos sean los valores de las respuestas, mayor es su consideración del tema como grave. La segunda variable dependiente se refiere a un tema de naturaleza moral. Aquí utilizamos las respuestas de los parlamentarios cuando se les pregunta sobre su opinión en relación con el reconocimiento legal del matrimonio entre personas del mismo sexo. Cuanto mayor sea el valor, mayor apoyo del parlamentario al matrimonio igualitario. Por último, seleccionamos la pregunta que versa sobre la regulación de la economía. Los números más altos indican preferencia por la ausencia de regulación estatal, en detrimento de una economía regulada por el Estado.

TABLA I
 VARIABLES DEPENDIENTES: CORRUPCIÓN, REGULACIÓN DE LA ECONOMÍA Y MATRIMONIO
 ENTRE PERSONAS DEL MISMO SEXO

VARIABLE	OBSERVACIONES	MEDIA	ERROR ESTÁNDAR	MÍNIMO	MÁXIMO
Corrupción	1.141	8,36	2,28	1	10
Matrimonio igualitario	1.169	4,76	3,65	1	10
Regulación de la economía	1.204	5,54	2,57	1	10

Fuente: Elaboración propia con datos de PELA-USAL.

Una rápida observación a los estadísticos descriptivos de las variables dependientes ya nos ofrece buenos *insights* sobre las cuestiones aquí enumeradas (Tabla I). La primera es una tendencia inequívoca de la percepción que los parlamentarios comparten sobre

corrupción. En una escala que oscila entre 1 y 10, la media es de 8,36, lo que demuestra una preocupación ampliamente compartida entre los parlamentarios sobre la gravedad del problema en la región. Se observa también que esta variable es, entre las tres seleccionadas, la que presenta menor error estándar.

En lo que respecta al matrimonio entre personas del mismo sexo, tenemos una muestra dividida. El promedio de 4,76 muestra que este es un tema lejos del consenso o, si se prefiere, de la formación de una mayoría significativa. Aquí, sin embargo, se observa, a diferencia de la variable anterior, una tendencia hacia el rechazo. Es importante notar también que esa es la variable que presenta el mayor error estándar (3,65), lo que sugiere valores discrepantes en sentidos opuestos, apuntando, por lo tanto, a un tema bastante controvertido, marcado por posiciones extremas entre los parlamentarios.

En cuanto a la última variable dependiente, papel regulador del Estado en la economía, las opiniones prácticamente dividen a la muestra en dos. La media de 5,54 demuestra que el consenso está lejos de ser alcanzado, aunque sugiere una leve tendencia en favor de la ausencia de regulación estatal. El error estándar aquí es ligeramente mayor que en la variable corrupción y significativamente menor que el de la variable que capta las opiniones de los parlamentarios sobre el matrimonio entre personas del mismo sexo.

Así, y a modo de resumen, si se toman en conjunto las dos últimas variables, puede inferirse que la muestra aquí analizada tiene tendencias conservadoras, en términos tanto de liberalismo económico como de valores morales. No obstante, la cuestión que se aspira a discernir en este artículo es saber en qué medida esas opiniones son diferentes entre novatos y políticos de larga trayectoria. Para ello, se pasa a discutir a continuación la operacionalización de los predictores potenciales en la formación de dichas opiniones.

III.2. Variables independientes

Trabajamos con tres concreciones distintas para tratar de caracterizar adecuadamente a un diputado como *novato*, a saber: si es un parlamentario en el ejercicio de su *primer mandato* en ese cargo; si tiene *menos de 35 años*, y si es un parlamentario *sin familia en política*, es decir, si no procede de una familia que ya tiene políticos. La estrategia aquí utilizada pretende minimizar los falsos positivos; para ello exploraremos las combinaciones entre esas tres variables a través de interacciones.

En relación con la primera característica, primer mandato, cabe resaltar que esta puede generar una serie de falsos positivos. Por ejemplo, Álvaro Uribe fue elegido senador después de haber presidido Colombia. Considerarlo como un novato en el Senado colombiano no sería adecuado⁴. Sin embargo, esta aproximación, aunque imperfecta, permite identificar una gama significativa de casos reales de novatos en política. Para ello, recurrimos a una variable binaria donde 1 significa primer mandato y 0 significa que el diputado ya ha tenido uno o más mandatos previos en ese mismo cargo.

4 La base de datos PELA-USAL no incluye senadores. Siendo esto así, el caso de Uribe es únicamente ilustrativo.

La segunda característica es la edad del parlamentario. Creamos una variable binaria que considera a los diputados con hasta 35 años. Así, el joven es codificado como 1 y los demás como 0. Al igual que en el caso de la variable de primer mandato, ser joven no necesariamente implica ser nuevo en política. En las cámaras legislativas brasileñas, por ejemplo, hay varios casos de políticos jóvenes que vienen de largas tradiciones familiares en política, como es el caso del senador Aécio Neves; de los diputados federales Efraim Filho y Bruno Covas, y del diputado estadual Pedro Lupion, todos hijos o nietos de políticos tradicionales y elegidos por primera vez para el Legislativo cuando aún eran bastante jóvenes⁵. En Perú, el caso de Keiko Fujimori es otro ejemplo elocuente. Hija del expresidente Alberto Fujimori, asumió su primer mandato legislativo a los 31 años.

Así, con la finalidad de reducir los falsos positivos, utilizamos también una variable binaria referente a la familia de la que procede el parlamentario entrevistado. Cuando el parlamentario afirma no tener políticos en la familia se le asigna 1, mientras que a los demás se los codifica como 0. Esta variable puede ser entendida también como un *proxy* de ser un parlamentario novato por el hecho de ser el primero de sus familiares en entrar en política.

La Tabla II presenta los estadísticos descriptivos de las variables independientes y de las interacciones.

TABLA II
VARIABLES INDEPENDIENTES: PRIMER MANDATO, SIN FAMILIA EN POLÍTICA,
HASTA 35 AÑOS Y EDAD

VARIABLE	OBSERVACIONES	MEDIA	ERROR ESTÁNDAR	MÍNIMO	MÁXIMO
<i>Variables</i>					
Primer mandato	1.184	0,65	0,48	0	1
Sin familia en política	1.175	0,51	0,50	0	1
Hasta 35 años	1.153	0,15	0,36	0	1
Edad	1.153	48,03	10,98	21	79
<i>Interacciones</i>					
Primer mandato x Sin familia	1.161	0,33	0,47	0	1
Primer mandato x Hasta 35 años	1.142	0,13	0,34	0	1
Sin familia x Hasta 35 años	1.137	0,07	0,25	0	1
Primer mandato x Sin familia x Hasta 35 años	1.127	0,06	0,24	0	1

Fuente: Elaboración propia con datos de PELA-USAL.

Un primer vistazo a la variable de primer mandato sugiere que un gran número de parlamentarios entrevistados podrían ser considerados novatos, concretamente el

⁵ Estos ejemplos son solo ilustrativos, pues las entrevistas de Brasil no están incluidas en el presente análisis.

65%. Ahora bien, una observación más pormenorizada de las demás variables muestra un cuadro muy diferente. Cuando se atiende a quienes no proceden de una familia con presencia en política, el porcentaje cae al 51%. Y si se controla también por edad, ayuda a matizar la idea de que esos novatos no son tan novatos como parece. Solo el 15% de los parlamentarios tiene hasta 35 años, lo que resulta evidente también cuando verificamos la media de edad como variable continua, que es de 48 años.

Las cuatro interacciones ayudan a comprender mejor este cuadro, y también a tipificar a los diferentes parlamentarios novatos al considerar posibles combinaciones entre las tres variables. Primero, se construyen tres interacciones considerando las combinaciones posibles, por parejas. Adicionalmente, también contamos con una interacción compuesta por las tres variables. Cabe señalar que los candidatos en su primer mandato y que no proceden de familias con tradición en política representan solo 1/3 de la muestra (33%), y si observamos los que están en su primer mandato y son jóvenes (con hasta 35 años), suponen un 13%. Los parlamentarios con hasta 35 años y sin familia en política representan el 7% de la muestra, y, por último, el número de parlamentarios que combinan las tres características, como era de esperar, es todavía menor. Esta última interacción, que aquí podemos acuñar como *novato prototípico*, es apenas un 6% de la muestra.

Dado el bajo número de *novatos prototípicos* y de parlamentarios con hasta 35 años y sin familia en política, procederemos con el análisis tanto de los factores por separado como de los factores en interacción. Se espera, con esa estrategia, controlar adecuadamente los potenciales falsos positivos presentes en las distribuciones aquí encontradas.

III.3. Variables de control

Para controlar mejor las estimaciones se seleccionaron tres variables de control. En primer lugar, utilizamos una variable binaria que identifica si el parlamentario se considera oficialista (0) u oposición (1). En segundo lugar, añadimos una variable continua que incluye números enteros de 1 a 10 representando su autopoicionamiento en una escala ideológica, izquierda-derecha, siendo 1 izquierda y 10 derecha. Con esto esperamos controlar si sus opiniones se ven afectadas también por su posicionamiento en el contexto político (gobierno-oposición) y por sus ideas políticas (ideología).

TABLA III
 VARIABLES DE CONTROL: GOBIERNO/OPOSICIÓN E IDEOLOGÍA

VARIABLE	OBSERVACIONES	MEDIA	ERROR ESTÁNDAR	MÍNIMO	MÁXIMO
Oposición	1.145	0,54	0,50	0	1
Ideología (izquierda-derecha)	1.171	4,79	2,45	1	10

Fuente: Elaboración propia con datos de PELA-USAL.

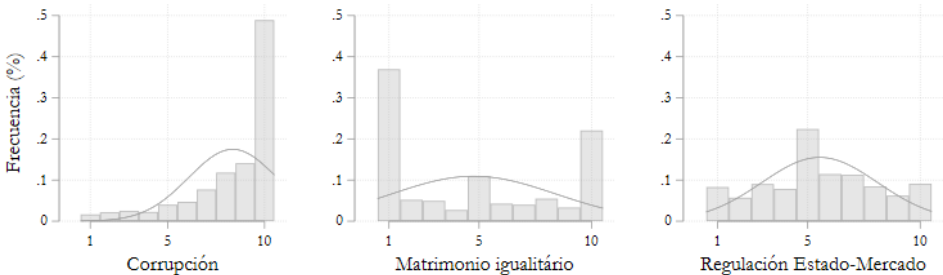
Los datos muestran que las dos variables seleccionadas prácticamente dividen la muestra por la mitad, estando el 54% de la muestra formada por diputados de oposición, y la media de los parlamentarios en la escala ideológica ligeramente marcada por una asimetría hacia la izquierda, con un puntaje medio de 4,79.

Por último, utilizamos variables binarias para cada uno de los 17 países, con vistas a controlar el efecto del contexto del país en la opinión de los parlamentarios; Argentina es la categoría de referencia⁶. En resumen, los modelos de regresión contarán con tres controles: dos en el nivel individual del parlamentario y uno en el nivel agregado (país, o Parlamento, si se prefiere).

III.4. Breve nota metodológica

Los análisis preliminares muestran que las distribuciones de las variables dependientes no siguen el criterio de normalidad estadística. Esto se puede comprobar en los gráficos de histogramas a continuación (Gráfico I).

GRÁFICO I
 HISTOGRAMAS DE LAS VARIABLES DEPENDIENTES



Fuente: Elaboración propia con datos de PELA-USAL.

Esta constatación plantea un problema adicional en el análisis, puesto que viola una de las condiciones necesarias para los modelos de regresión OLS. Para comprobar la hipótesis de normalidad, se realizaron los test de Shapiro-Wilk (Shapiro y Wilk 1965) y Shapiro-Francia (Shapiro y Francia 1972). La hipótesis de que la distribución es normal fue rechazada con un 99% de significancia en los casos de corrupción y matrimonio igualitario. En el caso de la regulación estatal, la hipótesis de normalidad es rechazada si se adopta un nivel de significancia del 95%. A partir de estos datos, optamos por aplicar el modelo OLS solo en el modelo cuya variable dependiente es la regulación de la economía (Tabla IV).

6 Diferentes categorías de referencia no alteran los resultados finales del trabajo.

Se realizaron también test para verificar la adecuación de una regresión de Poisson para las dos regresiones en que no se utilizará el modelo OLS: a partir de la adecuación de la desviación y en el test de Pearson. En el caso del modelo que tiene como variable dependiente la percepción sobre corrupción, el modelo Poisson se demostró adecuado. Dada la naturaleza de los datos, utilizamos una regresión Poisson truncada en 0.

En el caso del modelo que tiene como variable dependiente el matrimonio igualitario, el resultado fue negativo. En este caso, optamos por una regresión binomial negativa. Con fines comparados, transformamos los datos de esta variable en binarios, es decir, 0 y 1. Codificamos como 0 las respuestas de 1 a 4 y como 1 las respuestas de 6 a 10. Identificamos las respuestas de 5 como ausentes, dado que este valor tiende a representar a los diputados sin una posición clara sobre el asunto⁷. El siguiente paso fue aplicar un modelo *Logit*. Guardadas las diferencias lógicas, los resultados se aproximan a los obtenidos a partir de la regresión binomial negativa. Por lo tanto, optamos por esta. Aunque esta opción puede no ser el modelo perfecto, garantiza un nivel de adecuación superior en comparación a los demás tipos de regresión.

Los resultados de los modelos se muestran en la sección siguiente y se discuten en la sección posterior.

IV. RESULTADOS

Para todos los modelos de análisis se ha utilizado la misma estructura. En los modelos 1, 3 y 5 consideramos las variables sin familia en política, primer mandato y edad hasta 35 años por separado. En los modelos 2, 4 y 6, consideramos las interacciones: primer mandato y sin familia; primer mandato y hasta 35 años; hasta 35 años y sin familia, y la interacción con las tres variables. En los modelos 1 y 2 no incluimos ninguna variable de control. En los modelos 3 y 4 insertamos controles para oposición y posicionamiento ideológico. Por último, en los modelos 5 y 6 se incluyen también los controles por país (*dummies*). Los análisis de los resultados de todos los modelos también seguirán este orden.

IV.1. *Los novatos frente al problema de la corrupción*

La Tabla 4 presenta los resultados del modelo de regresión multivariada del tipo Poisson truncada en 0. Comenzando por la observación de los modelos 1 y 3, es posible ver que, en ambos modelos, solo la variable de primer mandato resulta estadísticamente significativa. Estar en el primer mandato es un buen predictor de la preocupación por la corrupción, ya que presenta una correlación positiva. Se observa, además, que esa variable se mantiene estadísticamente significativa en todos los modelos, resistiendo a la inserción tanto de las variables individuales de control como de las *dummies* por país. Es interesante percibir que, aisladamente, la edad y no tener familia en política no tienen impacto sobre esta percepción, produciendo incluso resultados ambiguos, pues se alternan coeficientes positivos y negativos.

7 En un universo de números enteros de 1 a 10, el número 5 no representa la mitad. Sin embargo, entendemos que esta es la opción visualizada como de centro, o «más o menos», por un entrevistado.

TABLA IV
 PERCEPCIONES SOBRE LA CORRUPCIÓN (REGRESIÓN MULTIVARIADA POISSON TRUNCADA
 EN 0 CON OPCIÓN DE ROBUSTEZ)

CORRUPCIÓN	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Variables</i>						
Sin familia en política	-0,004 (0,0168)	-	-0,003 (0,0163)	-	-0,001 (0,0144)	-
Primer mandato	0,016*** (0,0204)	-	0,018*** (0,0191)	-	0,007* (0,0156)	-
Hasta 35 años	0,005 (0,0214)	-	0,005 (0,0205)	-	-0,002 (0,0178)	-
<i>Interacciones</i>						
Primer mandato × Sin familia	-	0,004 (0,0190)	-	0,008^ (0,0192)	-	0,004 (0,0174)
Primer mandato × Hasta 35 años	-	0,011** (0,0258)	-	0,013*** (0,0251)	-	0,001 (0,0220)
Hasta 35 años × Sin familia	-	-0,039* (0,144)	-	-0,032* (0,131)	-	-0,021^ (0,104)
Primer mandato × Hasta 35 años × Sin familia	-	0,034* (0,151)	-	0,025^ (0,138)	-	0,017 (0,112)
<i>Variables de control</i>						
Oposición	-	-	0,033*** (0,0171)	0,034*** (0,0172)	0,034*** (0,0155)	0,034*** (0,0156)
Izquierda-derecha (1-10)	-	-	0,026*** (0,00363)	0,025*** (0,00365)	0,015*** (0,00365)	0,015*** (0,00369)
Controles por país	No	No	No	No	Sí	Sí
Observaciones	1050	1050	992	992	992	992
Log Lik. del modelo completo	-2462,4	-2463,3	-2282,1	-2284,0	-2192,9	-2192,5
Log Lik. solo con la constante	-2469,8	-2469,8	-2339,9	-2339,9	-2339,9	-2339,9
Pseudo R ²	0,00304	0,00267	0,0247	0,0239	0,0628	0,0630
Coeficientes beta estandarizados; error estándar entre paréntesis. ^ p < 0,1, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001						

Fuente: Elaboración propia con datos de PELA-USAL.

Es importante prestar atención, en el modelo 3, a la significancia estadística y los coeficientes de las variables de control. Ambas presentan correlaciones positivas, estadísticamente significativas, y sus coeficientes son mayores que los de las variables de interés. Este es un punto relevante en dos sentidos. El primero es que, sobre la base de este resultado, se puede afirmar que la posición del diputado en el contexto político en el que actúa es relevante para explicar sus opiniones sobre la corrupción. Dicho de otra forma, los diputados de oposición estarían más preocupados por la corrupción que los oficialistas. Lo cual guarda cierta lógica, siendo la estrategia de la oposición confrontar al gobierno, que ha de responder más por el tema de la corrupción por el simple hecho de estar en el poder, mientras que el ejercicio de la *accountability horizontal* y la denuncia son las estrategias dominantes para quienes están en la oposición. El segundo punto es

que cuanto más a la derecha en el espectro ideológico, mayor percepción de la gravedad de la corrupción como un problema por parte del parlamentario. No tenemos una explicación teórica razonada para este hallazgo, pero la significancia estadística y el valor del coeficiente sugieren mayores investigaciones sobre el tema a futuro.

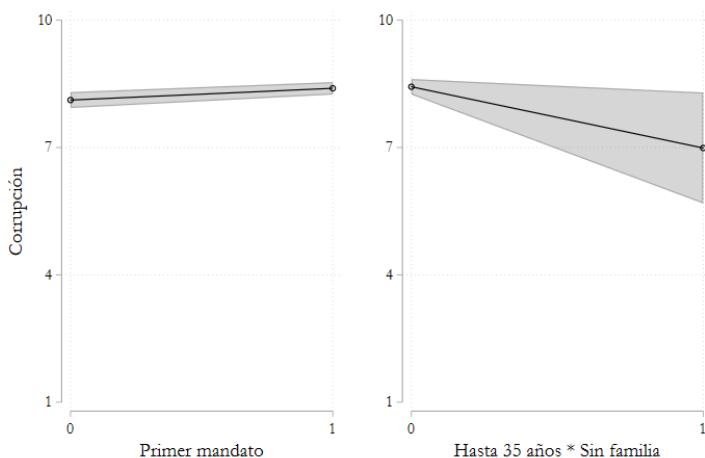
Pasando a los test de las interacciones, modelos 2, 4 y 6, es posible avanzar en el análisis. En el modelo 2, sin controles, tres de los cuatro términos se muestran estadísticamente significativos, pero uno de ellos presenta una relación negativa, en sentido contrario a la hipótesis. Se trata de hasta 35 años y sin familia. De hecho, ya habíamos visto una correlación negativa (aunque no significativa) con la dependiente cuando la variable sin familia fue incluida sin interacciones, y con la variable hasta 35 años positiva en los modelos 1 y 3 y negativa en el modelo 5 (nuevamente, no significativa). Así, consideramos que las dos variables presentan resultados ambiguos. Pero se observa que en los modelos 2, 4 y 6 la interacción hasta 35 años y sin familia se mantiene negativa y estadísticamente significativa, incluso con la introducción de variables de control. Aunque los demás resultados no contradicen nuestras expectativas, este resultado en concreto sí va en el sentido opuesto de lo planteado en la hipótesis 2.

Siguiendo con las interacciones, se comprueba que la combinación que caracteriza al novato prototípico se muestra estadísticamente significativa y con coeficiente positivo. Este resultado va en la dirección de corroborar la hipótesis de que los novatos están más preocupados por la corrupción. Sin embargo, esta correlación deja de ser significativa cuando se incluyen las *dummies* por país.

Véanse los resultados de los modelos completos, los de mayor interés aquí. Estos modelos incluyen *dummies* por país, además de las variables de control (gobierno-oposición e ideología). Las *dummies* controlan los efectos del contexto del país (o el Parlamento, si se prefiere) sobre las opiniones de los parlamentarios. Se observa que, para las variables de interés tomadas aisladamente (modelo 5), solo el efecto de la variable primer mandato se mantiene estadísticamente significativo. Para los modelos con las interacciones, las significancias estadísticas desaparecen, y eso pone en duda la fuerza explicativa de nuestras variables de interés. Esta duda se refuerza, de hecho, al encontrar una correlación negativa, y estadísticamente significativa al 10%, para la combinación hasta 35 años y sin familia en política. Es decir, una correlación significativa en el sentido opuesto a la hipótesis.

El Gráfico II ilustra el impacto de las variables independientes que muestran significancia en los modelos 5 y 6. En el primer caso, los datos evidencian que, controlados los demás factores, un diputado en su primer mandato respondería en promedio 8,39 en la escala 1-10, en comparación con un 8,12 para un diputado con más de un mandato, una variación mínima. La diferencia crece cuando comparamos a diputados de hasta 35 años sin familia en política con diputados de más de 35 años y con familia política. En el primer caso, los novatos responden en promedio 6,99, en comparación a políticos tradicionales que responden 8,43.

GRÁFICO II
 VARIACIÓN MARGINAL EN LA PERCEPCIÓN SOBRE LA CORRUPCIÓN
 COMO UN PROBLEMA GRAVE



Fuente: Elaboración propia con datos de PELA-USAL.

Considerando, además, que las variables de control se mantienen estadísticamente significativas incluso con la inclusión de las *dummies* por países, podemos concluir que los resultados son ambiguos. En otras palabras, la hipótesis 2, según la cual los parlamentarios novatos presentarían mayor preocupación por el tema corrupción en relación a los demás, quedaría, por tanto, a la espera de pruebas más concluyentes. De todos modos, es posible asumir al menos que parlamentarios en su primer mandato realmente presentan, si bien marginalmente, mayor preocupación por la corrupción.

Es importante recalcar que esto no significa que la corrupción no sea un problema relevante para los parlamentarios de América Latina. Apenas hay diferencias significativas entre novatos y veteranos. Esto ya se ha señalado anteriormente, en el análisis descriptivo. La verificación de la Tabla I muestra que este es un tema de gran relevancia: basta ver la media de 8,36 encontrada para la muestra, en una escala que va de 1 a 10. En esta escala los valores más altos representan mayor preocupación con el problema. Este resultado se ve reforzado cuando se comprueba el error estándar, que es de 2,28, el menor error encontrado entre las tres variables dependientes aquí analizadas.

Finalmente, hay un hallazgo importante que merece ser remarcado. Las variables de control se mantienen estadísticamente significativas en todos los modelos en los que son incluidas. Es más, aunque los coeficientes hayan sufrido alteraciones entre los modelos sin y con las *dummies* de país, se mantienen en el mismo sentido positivo y muestran valores más elevados que los de las variables de interés. En términos sustantivos, dos conclusiones merecen ser señaladas aquí: 1) los parlamentarios de la oposición, por su

posición estratégica, tienden a valorar más el problema de la corrupción que sus colegas parlamentarios del gobierno; y 2) los parlamentarios más a la derecha del espectro ideológico ven la corrupción como un problema más grave que los parlamentarios más escorados a la izquierda. En vista de esto, deben llevarse a cabo más estudios para comprender mejor las diferencias de opinión de los parlamentarios considerando su posición estratégica y sus ideologías políticas.

Por último, existe otro motivo para la cautela en la interpretación de los resultados. Las estadísticas que versan sobre el ajuste de los modelos son débiles. El R^2 de los modelos que excluyen las variables de control no alcanza el 1%. Este mismo resultado prácticamente nulo se identifica en la diferencia entre los *log likelihood* del modelo base en comparación con los modelos con variables independientes. El modelo pasa a tener poder explicativo cuando se agregan variables de control. Esto demuestra que, a pesar de que las variables independientes tienen alguna significancia, su poder explicativo es bastante limitado dentro del modelo.

IV.2. *Los novatos frente al matrimonio entre personas del mismo sexo*

La Tabla V presenta los resultados del modelo binomial negativo, cuya variable dependiente es un tema normalmente presentado como controvertido o polémico en la región, y está relacionado con los valores morales, el matrimonio entre personas del mismo sexo. Es posible corroborar esa polémica percibiendo que el tema divide las opiniones de la muestra en dos, con una media de 4,76 y un margen de error de 3,65, el mayor entre las variables dependientes aquí analizadas. En qué medida un principiante piensa diferente de un veterano con respecto a ese tema es lo que se puede inferir de los datos de la Tabla V.

Al examinar el modelo 1, los parlamentarios más jóvenes, aquellos con edad de hasta 35 años, tienden a ser más favorables al matrimonio entre personas del mismo sexo. Es importante señalar que esta variable se mantiene estadísticamente significativa en los modelos 1, 3 y 5, lo que significa que, en términos estadísticos, soporta todas las variables de control: ideología (izquierda-derecha), posición estratégica (gobierno-oposición) y de control por país (*dummies*).

Nótese, sin embargo, que en los modelos 1 y 5, las otras dos variables analizadas por separado no aparecen como relevantes. Es decir, tanto la variable que caracteriza como novato a un parlamentario sin familia en política como aquella que lo caracteriza como novato por tratarse de su primer mandato no son buenos predictores sobre las opiniones de los legisladores en relación con el tema en cuestión. En el modelo 3, sin embargo, la variable de primer mandato muestra significancia si se considera el nivel (generoso) de significancia estadística del 10%. Su coeficiente negativo, por otra parte, sugiere que en estos casos los novatos serían más contrarios al reconocimiento del matrimonio igualitario.

TABLA V
 MATRIMONIO ENTRE PERSONAS DEL MISMO SEXO
 (REGRESIÓN MULTIVARIADA BINOMIAL NEGATIVA CON OPCIÓN DE ROBUSTEZ)

MATRIMONIO ENTRE PERSONAS DEL MISMO SEXO	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Variables</i>						
Sin familia en política	0,008 (0,0463)	-	0,008 (0,0470)	-	0,001 (0,0433)	-
Primer mandato	-0,006 (0,0505)	-	-0,011 [^] (0,0506)	-	-0,010 (0,0476)	-
Hasta 35 años	0,032*** (0,0529)	-	0,032*** (0,0552)	-	0,026*** (0,0539)	-
<i>Interacciones</i>						
Primer mandato × Sin familia	-	-0,002 (0,0573)	-	-0,007 (0,0577)	-	-0,012 [^] (0,0528)
Primer mandato × Hasta 35 años		0,024*** (0,0756)		0,023** (0,0787)		0,019** (0,0771)
Hasta 35 años × Sin familia	-	0,041*** (0,126)	-	0,033*** (0,128)	-	0,009 (0,158)
Primer mandato × Hasta 35 años × Sin familia	-	-0,033** (0,173)	-	-0,024* (0,180)	-	-0,001 (0,199)
<i>Variables de control</i>						
Oposición	-	-	-0,002 (0,0489)	-0,003 (0,0493)	0,005 (0,0477)	0,004 (0,0479)
Izquierda-derecha (1-10)	-	-	-0,048*** (0,0108)	-0,048*** (0,0108)	-0,040*** (0,0115)	-0,040*** (0,0113)
Controles por país	No	No	No	No	Sí	Sí
Ln (α)	*** (0,0381)	*** (0,0381)	*** (0,0436)	*** (0,0436)	*** (0,0774)	*** (0,0769)
Observaciones	1107	1107	1049	1049	1049	1049
Log Lik. del modelo completo	-2848,8	-2849,3	-2681,5	-2682,9	-2545,4	-2545,8
Log Lik. solo con la constante	-2860,5	-2860,5	-2715,6	-2715,6	-2715,6	-2715,6
Pseudo R ²	0,00409	0,00390	0,0125	0,0120	0,0627	0,0625
Coeficientes beta estandarizados; error estándar entre paréntesis. [^] p < 0,1, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001						

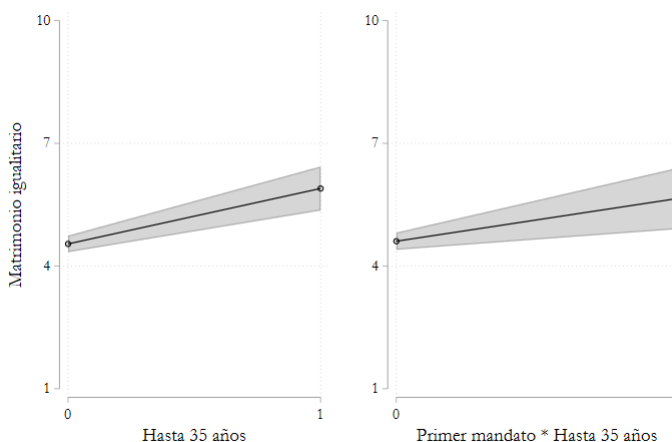
Fuente: Elaboración propia con datos de PELA-USAL.

Pasando a los modelos con las interacciones, se comprueba que los parlamentarios caracterizados por la combinación hasta 35 años y sin familia en política presentan una correlación positiva y estadísticamente significativa con relación al apoyo al matrimonio entre personas del mismo sexo. Este efecto se mantiene en los modelos 2 y 4, pero en el 6, controlando por país, no es estadísticamente significativo. Es decir, esa interacción resiste como variable explicativa, aunque no a todos los controles aplicados y ya mencionados. Por su parte, la interacción de primer mandato con edad de hasta 35 años sí mantiene un efecto positivo estadísticamente significativo en todos los modelos, con y sin controles.

Es importante notar que los coeficientes de esa interacción son menores que los de la variable joven de hasta 35 años incluida aisladamente. Esto sugiere que el efecto del primer mandato está debilitando la fuerza explicativa de la interacción, siendo el efecto de ser joven más fuerte y positivo por sí solo. Así, la hipótesis 3 solo se confirma si no consideramos a estos diputados.

Es necesario resaltar, además, que la interacción que caracteriza a un *novato prototípico*, en su primer mandato, sin familia en política y con una edad de hasta 35 años, no es relevante para explicar el apoyo de los parlamentarios al tema en cuestión. Al menos no en el modelo 6, que cuenta con todos los controles. Por tanto, el hallazgo principal aquí se refiere al hecho de que el apoyo al matrimonio entre personas del mismo sexo está más relacionado con un cambio generacional en la política que con otros factores que puedan caracterizar a un parlamentario como novato. Así pues, se confirma la hipótesis 3 parcialmente, según la cual los novatos serían más propensos a apoyar la agenda de reconocimiento de derechos LGBT. De nuevo, el apoyo a esta agenda dependería de la edad de los parlamentarios, siendo mayor el apoyo entre los menores de 35 años, más que de cualquier otra característica que pudiera clasificarlos como novatos. El Gráfico III permite visualizar el impacto de la variable hasta 35 años y del término interactivo hasta 35 años y primer mandato. Y esto ayuda a sustentar mejor nuestras conclusiones.

GRÁFICO III
 VARIACIÓN MARGINAL EN LAS POSICIONES SOBRE MATRIMONIO
 ENTRE PERSONAS DEL MISMO SEXO



Fuente: Elaboración propia con datos de PELA-USAL.

En primer lugar, en términos de edad, los diputados más jóvenes responden en promedio 5,90 en la escala de 1 a 10, en comparación con la respuesta media de 4,54 de sus colegas. Cuando utilizamos la interacción, la respuesta media de los diputados

jóvenes de primer mandato cae a 5,64 en comparación con la media de 4,60 para los diputados mayores con más de un mandato. En otras palabras, efectivamente la edad es el mejor predictor para el apoyo de los parlamentarios al matrimonio entre personas del mismo sexo y no el hecho de estar en su primer mandato.

Es importante resaltar también el hallazgo relacionado con las variables de control. Como era de esperar, estar en el gobierno o en la oposición no implica cambios en la formación de la opinión de los parlamentarios en lo que se refiere a ese tema. Pero la ideología importa. El lector comprobará que las correlaciones en la variable izquierda-derecha tienen signos negativos y son estadísticamente significativas en todos los modelos en los que se ha incluido (modelos 3, 4, 5, 6). En los modelos que incluyen las *dummies* por país (modelos 5 y 6) los coeficientes son un poco menores que en los modelos sin este control, pero aun así los coeficientes son altamente significativos. En definitiva, un hallazgo tan importante como el relacionado con la edad del parlamentario es poder afirmar que cuanto más a la derecha un parlamentario se autoposicione en la escala ideológica, menos debemos esperar que apoye la agenda de reconocimiento de derechos LGBT. Esto, en caso de que tomemos como *proxy* de dicha agenda su apoyo al matrimonio entre personas del mismo sexo.

Finalmente, hay que tener en cuenta las limitaciones estadísticas de los hallazgos aquí discutidos. Es posible comprobar que los test relativos a los modelos en su conjunto presentan un poder explicativo extremadamente limitado, llegando a un R^2 máximo del 6,27% con todas las variables control incluidas e inferior al 1% en ausencia de las mismas. Esto significa que las variables independientes tienen un impacto muy pequeño en la variable dependiente. Esto mismo se confirma con la diferencia entre el *log likelihood* de los modelos completos en comparación con los modelos solo con la constante: prácticamente nula. Por consiguiente, para que los resultados aquí encontrados inspiren mayor confianza, quedan a la espera de futuras investigaciones.

IV.3. Los novatos frente a la regulación del Estado en la economía

El último tema a ser abordado es verificar si existen diferencias entre novatos y veteranos en cuanto a cómo perciben el papel del Estado en la economía. La Tabla VI presenta los resultados de este análisis. Es importante recordar que cuanto mayor sea el valor en la variable dependiente, menor regulación del Estado en la economía afirma desear el diputado.

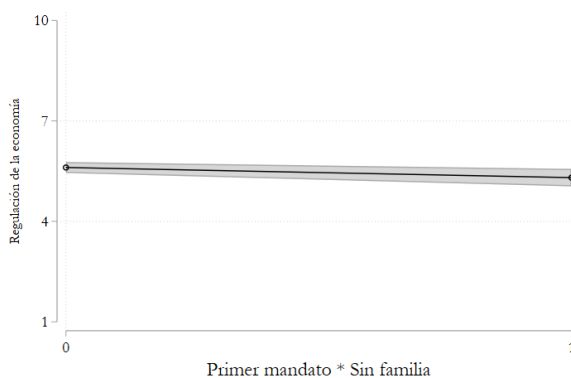
TABLA VI
REGULACIÓN DEL ESTADO EN LA ECONOMÍA
(REGRESIÓN OLS MULTIVARIADA CON OPCIÓN DE ROBUSTEZ)

REGULACIÓN DEL ESTADO EN LA ECONOMÍA	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Variables</i>						
Sin familia en política	-0,054 [^] (0,151)	-	-0,037 (0,137)	-	-0,034 (0,137)	-
Primer mandato	-0,106 ^{***} (0,160)	-	-0,070 [*] (0,148)	-	-0,037 (0,154)	-
Hasta 35 años	-0,007 (0,206)	-	-0,013 (0,172)	-	-0,026 (0,170)	-
<i>Interacciones</i>						
Primer mandato × Sin familia	-	-0,126 ^{***} (0,179)	-	-0,081 ^{**} (0,165)	-	-0,056 [^] (0,167)
Primer mandato × Hasta 35 años	-	-0,049 (0,311)	-	-0,038 (0,253)	-	-0,037 (0,242)
Hasta 35 años × Sin familia	-	-0,100 (0,671)	-	-0,037 (0,503)	-	-0,012 (0,474)
Primer mandato × Hasta 35 años × Sin familia	-	0,146 [^] (0,811)	-	0,063 (0,640)	-	0,026 (0,606)
<i>Variables de control</i>						
Oposición	-	-	0,139 ^{***} (0,148)	0,137 ^{***} (0,148)	0,164 ^{***} (0,148)	0,163 ^{***} (0,148)
Izquierda-derecha (1-10)	-	-	0,408 ^{***} (0,0334)	0,408 ^{***} (0,0335)	0,348 ^{***} (0,0369)	0,348 ^{***} (0,0369)
Controles por país	No	No	No	No	Sí	Sí
Observaciones	1121	1121	1060	1060	1060	1060
R ²	0,015	0,015	0,229	0,229	0,294	0,295
R ² Ajustado	0,012	0,011	0,226	0,225	0,280	0,280
RMSE	2,527	2,527	2,240	2,241	2,160	2,160
F	5,690	4,250	54,54	44,55	24,24	22,90
Coeficientes beta estandarizados; error estandarizado entre paréntesis. p < 0,1, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001						

Fuente: Elaboración propia con datos de PELA-USAL.

Algo que llama la atención es que la gran mayoría de las correlaciones, tanto de las variables como de las interacciones, son negativas. Esto sugiere que los novatos tendrían una preferencia por una economía más regulada por el Estado. Los novatos serían, en pocas palabras, menos liberales que los veteranos, al menos en lo que respecta al liberalismo de tipo económico. Sin embargo, si tomamos los modelos completos, aquellos con todos los controles, solo una interacción se mantiene estadísticamente significativa. Se trata de la combinación primer mandato y sin familia en política. En el Gráfico IV es posible observar el impacto marginal causado por la única variable independiente que obtuvo significancia en los modelos completos. La inclinación de la recta muestra una correlación negativa entre la interacción y la variable dependiente.

GRÁFICO IV
 VARIACIÓN MARGINAL EN LA POSICIÓN SOBRE LA REGULACIÓN DE LA ECONOMÍA



Fuente: Elaboración propia con datos de PELA-USAL.

En términos numéricos, los diputados novatos responden, en promedio, 5,30 en la escala 1-10, donde 1 es más regulación estatal y 10 significa menos regulación. Los diputados más tradicionales, en esta variable dicotómica, responden en promedio 5,60, es decir, más favorables al libre mercado. Se trata, pues, de una diferencia bastante pequeña y que debe tomarse con cautela. De todos modos, el resultado es una aceptación parcial de la hipótesis 4, según la cual, los novatos tendrían mayor preferencia por una economía más regulada por el Estado.

Por último, el desempeño de los modelos. El R^2 de los modelos puros es bajo, pero aun así demuestra cierto poder explicativo en ausencia de variables de control: 1%. Este aumenta a más del 22% cuando se agregan controles para oposición e ideología, y alcanza casi el 30% en presencia de los controles por país. Este mismo efecto es visible en la reducción del RMSE y el aumento del estadístico F, lo cual demuestra que, a pesar de que las variables para novatos presentan cierto impacto en la variable dependiente, este es mínimo si se compara con el poder de los controles por oposición, ideología y país.

V. DISCUSIÓN

Los análisis aquí realizados muestran una serie de hallazgos relevantes que redundan en una ampliación de la literatura sobre *outsiders*. En lo que se refiere a las percepciones sobre corrupción, se ha identificado una preocupación más clara con el tema entre diputados en el ejercicio de su primer mandato. Sin embargo, encontramos un resultado opuesto cuando consideramos parlamentarios con hasta 35 años y sin familia en política respecto a los veteranos. Las demás combinaciones entre las tres variables que caracterizan a un parlamentario como novato, sin embargo, no se han mostrado significativas. Además de

ambiguos, los efectos son ciertamente menores, por consiguiente, estas correlaciones no admiten conclusiones más robustas sobre las diferencias entre los grupos de diputados.

Cabe la posibilidad de especular sobre las posibles causas de estos resultados. En primer lugar, el proceso de reclutamiento de candidatos puede influir en el posicionamiento ideológico de los mismos, principalmente cuando se comparan diputados novatos y experimentados. Partidos políticos y líderes partidistas pueden estar centrados en seleccionar candidatos cuyas posiciones reflejen las del partido. Por otro lado, los modelos de financiación de la campaña pueden privilegiar la continuidad, ya que tanto líderes partidistas como entes privados pueden tener incentivos para preservar el statu quo. Otra alternativa es que los resultados pueden estar reflejando un proceso de socialización intralegislativa. En otras palabras, el contacto diario con pares más experimentados puede influir en el posicionamiento político de los diputados novatos.

En lo concerniente a las opiniones de los parlamentarios sobre el matrimonio entre personas del mismo sexo, se encontraron resultados algo diferentes. Los mejores predictores para el apoyo a este tema (polémico) son la edad, en tanto parlamentarios menores de 35 años, y la interacción que combina las variables de primer mandato y menores de 35 años. En ese caso, y a diferencia de la percepción sobre la corrupción, todo indica que se trata, en realidad, de una cuestión generacional. Nuevamente, este hallazgo debe ser tomado con cautela, ya que los modelos tienen un poder explicativo ciertamente limitado.

Por último, nuestros resultados sugieren que los parlamentarios en el ejercicio de su primer mandato y sin familia en la política tienen preferencias más inclinadas a apoyar una economía regulada por el Estado que por el mercado. De nuevo, los resultados deben ser tomados con cautela a la vista de la debilidad de los modelos.

Posiblemente, el hallazgo más significativo aquí disponible se refiere a la fuerza de las ideas políticas y del posicionamiento del parlamentario en la formación de sus preferencias. Las variables de control se mostraron resistentes en los test, demostrando así su capacidad explicativa. La variable ideología tiene efectos sustantivos: parlamentarios más a la derecha del espectro ideológico reaccionan más negativamente al matrimonio entre personas del mismo sexo en relación a los demás, independientemente de si son novatos o no. Estos mismos parlamentarios son, al mismo tiempo, más promercado y están más preocupados por la corrupción.

En lo que se refiere a la variable gobierno-oposición, aparece como una buena forma de controlar respuestas estratégicas. Los parlamentarios que se declaran de la oposición tienen mayor preocupación por la corrupción que los del gobierno. Probablemente, el razonamiento detrás de esta respuesta es la estrategia de confrontación con el gobierno por parte de la oposición, lo cual implica una denuncia constante de hechos criminales (o sospechosos de serlo) con la intención de marcar la agenda.

Llamamos la atención del lector sobre el poder explicativo de las variables de control. Estas han sido utilizadas aquí para controlar factores externos al objetivo de esta investigación. Sin embargo, sugerimos que futuros estudios las traten como las variables independientes de interés. Por ejemplo, trabajos que aborden la ideología y la

posición en relación al gobierno como *proxy* del partido o bloque político y las causas por las cuales los diputados de oposición/gobierno tienen posiciones diferentes incluso controlando por ideología.

VI. CONSIDERACIONES FINALES

No es posible decir mucho sobre si los parlamentarios novatos son realmente diferentes de los veteranos, considerando las temáticas aquí analizadas. Los análisis permiten afirmar que los parlamentarios en su primer mandato tienen una preocupación un poco mayor con la corrupción, aunque los más jóvenes y/o sin familia en política no. También demostramos que los más jóvenes son más tolerantes en temas de valores morales como el matrimonio entre personas del mismo sexo. También identificamos que los novatos de primer mandato y sin familia en política prefieren una economía más regulada por el Estado que por el mercado. Sin embargo, corroborar esas hipótesis de manera definitiva implica un esfuerzo adicional, más amplio, de lo que ha sido posible en este artículo. Deben realizarse nuevos estudios empíricos para comprobar de forma más robusta estas hipótesis. De esta manera, confirmamos que hay sí cierta renovación en términos de políticos novatos *versus* tradicionales, pero esta es tan pequeña que se acerca a un escenario donde impera el *más de lo mismo*.

Sin embargo, la fuerza explicativa del posicionamiento político se ha mostrado claramente definitoria de las opiniones de los parlamentarios. La ideología es, entre las características consideradas, el mejor predictor de las preferencias de los parlamentarios, siendo determinante en la forma en que ven la corrupción, el matrimonio entre personas del mismo sexo y la regulación del Estado en la economía. En general, lo que queda demostrado es que, cuanto más a la derecha en el espectro ideológico, los parlamentarios son más proclives a ver la corrupción como un problema más grave y, en sentido contrario, menos dispuestos están a apoyar el matrimonio entre personas del mismo sexo y la regulación del Estado en la economía.

En 2010 los brasileños recibieron a través de la televisión nacional el siguiente mensaje: «Vote por Tiririca, no puede ser peor». A pesar de no considerar a Brasil en la muestra de 17 países, nuestros resultados no descartan la previsión del payaso, ahora diputado, Tiririca. Ser novato importa, pero no mucho. Si un elector, un ciudadano o un observador atento de la política quiere deducir qué piensa un parlamentario sobre estos temas, antes de apostar por que los novatos son diferentes, sería mejor apostar por su posicionamiento ideológico en tanto predictor de sus opiniones.

VII. BIBLIOGRAFÍA

- BAKER, Kendall; DALTON, Rusell y HILDEBRANDT, Kai. *Germany Transformed: Political Culture and the New Politics*. Cambridge: Harvard University Press, 1981.
- BAUNACH, Dawn Michelle. Changing Same-Sex Marriage Attitudes in America from 1988 through 2010. *Public Opinion Quarterly*, 2012, vol. 76 (2): 364-378.
- BOHLE, Dorothee y GRESKOVITS, Béla. East-Central Europe's Quandary. *Journal of Democracy*, 2009, vol. 20 (4): 50-63.
- BREWER, Paul. The Shifting Foundations of Public Opinion about Gay Rights. *The Journal of Politics*, 2003a, vol. 65 (4): 1208-1220.
- BREWER, Paul. Values, Political Knowledge, and Public Opinion about Gay Rights: A Framing-Based Account. *Public Opinion Quarterly*, 2003b, vol. 67 (2): 173-201.
- DEEGAN-KRAUSE, Kevin. New Dimensions of Political Cleavage. En DALTON, Russell y KLINGEMANN, Hans-Dieter (eds.). *Oxford Handbook of Political Behavior*. Oxford: Oxford University Press, 2006: 538-556.
- DOSTAL, Jörg Michael. The Crisis of German Social Democracy Revisited. *The Political Quarterly*, 2017, vol. 88 (2): 230-240.
- GUEDES-NETO, João Victor. Transformação intrapartidária? Um estudo sobre as percepções de poder e gestão entre jovens filiados. *Revista de Sociologia e Política*, 2018, vol. 26 (68).
- HANLEY, Seán y SIKK, Allan. Economy, Corruption or Floating Voters? Explaining the Breakthroughs of Anti-Establishment Reform Parties in Eastern Europe. *Party Politics*, 2016, vol. 22 (4): 522-533.
- HARTLEB, Florian. Here to Stay: Anti-Establishment Parties in Europe. *European View*, 2015, vol. 14 (1): 39-49.
- HOOGE, Marc y QUINTELIER, Ellen. Political Participation in European Countries: The Effect of Authoritarian Rule, Corruption, Lack of Good Governance and Economic Downturn. *Comparative European Politics*, 2014, vol. 12 (2): 209-232.
- HOTELLING, Harold. Stability in Competition. *The Economic Journal*, 1929, vol. 39 (153): 41-57.
- INGLEHART, Ronald. *The Silent Revolution: Changing Values and Political Styles among Western Publics*. Princeton: Princeton University Press, 1977.
- INGLEHART, Ronald y KLINGEMANN, Hans-Dieter. Ideological Conceptualization and Value Priorities. En BARNES, Samuel y KAASE, Max (eds.). *Political Action: Mass Participation in Five Western Democracies*. Beverly Hills: Sage, 1979: 207-213.
- INGLEHART, Ronald y NORRIS, Pippa. Trump and the Populist Authoritarian Parties: The Silent Revolution in Reverse. *Perspectives on Politics*, 2017, vol. 15 (2): 443-454.
- JACOBY, Wade. Grand Coalitions and Democratic Dysfunction: Two Warnings from Central Europe. *Government and Opposition*, 2017, vol. 52 (2): 329-355.
- LEVITSKY, Steven y LOXTON, James. Populism and Competitive Authoritarianism in the Andes. *Democratization*, 2013, vol. 20 (1): 107-136.
- LEVITSKY, Steven; LOXTON, James; VAN DYCK, Brandon y DOMÍNGUEZ, Jorge. *Challenges of Party-Building in Latin America*. Cambridge: Cambridge University Press, 2016.
- LOCHOCKI, Timo. Will the German Center Hold? *Journal of Democracy*, 2016, vol. 27 (4): 37-46.

- LUPU, Noam. Brand Dilution and the Breakdown of Political Parties in Latin America. *World Politics*, 2014, vol. 66 (4): 561-602.
- MADRID, Raúl. *The Rise of Ethnic Politics in Latin America*. Cambridge: Cambridge University Press, 2012.
- MEGUID, Bonnie. Competition between Unequals: The Role of Mainstream Party Strategy in Niche Party Success. *American Political Science Review*, 2005, vol. 99 (3): 347-359.
- MÜLLER-ROMMEL, Ferdinand. The Lifespan and the Political Performance of Green Parties in Western Europe. En MÜLLER-ROMMEL, Ferdinand y POGUNTKE, Thomas (eds.). *Green Parties in National Governments*. London: Routledge, 2012: 13-38.
- PERSILY, Nathaniel. The 2016 U.S. Election: Can Democracy Survive the Internet? *Journal of Democracy*, 2017, vol. 28 (2): 63-76.
- ROBERTS, Kenneth. Market Reform, Programmatic (de)Alignment, and Party System Stability in Latin America. *Comparative Political Studies*, 2012, vol. 46 (11): 1422-1452.
- SCHEDLER, Andreas. Anti-Political-Establishment Parties. *Party Politics*, 1996, vol. 2 (3): 291-312.
- SHAPIRO, Samuel y FRANCIA, R. S. An approximate analysis of variance test for normality. *Journal of the American Statistical Association*, 1972, vol. 67 (337): 215-216.
- SHAPIRO, Samuel y WILK, Martin. An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika*, 1965, vol. 52 (3-4): 591-611.
- WELZEL, Christian. *Freedom Rising*. Cambridge: Cambridge University Press, 2013.
- WEYLAND, Kurt. Economic Voting Reconsidered: Crisis and Charisma in the Election of Hugo Chávez. *Comparative Political Studies*, 2003, vol. 36 (7): 822-848.