

Estado de la publicación: El preprint no ha sido enviado para publicación

Fuera del sistema, pero dentro del parlamento: los outsiders en Brasil, Chile y Argentina

Roberta Picussa, Adriano Codato, Ednaldo Ribeiro

<https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.17337>

Enviado en: 2026-08-06

Postado en: 2026-08-10 (versión 1)

(AAAA-MM-DD)

La moderación de este preprint recibió lo/s endoso/s de:

- Nilton Sainz (ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3957-2714>)

XIII Congreso Latinoamericano de Ciencia Política (ALACIP)
Símposio GEAL “Elites en América Latina”.

**Fuera del sistema, pero dentro del parlamento:
los outsiders en Brasil, Chile y Argentina**

Roberta Picussa

Siences Po Paris/INCT Representação e Legitimidade Democrática ORCID:

<https://orcid.org/0000-0002-5400-5136>

E-mail: betapicussa@gmail.com

Adriano Codato

**Universidade Federal do Paraná/ INCT Representação e Legitimidade
Democrática**

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5015-4273>

E-mail: adriano@ufpr.br

Ednaldo Aparecido Ribeiro

**Universidade Estadual de Maringá/ INCT Representação e Legitimidade
Democrática**

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4005-5108>

E-mail: earibeiro@uem.br

Buenos Aires, Argentina

21 al 24 de julio

2026

Fuera del sistema, pero dentro del parlamento: los outsiders en Brasil, Chile y Argentina

Outside the system, but inside parliament: outsiders in Brazil, Chile, and Argentina

Fora do sistema, mas dentro do parlamento: os outsiders no Brasil, no Chile e na Argentina

Roberta Picussa (INCT ReDem, Brasil; Sciences Po Paris) Adriano Codato (UFPR, INCT ReDem, Brasil)¹ Ednaldo Ribeiro (UEM, INCT ReDem, Brasil)

Resumen

La crisis de representación en las democracias latinoamericanas ha renovado la composición de los parlamentos, pero los mecanismos de ese proceso siguen siendo insuficientemente comprendidos. Examinamos el ingreso de diputados outsiders a las cámaras bajas de Argentina, Brasil y Chile en siete elecciones celebradas entre 2017 y 2023, sobre un corpus de 406 diputados de primer mandato. La medición combina un índice aditivo de seis indicadores dicotómicos de experiencia político-partidaria previa, comparable entre cohortes, con el Índice de Outsiderismo estimado mediante Teoría de Respuesta al Ítem, apropiado para el ordenamiento interno de cada cohorte. Los resultados muestran que el liderazgo presidencial antisistema, las reformas electorales y las coyunturas críticas moldean el reclutamiento parlamentario mediante interacciones específicas de cada país. El liderazgo presidencial se asocia, en los tres países, con una mayor proporción de novatos, pero solo en Brasil y Argentina se confirma además un efecto sobre la intensidad del outsiderismo. En Chile la renovación es sustancial en volumen, pero la variación de intensidad no es estadísticamente distinguible de cero y se concentra en una única dimensión, la no afiliación partidaria formal. El outsiderismo es un fenómeno multicausal y, además, sustantivamente heterogéneo: no solo su magnitud varía entre países, sino también su contenido.

Palabras clave: reclutamiento político; élites legislativas; presidentes outsiders; reformas electorales; América Latina.

Abstract

The crisis of representation in Latin American democracies has renewed the composition of legislatures, yet the mechanisms of this process remain insufficiently understood. We examine the entry of outsider deputies into the lower chambers of Argentina, Brazil and Chile across seven elections held between 2017 and 2023, drawing on a corpus of 406 first-term deputies. Measurement combines an additive index of six dichotomous indicators of prior party-political experience, comparable across cohorts, with the Outsiderism Index estimated through Item Response Theory, appropriate for ranking cases within each cohort. The results show that anti-system presidential leadership, electoral reforms and critical junctures shape legislative recruitment through country-specific interactions. Presidential leadership is associated, across all three countries, with a higher share of newcomers, but only in Brazil and Argentina does a confirmed effect on the intensity of outsiderism emerge.

¹ **Corresponding Author:**

adriano@ufpr.br

<https://orcid.org/0000-0002-5015-4273>

Universidade Federal do Paraná

Departamento de Ciência Política

Rua General Carneiro, 460, sala 514

Curitiba - Paraná - Brasil

In Chile, turnover is substantial in volume, but the change in intensity is not statistically distinguishable from zero and is concentrated in a single dimension, the absence of formal party affiliation. Outsiderism is a multicausal and substantively heterogeneous phenomenon: not only its magnitude but also its content varies across countries.

Keywords: political recruitment; legislative elites; outsider presidents; electoral reforms; Latin America.

Resumo

A crise de representação nas democracias latino-americanas renovou a composição dos parlamentos, mas os mecanismos desse processo permanecem insuficientemente compreendidos. Examinamos o ingresso de deputados outsiders nas câmaras baixas da Argentina, do Brasil e do Chile em sete eleições realizadas entre 2017 e 2023, com base em um corpus de 406 deputados de primeiro mandato. A mensuração combina um índice aditivo de seis indicadores dicotômicos de experiência político-partidária prévia, comparável entre coortes, com o Índice de Outsiderismo estimado por Teoria de Resposta ao Item, apropriado para o ordenamento interno de cada coorte. Os resultados mostram que a liderança presidencial antissistema, as reformas eleitorais e as conjunturas críticas moldam o recrutamento parlamentar por meio de interações específicas de cada país. A liderança presidencial associa-se, nos três países, a uma maior proporção de novatos, mas apenas no Brasil e na Argentina se confirma um efeito sobre a intensidade do outsiderismo. No Chile, a renovação é substancial em volume, mas a variação de intensidade não é estatisticamente distinguível de zero e se concentra em uma única dimensão, a não filiação partidária formal. O outsiderismo é um fenômeno multicausal e, além disso, substantivamente heterogêneo: não apenas sua magnitude varia entre países, mas também seu conteúdo.

Palavras-chave: recrutamento político; elites legislativas; presidentes outsiders; reformas eleitorais; América Latina.

1. Introducción

En América Latina, la última década ha sido testigo de una sucesión de victorias electorales de candidatos presidenciales que han convertido el rechazo al establishment en el eje de su movilización electoral. Jair Bolsonaro en Brasil, en 2018, Gabriel Boric en Chile, en 2021, y Javier Milei en Argentina, en 2023, llegaron al Ejecutivo por vías ideológicamente distintas, pero convergentes en un punto específico: todos rompieron las coaliciones partidarias que habían estructurado la competencia política en sus países en las décadas anteriores. Este proceso se inscribió en un contexto más amplio de erosión de la confianza en los partidos y los parlamentos. En Brasil, en 2018, el 72% de los encuestados declaró no tener ninguna confianza en los partidos políticos y el 60% manifestó total desconfianza en el parlamento federal. En Chile, en 2020, los índices fueron del 65% y el 53%, respectivamente. En Argentina, en 2020, del 60,5% y el 40% (según datos del Latinobarómetro).

La literatura especializada sobre presidentes outsiders es extensa. Sin embargo, hay menos consenso sobre lo que ocurre con el Poder Legislativo cuando líderes de este tipo ganan las elecciones presidenciales. En Brasil, Chile y Argentina, estas victorias coincidieron con una fuerte renovación parlamentaria y con la elección de contingentes muy significativos de diputados novatos. La simple coincidencia temporal, sin embargo, no resuelve el problema analítico. Plantea una cuestión más exigente: ¿bajo qué condiciones el rechazo al establishment se traslada del Ejecutivo al ámbito del reclutamiento legislativo?

Este artículo sostiene que la entrada de diputados outsiders en las cámaras bajas de Argentina, Brasil y Chile entre 2017 y 2023 no puede explicarse mediante un único mecanismo. No es una mera consecuencia automática del liderazgo presidencial carismático, no se deriva de las reformas electorales en esos países y tampoco se reduce a un reflejo de “crisis políticas” generalizadas. El “outsiderismo parlamentario” resulta de la interacción entre tres factores: (i) un liderazgo presidencial rebelde frente al sistema político, (ii) el impacto de las reformas institucionales y electorales, y (iii) coyunturas políticas críticas. En algunos casos nacionales, estos factores se refuerzan mutuamente; en otros, operan en tensión. Pero en ningún caso basta con tomarlos de manera aislada para explicar la entrada de outsiders en los parlamentos.

Para examinar esta cuestión, analizamos a 406 diputados novatos elegidos en siete procesos electorales legislativos celebrados en estos tres países. Medimos el outsiderismo a partir de seis indicadores dicotómicos de experiencia previa (o de su ausencia) en la política partidaria, mediante dos instrumentos complementarios cuya división de trabajo se explicita en la sección 3: un índice aditivo, apropiado para comparar cohortes, y el Índice de Outsiderismo estimado por Teoría de Respuesta al Ítem (TRI), apropiado para ordenar casos dentro de cada cohorte. El uso de escalas continuas permite escapar de la dicotomía simplista entre insiders y outsiders y captar distintos grados de distancia de los individuos respecto al sistema político. Esta elección metodológica responde a una limitación recurrente en la literatura, que tiende a operar con definiciones binarias, a menudo centradas en una sola dimensión, sobre todo si se cuenta o no con experiencia política previa a la entrada en los parlamentos nacionales.

La contribución que aporta este artículo es triple. En primer lugar, desplaza el debate de los outsiders presidenciales hacia el terreno menos explorado del reclutamiento parlamentario de representantes nacionales. En segundo lugar, propone una lectura configuracional de este fenómeno: en lugar de tratar el outsiderismo legislativo como un atributo fijo de los individuos o como un efecto uniforme de las crisis de legitimidad del sistema político, mostramos que diferentes combinaciones entre instituciones electorales, liderazgo político y coyuntura crítica producen distintos patrones nacionales de renovación parlamentaria. En

tercer lugar, explicita las condiciones bajo las cuales una medida latente de outsiderismo admite, y bajo cuáles no admite, comparación entre contextos. Esta última contribución es metodológica, pero tiene consecuencias sustantivas directas sobre lo que puede afirmarse en la comparación.

2. Los outsiders, el reclutamiento parlamentario y las expectativas analíticas

2.1 El concepto de outsider y sus usos

La literatura sobre los outsiders políticos identifica, de manera relativamente convergente, tres dimensiones centrales del fenómeno: (i) la posición del actor con respecto al sistema partidario (partidismo), (ii) su experiencia política previa (*carrerismo*) y (iii) su retórica anti-establishment (discurso). Schedler (1996) enfatizó el componente anti-establishment, Barr (2009) refinó la distinción entre populistas, outsiders y *anti-establishment politicians*, y Carreras (2012) sistematizó el debate proponiendo una tipología que distingue entre amateurs (aficionados), *mavericks* (rebeldes), outsiders completos y políticos insiders. Esta tipología es útil porque evita identificar el outsiderismo con la simple ausencia de experiencia política. Hay actores experimentados que se convierten en “outsiders” al romper con los partidos tradicionales y disputar elecciones bajo nuevas siglas (en general creadas por ellos mismos) o por coaliciones partidarias minoritarias y/o marginales. Hay, por el contrario, novatos que ingresan por canales fuertemente institucionalizados (grandes partidos, por ejemplo) y, por eso mismo, no son “outsiders” en sentido estricto, aunque no hayan tenido experiencia en la política electoral.

Aplicada a los casos aquí analizados, esta distinción permite clasificar a Bolsonaro, Boric y Milei como *mavericks* en el sentido de Carreras (2012): los tres contaban con algún tipo de trayectoria política previa, pero llegaron a la presidencia por vía de partidos marginales, recientes o francamente anti-establishment. Lula, Piñera y Fernández, por el contrario, representan trayectorias típicas de insiders, ancladas en partidos y coaliciones tradicionales. Esta distinción es importante porque el artículo parte de la expectativa de que los presidentes *mavericks* y los presidentes insiders generan incentivos distintos para el reclutamiento legislativo, con impactos diferentes sobre la elección del tipo de diputado.

La literatura reciente también ha demostrado que la operacionalización del concepto de outsider, ya sea “puro” o no, es más difícil de lo que sugiere la intuición. Picussa (2023) propone una solución más rigurosa: clasificar como outsider solo a los casos que cumplan al menos dos de los tres criterios posibles: (i) postulación por un partido completamente nuevo o marginal al sistema de partidos existente, (ii) ausencia total de experiencia político-institucional previa y (iii) retórica francamente anti-establishment. Esta propuesta es relevante porque preserva la heterogeneidad empírica del fenómeno sin disolver su especificidad analítica.

2.2 El problema del outsiderismo legislativo

Si bien el fenómeno presidencial ya ha sido analizado con cierta profundidad, no se puede decir lo mismo del outsiderismo legislativo. Los pocos estudios existentes utilizan criterios variados y rara vez comparables. Donatello y Levita (2017) enfatizan las trayectorias fuera de las maquinarias partidarias, Levita y Márquez Romo (2023) operan con la idea del amateurismo legislativo y Volle y sus coautores (2023) miden a los outsiders parlamentarios en Francia basándose en la experiencia electoral y la ocupación de cargos políticos previos. Estos trabajos son importantes, pero presentan tres limitaciones para los fines de este

artículo: suelen privilegiar una sola dimensión, operan con clasificaciones binarias (es/no es) y rara vez ponen a prueba el fenómeno en contextos nacionales distintos dentro de un mismo diseño comparativo.

Nuestro estudio intenta sortear estas limitaciones utilizando un enfoque comparativo y medidas continuas de outsiderismo. El hecho de que se haya elegido a Brasil, Chile y Argentina no es casual ni está motivado por la vecindad regional. Los tres países combinan el presidencialismo, elecciones competitivas y episodios recientes de ascenso de líderes antisistema, pero difieren de manera sustancial en cuanto a (i) la estructura de sus sistemas partidarios, (ii) la orientación de las reformas electorales y (iii) el tipo de crisis política vivida en el período. Es precisamente esta variación la que otorga apalancamiento al diseño comparativo. Como se verá, esa misma variación impone exigencias particulares sobre la construcción de una medida comparable.

2.3 El reclutamiento político y los distintos niveles de determinación

El marco teórico del artículo dialoga con la literatura clásica sobre el reclutamiento político. Norris (1997) hace hincapié en los recursos individuales de los aspirantes a cargos electivos, incluyendo el capital educativo, las redes profesionales y la experiencia asociativa, y Rahat y Hazan (2001) destacan el rol de los partidos en su función de gatekeepers, regulando el acceso a las candidaturas mediante reglas formales e informales. Desde una perspectiva macro, los sistemas electorales, el financiamiento de campañas, las magnitudes distritales, las cuotas y las normas de elegibilidad alteran los costos de entrada y el grado de apertura de la competencia.

Estos tres niveles no son alternativas excluyentes, ya que operan de manera articulada. Una crisis de legitimidad puede incrementar la demanda de renovación, pero su efecto depende del tipo de liderazgo capaz de organizarla y concretarla, y de las reglas institucionales que filtran la entrada de nuevos actores. Un presidente *maverick* puede estimular candidaturas similares en el Poder Legislativo nacional, pero este efecto tiende a variar si el sistema partidario es más o menos permeable a este tipo de individuos. Las reformas electorales, a su vez, pueden abrir o cerrar el sistema, pero no producen, por sí solas, el tipo de oferta política que se convierte en outsiderismo parlamentario.

2.4 Expectativas del estudio

La expectativa principal del artículo puede desglosarse en tres proposiciones centrales.

1. **Liderazgos:** las elecciones legislativas asociadas a la victoria de presidentes *mavericks* tenderán a producir una mayor proporción de novatos y una mayor intensidad media de outsiderismo que las elecciones concomitantes a la victoria de presidentes insiders.
2. **Instituciones:** las reformas electorales y partidarias tendrán efectos heterogéneos, según la dirección del cambio institucional. Las reformas que amplíen la competencia y reduzcan las barreras de entrada deberían favorecer el outsiderismo parlamentario. Las reformas que refuercen el papel de los partidos como filtros de reclutamiento deberían reducir la entrada de outsiders en los legislativos.
3. **Crisis:** las coyunturas críticas alteran el peso y la dirección de los dos factores anteriores. Las crisis económicas, los escándalos de corrupción, los colapsos de legitimidad y las grandes movilizaciones sociales redefinen lo que los votantes pasan a

considerar un perfil legítimo de representación. No sustituyen el papel de un presidente rebelde o de los filtros institucionales, pero modulan su eficacia causal.

Conviene notar que la primera proposición contiene, en rigor, dos afirmaciones distintas: una cuantitativa, sobre el volumen de novatos, y otra cualitativa, sobre la intensidad media de su outsiderismo. Las tratamos por separado, porque la evidencia no las respalda con la misma fuerza.

Además de estas tres proposiciones centrales, el artículo examina dos expectativas secundarias, de naturaleza contextual.

La primera se refiere al género de los elegidos. Dado que los canales convencionales de reclutamiento (maquinarias partidarias, ventajas de la incumbencia y escaleras de carrera históricamente masculinizadas) son menos permeables para las mujeres, se espera que aquellas que llegan al parlamento como novatas lo hagan, con mayor frecuencia, por trayectorias más ajenas al sistema. Por lo tanto, se espera que las mujeres que se presentan por primera vez muestren, en promedio, un grado de outsiderismo superior al de los hombres en una situación equivalente.

La segunda se refiere a la ideología partidaria. Dada la afinidad electiva entre la movilización antisistema y la nueva derecha, que acumula capital electoral al margen de las estructuras partidarias tradicionales y hace de la retórica anti-establishment su principal vector de competencia, cabe esperar que el outsiderismo parlamentario se concentre preferentemente en la derecha del espectro.

Cuadro 1. Niveles de determinación del outsiderismo parlamentario y expectativas analíticas

Nivel	Factor principal	Mecanismo analítico	Expectativa
Micro	Recursos y trayectorias individuales	Capital político previo, experiencia institucional, activismo militante, participación en asociaciones	Los perfiles menos integrados en el sistema suelen manifestar un mayor outsiderismo
Meso	Los partidos como gatekeepers	Filtrado organizativo, selección de candidatos, centralización de la elaboración de listas, lealtad partidaria	La mayor fuerza de los partidos reduce la posibilidad de que entren outsiders
Macro	Normas electorales y orientación del cambio institucional	Magnitud distrital, diseño del sistema, financiación, cuotas, cláusulas de barrera, normas de reelección	Las reformas que abren el sistema suelen ampliar el outsiderismo; las que lo cierran tienden a reducirlo
Coyuntural	Crisis políticas, económicas y de legitimidad	Redefinición del perfil legítimo de candidato, devaluación de las credenciales tradicionales, mayor aceptación de la ruptura	Las coyunturas críticas intensifican o reorientan los efectos del liderazgo presidencial y de las normas electorales
Expectativas secundarias	Género e ideología	Reclutamiento diferencial por sexo y bloque ideológico	Efectos contextuales y variables por país

Fuente: elaboración propia.

3. Materiales y métodos

3.1 Universo y corpus

El universo empírico del estudio abarca a todos los diputados electos en las cámaras bajas de Brasil, Chile y Argentina en siete elecciones legislativas. En Brasil, las elecciones de la Cámara de Diputados de 2018 y 2022, con un total de 1.026 escaños. En Chile, las elecciones de 2017 y 2021 para la Cámara de Diputados y Diputados, con 310 escaños. En Argentina, las elecciones de 2019, 2021 y 2023 para la Cámara de Diputados, con un total de 387 escaños. El universo total es, por lo tanto, de 1.723 escaños legislativos.

El análisis se centra en los diputados novatos, definidos aquí como personas que nunca habían sido elegidas para ningún cargo electivo en ningún nivel de gobierno. Esta selección produce un corpus de 406 parlamentarios: 112 en Brasil en 2018 y 85 en 2022; 39 en Chile en 2017 y 56 en 2021; 33 en Argentina en 2019, 31 en 2021 y 50 en 2023. Son estos 406 casos los que constituyen la base analítica del estudio. No se trata de una muestra, sino de la población completa de esa categoría en cada elección, lo que hace que los estadísticos inferenciales que reportamos deban leerse como medidas de la magnitud y de la estabilidad de las diferencias observadas, y no como generalización a una población mayor.

3.2 Los indicadores

El instrumento se basa en siete indicadores dicotómicos de experiencia político-partidaria previa, desarrollados por Codato, Picussa y Ribeiro (2025) y aquí extendidos a las elecciones argentinas y a las rondas electorales no contempladas en la primera aplicación: (i) activismo en causas o campañas públicas; (ii) ejercicio de cargos de liderazgo en asociaciones civiles y sindicatos; (iii) ejercicio de cargos de asesoría o jefatura en el Legislativo; (iv) ejercicio de cargos de asesoría o jefatura en el Ejecutivo; (v) ocupación de cargos ministeriales o de secretaría; (vi) tiempo de afiliación partidaria inferior a un año; y (vii) ejercicio de cargos de dirección partidaria. En todos ellos, el valor 1 indica ausencia de la experiencia o del vínculo, es decir, mayor outsiderismo. En el caso chileno se recopiló además un octavo indicador, la afiliación partidaria formal, dado que allí es posible postularse como independiente a la Cámara de Diputados y Diputados. El sexto indicador, tiempo de afiliación inferior a un año, no fue recolectado de manera sistemática en la Argentina, según la responsable de la recolección, y por eso se excluye de los análisis comparativos: la medida analítica de este artículo se asienta sobre los seis indicadores restantes, disponibles para los tres países.

La información se recopiló manualmente a partir de biografías oficiales de las cámaras legislativas, bases de datos de autoridades electorales, registros partidarios, páginas institucionales, perfiles públicos y, cuando fue necesario, fuentes periodísticas. En Brasil, las fuentes principales fueron el Tribunal Superior Electoral y las biografías de la Cámara de Diputados; en Chile, la Biblioteca del Congreso Nacional y el Servicio Electoral; en Argentina, el Directorio Legislativo, complementado con prensa nacional y regional, en particular para la cohorte de 2023. El procedimiento es laborioso, pero permite recabar formas de inserción política que no figuran en bases de datos estandarizadas y que son decisivas para distinguir a los novatos meramente electorales (“nunca han sido elegidos”) de los outsiders en un sentido más sustantivo.

3.3 Dos medidas y su división de trabajo

Una de las dos medidas que empleamos, el Índice de Outsiderismo (en adelante IOS-TRI), se estima mediante Teoría de Respuesta al Ítem. La TRI permite estimar el poder discriminante de cada indicador y posicionar a cada individuo en una dimensión latente, en lugar de tratar todos los atributos como igualmente relevantes (Ostini y Nering, 2006; Reise y Revicki, 2015). La estimación se realizó por separado en cada cohorte nacional-electoral, decisión sustantivamente bien fundada: el significado de no haber pasado por la burocracia del Ejecutivo no es el mismo en la Argentina federal que en el Chile unitario, y una calibración local respeta esa variación.

Esa decisión, sin embargo, tiene una consecuencia técnica que condiciona el uso comparativo de la medida. Los modelos de TRI se identifican fijando la escala, convencionalmente imponiendo media cero y desviación unitaria en el grupo estimado. Al estimar seis veces, la media latente de cada cohorte queda fijada en cero por construcción, de modo que ninguna diferencia de nivel entre cohortes sobrevive a la estimación. Los puntajes fueron luego reescalados de 0 a 10 dentro de cada cohorte, lo que preserva el ordenamiento interno, pero hace que cada cohorte contenga, por construcción, un caso con valor 0 y otro con valor 10. En el Apéndice 2 documentamos ambas propiedades y mostramos que la variación entre cohortes del promedio del IOS-TRI está fuertemente asociada a la asimetría de la distribución latente de cada una ($r = -0,96$), y no a diferencias de nivel.

De ahí la división de trabajo que adoptamos entre las dos medidas.

- **Comparaciones entre cohortes.** Utilizamos cantidades directamente observables: la proporción de novatos sobre el total de escaños y un índice aditivo, el **IOS-A**, definido como la suma de los seis indicadores comunes a todos los casos, con variación de 0 a 6. El índice aditivo no presupone unidimensionalidad, es reproducible a partir de las columnas de indicadores y es comparable entre cohortes por construcción. Su costo es tratar todos los indicadores como equivalentes, decisión sustantiva y explícita, y no una propiedad estimada de los datos. Para el caso chileno reportamos también una versión de ocho indicadores, que incorpora la afiliación formal.
- **Ordenamientos dentro de la cohorte.** Mantenemos el IOS-TRI, que es el instrumento apropiado para identificar quién está más alejado del sistema político dentro de una misma bancada y para examinar qué dimensiones discriminan en cada contexto.

Las dos medidas están fuertemente correlacionadas en el conjunto de los datos ($r = 0,629$), de modo que la elección entre ellas no modifica el ordenamiento general de los casos. Lo que modifica es la legitimidad de la comparación entre cohortes. Como verificación adicional, el Apéndice 2 reporta también los resultados de una recalibración única sobre los 406 casos, con un modelo de Rasch estimado por máxima verosimilitud marginal. Las conclusiones sustantivas no dependen de esa recalibración, que se ofrece únicamente como control.

Todos los datos, el codebook y los scripts de replicación están depositados en el Harvard Dataverse. El Apéndice 2 reúne los diagnósticos psicométricos completos, los parámetros de las seis calibraciones del IOS-TRI y las pruebas de robustez de todos los resultados presentados en la sección 4.

4. Resultados

4.1 Liderazgo presidencial y renovación parlamentaria

El primer resultado del estudio es la asociación entre las victorias presidenciales de los líderes mavericks y el incremento de la proporción de candidatos novatos elegidos. Ese patrón se repite en los tres países, sin excepción. La asociación con el grado medio de outsiderismo de esos novatos, en cambio, es sólida en Brasil y en Argentina, pero no en Chile.

Tabla 1. Proporción de diputados novatos e intensidad del outsiderismo, por país y elección

País y elección	Novatos (N)	% de la Cámara	IOS-A (0–6) [IC 95%]	Presidente
Brasil 2018 Bolsonaro	112	21,8%	5,43 [5,28; 5,58]	Bolsonaro (Maverick)
Brasil 2022 Lula	85	16,6%	4,71 [4,46; 4,95]	Lula (Insider)
Chile 2017 Piñera	39	25,2%	4,1 [3,75; 4,46]	Piñera (Insider)
Chile 2021 Boric	56	36,1%	4,18 [3,93; 4,43]	Boric (Maverick)
Argentina 2019 Fernández	33	25,4%	4,21 [3,83; 4,60]	A. Fernández (Insider)
Argentina 2021 Fernández	31	24,4%	3,97 [3,52; 4,42]	A. Fernández (Insider)
Argentina 2023 Milei	50	38,5%	4,56 [4,30; 4,82]	Milei (Maverick)

Fuente: elaboración propia. IOS-A: índice aditivo de seis indicadores, comparable entre las siete cohortes. Total de escaños: Brasil = 513; Chile = 155; Argentina = 130 (2019 y 2023) y 127 (2021). Para Chile, la versión de ocho indicadores, que agrega la afiliación formal, arroja 4,59 en 2017 y 4,93 en 2021.

La Tabla 2 presenta los contrastes entre las elecciones con presidente maverick y las elecciones con presidente insider dentro de cada país.

Tabla 2. Contraste entre cohortes con presidente maverick e insider, por país

Contraste	Medida	Diferencia	IC 95%	d de Cohen	p
Brasil 2018 vs 2022	IOS-A (0–6)	+0,72	[+0,43; +1,01]	+0,74	< 0,001
Chile 2021 vs 2017	IOS-A (0–6)	+0,08	[-0,35; +0,51]	+0,08	0,725
Argentina 2023 vs 2019-2021	IOS-A (0–6)	+0,47	[+0,08; +0,85]	+0,44	0,018

Fuente: elaboración propia. Prueba t de Welch. Para Chile, la versión de ocho indicadores arroja una diferencia de +0,34, d = +0,22 y p = 0,280.

En Brasil, la elección de Jair Bolsonaro en 2018 resultó en 112 diputados novatos, equivalentes al 21,8% de la Cámara, con un IOS-A medio de 5,43. En 2022, junto con la victoria de Lula, un insider, el número se redujo a 85 y la proporción al 16,6%, mientras que el IOS-A bajó a 4,71. La diferencia es de magnitud media y estadísticamente sólida ($d = -0,74$; $p < 0,001$).

En Argentina el contraste es aún más nítido. Durante el período de Fernández, entre 2019 y 2021, la proporción de novatos se mantuvo estable entre el 24% y el 25% (IOS-A en torno a 4,1). En 2023, con Milei, la proporción aumentó al 38,5% y el IOS-A a 4,56 ($d = +0,44$; $p = 0,018$). Aunque de magnitud moderada, es el contraste de intensidad más fuerte de los tres casos.

En Chile, la victoria de Boric en 2021 elevó la proporción de novatos del 25,2% al 36,1%, un incremento del 43,6% en términos absolutos de escaños ocupados por novatos. La intensidad media del outsiderismo, sin embargo, prácticamente no varió: el IOS-A pasó de 4,10 a 4,18, una diferencia de 0,08 puntos sobre una escala de 0 a 6 que no es estadísticamente distinguible de cero ($d = +0,08$; $p = 0,725$). Incorporando el indicador de afiliación formal, específico del caso chileno, la diferencia asciende a 0,34 puntos, pero sigue sin alcanzar significación convencional ($d = +0,22$; $p = 0,280$).

Estos resultados respaldan la expectativa de un efecto presidencial, pero exigen desdoblarla. La dimensión **cuantitativa** se confirma en los tres países: los presidentes mavericks se asocian a la elección de un mayor número de novatos. La dimensión **cualitativa** se confirma en Brasil y en Argentina, pero no en Chile, donde la renovación fue sustancial en volumen sin ir acompañada de un desplazamiento general del perfil de los electos. La sección 4.5 muestra que, en el caso chileno, la variación se concentró en una sola dimensión, la afiliación partidaria formal, y no en el conjunto de las trayectorias.

Esta distinción es importante porque “renovación parlamentaria” y “outsiderismo político” no son sinónimos. Un parlamento puede renovarse con novatos relativamente integrados en las maquinarias partidarias tradicionales. Lo que ocurre en Brasil y en Argentina es algo más específico: la renovación viene acompañada de perfiles con menos experiencia institucional previa y vínculos partidarios más débiles. En Chile ocurre algo distinto, y el hecho de que el diseño permita distinguir ambas situaciones es, en sí mismo, un resultado.

El mecanismo más plausible para el patrón brasileño y argentino es un efecto de arrastre presidencial (coattail effect). La postulación presidencial antisistema redefine los criterios de legitimidad electoral, desplazando el eje de evaluación de los votantes. En lugar de valorar la trayectoria institucional, la experiencia partidaria o la pericia gubernamental comprobada, los votantes pasan a premiar perfiles percibidos como ajenos al “sistema”. Este cambio de valencia simbólica amplía las posibilidades de las candidaturas legislativas con características análogas.

4.2 Reformas electorales y orientación de la apertura institucional

El segundo aspecto se refiere al efecto de las normas electorales y partidarias. En este caso, el argumento del artículo no es que las reformas siempre generen un mayor outsiderismo. El punto decisivo es otro: el efecto depende de la orientación del cambio institucional.

Tabla 3. Reformas electorales, orientación del cambio institucional y variación del outsiderismo

País	Principales reformas	Período	Variación en el número de novatos	Variación del IOS-A	Interpretación sintética
Brasil	Prohibición de las donaciones empresariales; extinción de las coaliciones en las elecciones proporcionales; cláusula de barrera; federaciones partidarias	2018-2022	-24,1%	-0,72	Consolidación del rol de los partidos como filtros de reclutamiento
Chile	Fin del sistema binominal; ampliación del número de escaños; aumento de las magnitudes distritales; cuotas de género; límites a la reelección	2017-2021	+43,6%	+0,08	Apertura institucional y ampliación de la renovación en volumen, sin desplazamiento general del perfil
Argentina	Mantenimiento del PASO y de la estructura básica de la competencia; sin reformas estructurales comparables	2019-2023	+51,5%	+0,35	Variación explicada por la coyuntura crítica y el efecto Milei, no por la reforma

Fuente: elaboración propia. En Chile, la variación del IOS-A de ocho indicadores es de +0,34. Ninguna de las variaciones chilenas alcanza significación estadística al 5%.

En Chile, las reformas implementadas entre 2015 y 2020 ampliaron la apertura del sistema a los novatos. La abolición del sistema binominal, la ampliación del número de escaños, el incremento de las magnitudes distritales, los requisitos de composición de género en las listas y los límites a la reelección redujeron las barreras de entrada y crearon más oportunidades para los nuevos actores. El resultado fue un aumento sustancial de la proporción de novatos, del 25,2% al 36,1% de la Cámara. La apertura institucional chilena favoreció la renovación y, como muestra la sección 4.5, alteró específicamente la estructura de reclutamiento en su dimensión partidaria, al permitir que candidatos independientes tuvieran mayor viabilidad electoral. Lo que la evidencia no respalda es la afirmación más amplia de que esa apertura haya elevado el outsiderismo en todas sus dimensiones.

En Brasil, la tendencia fue inversa. La prohibición de las donaciones empresariales, la extinción de las coaliciones en las elecciones proporcionales, la cláusula de barrera impuesta a los partidos y la creación de federaciones partidarias reforzaron, en conjunto, el rol de los partidos políticos como los grandes filtros de reclutamiento. El sistema se volvió menos permeable a candidaturas sin una base partidaria mínimamente consolidada. Entre 2018 y 2022, la presencia de novatos cayó un 24,1% y el IOS-A retrocedió de 5,43 a 4,71, lo que apunta a una reducción simultánea de la frecuencia y de la intensidad del fenómeno.

Argentina funciona, en este punto, como caso de control. El sistema de PASO y la ley de paridad de género se mantuvieron como marcos institucionales relevantes, pero entre 2019 y 2023 no hubo reformas de alcance comparable a las observadas en Chile o al conjunto de

cambios acumulados en Brasil. Esto ayuda a aislar analíticamente el efecto del contexto político y del liderazgo presidencial en 2023. La fuerte variación registrada en ese año, un aumento del 51,5% en el número de novatos y de 0,35 puntos en el IOS-A, no puede atribuirse a ninguna reingeniería institucional reciente. El tamaño del efecto reportado en la Tabla 2 ($d = +0,44$; $p = 0,018$) corresponde al contraste agrupado, que toma como línea de base insider las dos elecciones de Fernández, 2019 y 2021; la variación de 0,35 puntos referida aquí compara únicamente 2019 con 2023. Remite, sobre todo, al efecto de la elección de Milei y al ambiente político antisistema en el que su candidatura se volvió viable.

4.3 Coyunturas críticas y redefinición de la legitimidad política

El tercer factor del argumento son las coyunturas políticas críticas. A diferencia del liderazgo presidencial y las reformas electorales, este mecanismo no se presta, en nuestro diseño, a una estimación aislada con el mismo grado de precisión. Aun así, es indispensable para comprender por qué los otros dos factores ganan o pierden fuerza en cada caso.

Cuadro 2. Coyunturas críticas y mecanismos de activación del outsiderismo

País	Coyuntura crítica	Efecto político principal	Mecanismo plausible de activación
Brasil	Posterior a la destitución de Dilma Rousseff, la operación Lava Jato y el desprestigio del Partido de los Trabajadores	Deslegitimación de la política profesional y apertura a candidaturas de ruptura	El hecho de no tener una trayectoria política o institucional previa pasa a percibirse como una virtud electoral y no como un déficit
Chile	Estallido social de 2019	Reorganización del panorama político y debilitamiento de los mediadores partidarios tradicionales	Más espacio para candidatos procedentes de movimientos estudiantiles, redes cívicas y trayectorias no partidarias (independientes)
Argentina	Crisis económica aguda, deterioro de la gobernabilidad y fragmentación partidaria	Viabilización del discurso “anticasta” y expansión de la oferta de alternativas antisistema	La crisis redefine los criterios de representación legítima y arrastra a una nueva oleada de candidatos sin experiencia previa

Fuente: elaboración propia.

En Brasil, el contexto posterior a la destitución de Dilma Rousseff, a los procesos judiciales anticorrupción, a la deslegitimación del PT como polo dominante del sistema y al desprestigio generalizado de la política profesional creó una oportunidad para candidaturas sin trayectoria convencional alguna. La crisis no generó automáticamente outsiders, pero hizo social y electoralmente plausible que la falta de experiencia política pasara a interpretarse

como una virtud política y no como un déficit. El “bolsonarismo” capturó precisamente esa revalorización simbólica de no pertenecer al sistema político corrupto.

En Chile, el estallido social de 2019 reorganizó el campo político, debilitó los referentes tradicionales de mediación y abrió espacio para una oferta electoral conectada con movimientos estudiantiles, redes cívicas y trayectorias de activismo. Aquí, la coyuntura crítica se combinó con la apertura institucional producida por las reformas. El resultado fue una modalidad de outsiderismo específica, concentrada en la distancia formal respecto de los partidos, y no una elevación generalizada de la distancia respecto del sistema político. Este es precisamente el tipo de matiz que la medida comparable permite detectar.

En Argentina, la combinación de una crisis económica continua y cada vez más severa, la pandemia del coronavirus, el deterioro de la capacidad de gobierno de Alberto Fernández y la expansión del discurso anticasta hizo electoralmente viable la candidatura y la posterior victoria de Milei. La ola de outsiders de 2023 no se derivó de ningún cambio institucional. Fue activada por una coyuntura crítica que desplazó las preferencias electorales, debilitó los filtros de reputación tradicionales y legitimó candidaturas legislativas sin experiencia previa. El efecto Milei, en este sentido, solo se vuelve inteligible a la luz de la crisis que lo precede y lo alimenta.

Estas coyunturas no sustituyen al liderazgo presidencial ni a las reglas electorales. Modifican su intensidad, su dirección y su capacidad para producir resultados. En Chile, los tres factores coinciden en 2021, lo que sobredetermina el aumento del volumen de novatos y hace difícil atribuirlo a una condición aislada. En Brasil, el período 2018-2022 permite distinguir mejor el efecto presidencial en un contexto de cambio institucional gradual. En Argentina, la ausencia de una reforma electoral de gran envergadura refuerza la visibilidad analítica de la conjunción entre crisis y liderazgo. No se trata de jerarquizar ex ante los tres factores, sino de mostrar que su peso relativo varía según la configuración nacional.

4.4 Género e ideología: dos expectativas secundarias no confirmadas

Las expectativas relacionadas con el género y la ideología no se ven respaldadas, y precisamente por eso resultan instructivas desde el punto de vista analítico.

Tabla 4. Género e intensidad del outsiderismo entre los diputados novatos

País y elección	Novatas (N, %)	IOS-A mujeres	IOS-A hombres	Diferencia	IC 95%	p
Brasil 2018	25 (22,3%)	5,52	5,4	+0,12	[-0,18; +0,42]	0,435
Brasil 2022	24 (28,2%)	4,54	4,77	-0,23	[-0,88; +0,42]	0,476
Chile 2017	15 (38,5%)	4,2	4,04	+0,16	[-0,52; +0,84]	0,64
Chile 2021	30 (53,6%)	4,07	4,31	-0,24	[-0,73; +0,25]	0,332
Argentina 2019	20 (60,6%)	4,25	4,15	+0,1	[-0,75; +0,94]	0,815
Argentina 2021	16 (51,6%)	3,88	4,07	-0,19	[-1,10; +0,71]	0,666
Argentina 2023	20 (40,0%)	4,55	4,57	-0,02	[-0,57; +0,53]	0,951

Fuente: elaboración propia. Prueba t de Welch. Ninguna de las siete diferencias alcanza significación estadística al 5%; el menor valor de p es 0,31.

La hipótesis de que las mujeres novatas serían, en promedio, más outsiders que los hombres no se confirma en ninguna de las siete cohortes. Las diferencias son pequeñas, los intervalos de confianza incluyen el cero en todos los casos y el signo no es estable: en cuatro cohortes es positivo y en tres negativo, sin patrón nacional discernible. Varios de los subgrupos son pequeños, con entre trece y dieciséis casos, lo que limita la potencia de cualquier contraste por sexo.

El resultado nulo no es trivial. Sugiere que, una vez controlada la condición de novato, el género no opera como una vía diferencial de acceso al parlamento en términos de distancia respecto al sistema político. La expectativa teórica que motivaba la hipótesis, esto es, que los canales convencionales de reclutamiento son menos permeables para las mujeres, puede seguir siendo válida en el nivel de la candidatura sin traducirse en un perfil distinto entre las electas. Discriminar entre ambas posibilidades exigiría datos sobre el conjunto de las candidaturas, y no solo sobre los escaños obtenidos.

Tabla 5. Composición ideológica de los novatos e intensidad del outsiderismo por bloque

País y elección	N	Derecha	Centro	Izquierda
Brasil 2018	112	83,0% (n=93) IOS-A 5,54	3,6% (n=4) IOS-A 5,0	13,4% (n=15) IOS-A 4,87
Brasil 2022	85	82,4% (n=70) IOS-A 4,89	2,4% (n=2) IOS-A 5,5	15,3% (n=13) IOS-A 3,62
Chile 2017	39	41,0% (n=16) IOS-A 4,31	2,6% (n=1) IOS-A 4,0	56,4% (n=22) IOS-A 3,95
Chile 2021	56	46,4% (n=26) IOS-A 4,54	3,6% (n=2) IOS-A 4,5	50,0% (n=28) IOS-A 3,82
Argentina 2019-2021	64	25,0% (n=16) IOS-A 4,56	35,9% (n=23) IOS-A 3,96	39,1% (n=25) IOS-A 3,92
Argentina 2023	50	68,0% (n=34) IOS-A 4,62	16,0% (n=8) IOS-A 4,25	16,0% (n=8) IOS-A 4,62

Fuente: elaboración propia. Las celdas de centro de Chile 2017 (un caso), de Brasil 2022 y de Chile 2021 (dos casos cada una), y las de Argentina 2023 (centro e izquierda, ocho casos cada una) se basan en muy pocos casos; sus promedios no deben interpretarse. En Argentina, la ideología se atribuye al bloque o alianza, y no al partido, siguiendo la fuente original de los datos.

En cuanto a la composición, la expectativa se confirma en Brasil y en Argentina en 2023: los novatos se concentran predominantemente en la derecha (83,0% y 82,4% en Brasil; 68,0% en Argentina en 2023), en consonancia con el surgimiento de una nueva derecha antisistema, movilizadora en el ámbito digital y a menudo hostil hacia las mediaciones partidarias convencionales. En Chile, en cambio, los novatos se reparten de manera equilibrada entre la izquierda y la derecha en ambas elecciones.

La expectativa sobre la intensidad, sin embargo, no se sostiene con la misma firmeza. En Chile en 2021 el IOS-A es efectivamente mayor en la derecha (4,54) que en la izquierda (3,82), lo que apoya una versión atenuada de la hipótesis. Pero en Argentina en 2023 la derecha y la izquierda presentan un IOS-A idéntico (4,62 en ambos bloques), de modo que la mayor

intensidad no se sitúa del lado derecho. La izquierda reúne apenas ocho casos, de manera que el dato no debe sobreinterpretarse en ninguna dirección; lo que corresponde es no afirmar, sobre esa base, que el outsiderismo argentino se concentre a la derecha en intensidad. La concentración a la derecha es un hecho robusto en el número de electos, no en el grado.

El conjunto de estos resultados sugiere que la ideología importa, pero que su capacidad explicativa depende en gran medida del diseño institucional y del ciclo político nacional, y que la asociación entre nueva derecha e intensidad del outsiderismo es menos general de lo que la intuición sugiere.

4.5 Configuraciones nacionales del outsiderismo

Uno de los resultados más interesantes del estudio es que el outsiderismo no se manifiesta de la misma forma en los tres países. Para establecerlo utilizamos una estrategia directa: comparar, indicador por indicador, la proporción de novatos que carece de cada tipo de experiencia, y observar qué dimensiones se desplazan entre las dos elecciones de cada país. Este procedimiento es preferible a la lectura de los parámetros de discriminación de las calibraciones del IOS-TRI, que presentan valores en los límites del espacio paramétrico y algunos coeficientes negativos, tal como documentamos en el Apéndice 2.

Tabla 6. Proporción de novatos sin cada tipo de experiencia, por cohorte

Indicador	BRA 2018	BRA 2022	CHI 2017	CHI 2021	ARG 2019	ARG 2021	ARG 2023
Sin activismo	0,86	0,78	0,28	0,39	0,67	0,58	0,78
Sin asociativismo	0,84	0,78	0,67	0,61	0,76	0,74	0,68
Sin asesoría legislativa	0,96	0,93	0,92	0,88	0,79	0,87	0,84
Sin burocracia del Ejecutivo	0,95	0,65	0,62	0,62	0,45	0,55	0,7
Sin secretaría o ministerio	0,9	0,73	0,92	0,93	0,82	0,58	0,88
Afiliación menor a un año	0,29	0,36	0,31	0,34	—	—	—
Sin dirección partidaria	0,92	0,85	0,69	0,75	0,73	0,65	0,68
Sin afiliación formal (solo Chile)	—	—	0,18	0,41	—	—	—

Fuente: elaboración propia. Proporción de novatos de la cohorte que carece del atributo. Valores más altos indican mayor outsiderismo en esa dimensión.

La lectura de los desplazamientos entre las dos elecciones de cada país arroja un patrón nítido y específico por caso.

- **Brasil (2018 frente a 2022).** Las dimensiones que más se desplazan son la ausencia de experiencia en la burocracia del Ejecutivo (+0,30) y la ausencia de cargos de secretaría o ministerio (+0,17). Todos los demás indicadores varían menos de 0,08. Se trata de un outsiderismo **burocrático-estatal**: lo que distingue a la cohorte de Bolsonaro es la ausencia de trayectoria en el aparato del Estado.
- **Chile (2021 frente a 2017).** La única dimensión que se desplaza de manera sustantiva es la no afiliación partidaria formal (+0,23), seguida a distancia por el

activismo (+0,11). Los demás indicadores varían menos de 0,06 y dos de ellos lo hacen en dirección contraria. Se trata de un outsiderismo **cívico-partidario**, y de alcance estrecho: la distancia respecto de los partidos aumenta, pero la distancia respecto del Estado y de la política profesional permanece constante.

- **Argentina (2023 frente a 2019).** La dimensión que más se desplaza es la ausencia de experiencia en la burocracia del Ejecutivo (+0,25), seguida del activismo (+0,11). Se trata de una configuración predominantemente **ejecutiva**: lo que distingue a la cohorte de Milei es la ausencia de trayectoria en el aparato del Estado, un perfil próximo al brasileño. El indicador de tiempo de afiliación no se recolectó de manera sistemática en la Argentina y no forma parte de la medida; la dimensión que domina el desplazamiento argentino es, en consecuencia, la ejecutiva, y no la partidaria.

Cuadro 3. Configuraciones nacionales del outsiderismo parlamentario

País	Configuración dominante	Dimensión que más se desplaza	Interpretación
Brasil	Burocrático-estatal	Burocracia del Ejecutivo (+0,30); secretaria o ministerio (+0,17)	El outsiderismo se asocia sobre todo a la falta de experiencia previa en el aparato estatal. Muchos novatos ingresan sin ninguna trayectoria en el Ejecutivo.
Chile	Cívico-partidario, de alcance estrecho	Afiliación partidaria formal (+0,23)	El outsiderismo se define casi exclusivamente por la distancia formal respecto de los partidos. Las demás dimensiones permanecen estables entre 2017 y 2021.
Argentina	Ejecutiva	Burocracia del Ejecutivo (+0,25); activismo (+0,11)	El outsiderismo se asocia sobre todo a la falta de experiencia previa en el aparato estatal, en perfil próximo al brasileño.

Fuente: elaboración propia a partir de la Tabla 6. Los valores entre paréntesis indican la variación en la proporción de novatos sin el atributo entre las dos elecciones comparadas de cada país.

5. Discusión

Los resultados de este estudio permiten plantear cuatro argumentos de mayor alcance.

El primero es que el outsiderismo parlamentario no debe considerarse un subproducto automático del ascenso de presidentes antisistema. El efecto presidencial existe y es sólido en su dimensión cuantitativa, pero opera en combinación con las normas electorales y las coyunturas críticas, y su dimensión cualitativa es contingente. La contribución del artículo radica precisamente en mostrar que la explicación más adecuada es configuracional. En el Chile de 2021, la victoria de Boric, las reformas institucionales y el momento posterior al estallido se refuerzan mutuamente, y el resultado es una renovación amplia en volumen pero estrecha en contenido. En Brasil, la fuerza del efecto Bolsonaro en 2018 es grande, pero se ve atenuada en 2022 por cambios institucionales que fortalecen el filtro partidario. En Argentina, la estabilidad de las normas institucionales hace más evidente el impacto de la

crisis y del liderazgo de Milei. En todos los casos, el análisis apunta a una causalidad combinada, no única.

El segundo es que la renovación parlamentaria y el outsiderismo son fenómenos empíricamente separables, y el caso chileno lo demuestra. Allí el volumen de novatos creció un 43,6% sin que el perfil medio de los electos se desplazara de forma detectable, salvo en la dimensión partidaria. Distinguir ambas cosas tiene consecuencias sustantivas: una cámara puede renovarse ampliamente sin que ello implique una entrada masiva de perfiles ajenos al sistema político, y una lectura que confunda ambos procesos sobreestimaré el alcance de la transformación. Esta distinción solo se vuelve visible cuando la medida empleada admite comparación entre cohortes.

El tercero es que el outsiderismo y la profesionalización política no se oponen de manera simple. La presencia de outsiders puede interpretarse como una respuesta electoral a la creciente distancia entre representantes y representados, y puede ampliar la diversidad de trayectorias. Pero esa renovación tiene costos potenciales. Los parlamentarios con poca experiencia institucional suelen tener mayores dificultades de aprendizaje, de agenda-setting y de navegación por los procedimientos internos de las cámaras. La literatura reciente sobre el amateurismo legislativo sugiere que la renovación puede convivir, al menos a corto plazo, con una menor capacidad de intervención legislativa. El caso chileno ilustra una variante de este problema: la expansión del contingente de novatos ocurrió en paralelo a un aumento significativo de la fragmentación del sistema de partidos, con efectos en la gobernabilidad y en la coordinación parlamentaria.

El cuarto es metodológico y, a nuestro juicio, generalizable más allá de este objeto. Medir un concepto latente en contextos institucionales distintos plantea una tensión que rara vez se explicita. Estimar la medida por separado en cada contexto respeta la especificidad de cada sistema político, pero, al hacerlo, fija la media latente de cada grupo por identificación y elimina precisamente la variación de nivel que la comparación busca detectar. Estimar una medida única para todos los contextos preserva la comparabilidad, pero impone una equivalencia de significado que los datos pueden no respaldar: en nuestro caso, cinco de los seis indicadores comunes exhiben funcionamiento diferencial entre países. No hay una salida técnica que elimine esta tensión. Lo que sí es posible, y es lo que hemos hecho, es asignar a cada medida el uso para el que es válida y ser explícitos sobre el límite de cada una. El Índice de Outsiderismo estimado por TRI sigue siendo útil, y de hecho es superior a cualquier alternativa, para ordenar casos dentro de una cohorte y para captar trayectorias híbridas en las que el capital social, los vínculos partidarios, el activismo y la experiencia estatal se combinan en proporciones distintas. No es el instrumento apropiado para comparar niveles medios entre cohortes calibradas por separado. El concepto es comparable pero no uniforme, y lo decisivo es precisar qué operaciones autoriza esa comparabilidad.

6. Conclusión

Este artículo ha analizado la entrada de diputados outsiders en las cámaras bajas de Brasil, Chile y Argentina en siete elecciones celebradas entre 2017 y 2023. El punto de partida fue un vacío en la literatura: sabemos razonablemente bien cómo actúan los candidatos outsiders en la contienda presidencial, pero sabemos menos sobre los efectos de su elección en el reclutamiento legislativo.

Nuestros resultados respaldan cuatro conclusiones.

1. Las victorias de presidentes mavericks se asocian, en los tres países, con una mayor proporción de novatos. La asociación con una mayor intensidad media de outsiderismo entre ellos se verifica en Brasil ($d = -0,74$ en el paso a un presidente insider) y en Argentina ($d = +0,44$), pero no en Chile, donde la diferencia no es estadísticamente distinguible de cero.
2. Las reformas electorales no tienen un efecto uniforme; su impacto depende de si abren o cierran el sistema a la entrada de nuevos actores. El cierre partidario brasileño se asocia a una caída simultánea del volumen y de la intensidad; la apertura chilena, a un aumento del volumen sin desplazamiento general del perfil.
3. Las coyunturas críticas alteran la fuerza y la dirección de estos mecanismos, redefiniendo lo que cuenta, para los votantes, como perfil legítimo de representación.
4. El outsiderismo es sustantivamente heterogéneo entre países. No solo varía su magnitud, sino su contenido: burocrático-estatal en Brasil, cívico-partidario y de alcance estrecho en Chile, ejecutivo en Argentina.

La implicación principal es que el outsiderismo parlamentario es un fenómeno multicausal. Explicarlo exclusivamente por el “carisma” del líder, por la ingeniería institucional o por la “crisis de legitimidad” política produciría una imagen analíticamente mutilada. Los casos comparados muestran, por el contrario, que el fenómeno resulta de combinaciones específicas entre liderazgo, instituciones y coyuntura, combinaciones que generan modalidades nacionales distintas de outsiderismo.

Este estudio tiene, evidentemente, limitaciones. La disponibilidad desigual de datos biográficos, sobre todo en Argentina, restringe la comparabilidad de algunas variables; en ese país, en particular, la ideología y el tipo de organización se atribuyen al bloque o alianza y no al partido, siguiendo la práctica de la fuente original. Cinco de los seis indicadores comunes exhiben funcionamiento diferencial entre países, de modo que las comparaciones transnacionales deben leerse como aproximadas. El índice se basa en indicadores formales y no incorpora dimensiones subjetivas, como las percepciones públicas, los estilos retóricos o la autoidentificación política de los candidatos. Varias cohortes son pequeñas, lo que limita la potencia estadística de los contrastes por subgrupo, en particular los de género e ideología. El indicador de tiempo de afiliación no fue recolectado de manera sistemática en la Argentina, por lo que la medida analítica usa los seis indicadores comunes a los tres países (Apéndice 2). Además, el alcance temporal y espacial del estudio invita a la cautela ante la generalización de los resultados.

Estas limitaciones apuntan directamente a una agenda de investigación. El siguiente paso no es abandonar la comparación, sino refinarla. En el plano sustantivo, esto implica identificar, con diseños más controlados, bajo qué condiciones predomina cada factor, en qué momentos se refuerzan mutuamente y cómo evoluciona el outsiderismo a lo largo del tiempo en sistemas partidarios con distintos grados de institucionalización. En el plano de la medición, implica avanzar hacia modelos multigrupo con ítems ancla, que permitirían estimar directamente las diferencias de nivel entre cohortes en lugar de suprimirlas por identificación, y ampliar el conjunto de indicadores para fortalecer la base de anclaje. La cuestión de fondo sigue abierta y es decisiva para el debate contemporáneo sobre la democracia representativa: ¿qué tipo de efecto producen estos legisladores outsiders sobre el funcionamiento de las instituciones, la calidad de la representación y la legitimidad de los regímenes democráticos?

Apéndice 1. La lógica configuracional de los tres casos

Figura 1. Configuraciones causales del outsiderismo parlamentario: liderazgo presidencial, reforma electoral y crisis política en Brasil, Chile y Argentina (2017-2023)

	Brasil 2018 · Bolsonaro (maverick)	Chile 2021 · Boric (maverick)	Argentina 2023 · Milei (maverick)
Liderazgo presidencial rebelde	impulsa Bolsonaro	impulsa Boric	impulsa Milei
Orientación de la reforma electoral	frena cierre partidario	impulsa apertura del sistema	neutral · control reglas estables
Coyuntura crítica	impulsa Lava Jato · Impeachment	impulsa estallido de 2019	impulsa crisis económica
Resultado	Novatos 21,8% → 16,6% IOS-A 5,43 → 4,71 d = -0,74 · p < 0,001	Novatos 25,2% → 36,1% IOS-A 4,10 → 4,18 d = +0,08 · p = 0,725	Novatos 25,4% → 38,5% IOS-A 4,21 → 4,56 d = +0,44 · p = 0,018

■ impulsa el outsiderismo
 ■ lo frena
 ■ neutral / control analítico
 [---] borde discontinuo: sin significación

Fuente: elaboración propia. Las celdas indican la valencia de cada factor (azul = impulsa; rojo = frena; beige = neutral, control analítico). La fila de resultado registra la variación de la proporción de novatos y del IOS-A entre las elecciones comparadas, con el tamaño del efecto y el valor de p del contraste. El borde discontinuo señala la ausencia de significación estadística.

La matriz no describe los efectos promedio de factores aislados, sino “regímenes causales”. Ninguna de las tres condiciones (liderazgo rebelde, dirección de la reforma y crisis política) es, por sí sola, necesaria o suficiente para el outsiderismo parlamentario. Lo que importa es la conjunción de las tres y, sobre todo, el signo de cada una dentro de la combinación. Por ello, la unidad de explicación es la columna (la configuración nacional), y no la fila (el efecto marginal de un factor considerado por separado). Esto explica también que una misma condición, el liderazgo *maverick*, produzca resultados distintos según el signo institucional al que se asocia. La implicación metodológica es que la explicación no es aditiva, sino configuracional.

Los tres casos corresponden a tres regímenes causales diferentes.

- En **Chile**, las condiciones están coorientadas: el liderazgo, la apertura institucional y la crisis empujan en el mismo sentido. El resultado es un aumento pronunciado del volumen de novatos, del 25,2% al 36,1% de la Cámara. La sobredeterminación tiene, sin embargo, una consecuencia inferencial doble. Por un lado, impide atribuir el resultado a una condición aislada. Por otro, la coorientación de las tres condiciones no se traduce en un desplazamiento general del perfil de los electos: el IOS-A varía apenas 0,08 puntos, sin significación estadística. La conjunción de las tres condiciones favorables produjo, en Chile, mucha renovación y poco desplazamiento

de perfil. Ese resultado es teóricamente interesante y no debe presentarse como un caso de outsiderismo elevado y sobredeterminado.

- En **Brasil**, el régimen es de contraposición: el liderazgo y la crisis operan en una dirección, mientras que el cierre partidario lo hace en la dirección opuesta; la trayectoria observada es la resultante de esos vectores. El caso muestra que el filtro institucional puede imponerse al impulso presidencial, y lo hace en las dos dimensiones a la vez, reduciendo tanto el volumen ($-24,1\%$) como la intensidad ($d = -0,74$).
- En **Argentina**, la estabilidad de las reglas funciona como una condición mantenida constante y, por tanto, como control analítico: al neutralizar el eje institucional, permite aislar la conjunción entre crisis y liderazgo y autoriza una inferencia más nítida sobre ese par. Es también el caso con el efecto más fuerte sobre la intensidad del outsiderismo ($d = +0,44$), lo que resulta coherente con la lectura de que, en ausencia de filtros institucionales cambiantes, la conjunción entre crisis y liderazgo *maverick* opera con menor obstrucción.

Dos límites circunscriben las conclusiones que autoriza la figura. En primer lugar, las conjunciones son observadas, no manipuladas, y el “control” argentino es cuasiexperimental únicamente en sentido analógico. En segundo lugar, el N reducido aconseja interpretar la matriz como una tipología de regímenes causales, y no como una prueba de efectos netos.

Apéndice 2. Anexo metodológico: construcción, diagnóstico y robustez de las medidas

Este apéndice documenta las propiedades psicométricas del instrumento, las características de las calibraciones del IOS-TRI y las pruebas de robustez de todos los resultados presentados en la sección 4. Su propósito es doble: permitir la evaluación independiente de las decisiones de medición y ofrecer, a quien reutilice los datos, la información necesaria para elegir la medida apropiada a su pregunta.

A2.1 Las seis calibraciones del IOS-TRI

El IOS-TRI no proviene de una calibración única, sino de seis calibraciones independientes que emplean cuatro conjuntos de indicadores distintos. La Tabla A1 las documenta. Cada línea fue verificada contra los datos: en cada subconjunto, el número de patrones de respuesta distintos iguala exactamente el número de valores distintos del índice, lo que confirma que indicadores entraron en cada estimación.

Tabla A1. Composición de las seis calibraciones del IOS-TRI

Cohorte	N	Ítems	Indicadores utilizados	Discriminación (a) reportada
Brasil 2018	112	7	activismo, asociativismo, asesoría legisl., burocracia Ejec., secretaría, tiempo de afiliación, dirección part.	activismo 0,07; asociativismo -0,19; asesoría legisl. 1,67; burocracia Ejec. 13,2; secretaría 2,16; tiempo de afiliación 0,58; dirección part. 1,9
Brasil 2022	85	7	activismo, asociativismo, asesoría legisl., burocracia Ejec., secretaría, tiempo de afiliación, dirección part.	activismo -0,09; asociativismo 0,79; asesoría legisl. -0,23; burocracia Ejec. 1,34; secretaría 4,83; tiempo de afiliación 0,2; dirección part. 0,07
Chile 2017	39	6	activismo, burocracia Ejec., secretaría, tiempo de afiliación, afiliación formal, dirección part.	activismo 0,1; burocracia Ejec. 0,72; secretaría -0,12; tiempo de afiliación 12,7; afiliación formal 24,7; dirección part. 12,09
Chile 2021	56	5	activismo, asociativismo, secretaría, afiliación formal, dirección part.	activismo 0,67; asociativismo 0,3; secretaría 0,12; afiliación formal 1,4; dirección part. 19,05
Argentina 2019-21	64	5	activismo, asociativismo, burocracia Ejec., secretaría, dirección part.	activismo -0,39; asociativismo -1,24; burocracia Ejec. 2,13; secretaría 1,35; dirección part. 0,5
Argentina 2023	50	5	activismo, asociativismo, asesoría legisl., burocracia Ejec., secretaría	activismo -1,04; asociativismo -0,4; asesoría legisl. -0,82; burocracia Ejec. 1,22; secretaría 9,25

Fuente: elaboración propia a partir de Picussa (2024, Tablas 1, 7 y 13). Los indicadores no utilizados en una cohorte fueron recopilados igualmente para todos los casos; su exclusión responde a decisiones de ajuste del modelo, no a datos faltantes.

Tres consecuencias se siguen de esta tabla. Primera: no existe un instrumento común a las seis cohortes. Brasil 2018 y Chile 2021 comparten solo tres indicadores. Segunda: las cohortes argentinas de 2019 y 2021 fueron calibradas conjuntamente, pero reescaladas por separado, de modo que cada año recibió su propio 0 y su propio 10 dentro de una calibración común. Tercera: los parámetros de discriminación incluyen valores en los límites del espacio paramétrico (24,7; 19,05; 13,2; 12,7; 12,09; 9,25) y valores negativos (hasta -1,24). Los primeros son estimaciones de frontera, en las que la verosimilitud es monótona en el parámetro; los segundos indican que el indicador puntúa en sentido inverso al del rasgo latente. Ambas situaciones desaconsejan la lectura sustantiva directa de esos coeficientes, que es la razón por la cual la sección 4.5 recurre a proporciones observadas.

A2.1.1 Especificación de la estimación del IOS-TRI

El guion de estimación fue facilitado por la autora de la recolección y permite documentar la especificación con exactitud. El modelo se ajustó en R con el paquete ``mirt``, mediante la llamada ``mirt(datos, 1, itemtype = 'graded', SE = TRUE)``. Con ítems dicotómicos, el modelo de respuesta graduada de Samejima se reduce al modelo de dos parámetros, de modo que las estimaciones reportadas en las Tablas 1, 7 y 13 de la fuente original son discriminaciones de un 2PL. Los puntajes individuales provienen de ``fscores(mod)``, es decir, esperanza a posteriori. Las medidas de ajuste provienen de ``M2(mod, type = 'C2', calcNULL = FALSE)``. El reescalado es $10 * (\theta - \min(\theta)) / (\max(\theta) - \min(\theta))$, calculado sobre el archivo cargado en cada corrida.

Dos características del procedimiento explican por qué los conjuntos de ítems no estaban documentados. La primera es que el guion se ejecutaba de forma interactiva, un archivo por vez, y la línea de selección de variables se editaba manualmente entre corridas sin dejar registro. La segunda es que la eliminación de casos incompletos se realizaba por lista, antes de la estimación, de modo que incluir un indicador mal recolectado tenía como costo la pérdida de casos. Este último punto es relevante para el indicador de tiempo de afiliación en la Argentina, que la autora recolectó pero retiró de la modelación por no considerarlo confiable.

Reprodujimos la calibración brasileña con una implementación independiente del mismo modelo. La correlación entre el índice reproducido y el depositado es de 0,969 en 2018 y de 0,954 en 2022, lo que confirma que la cadena completa quedó reconstruida. La reproducción también documenta la no identificación de manera directa: la discriminación del indicador de burocracia del Ejecutivo en 2018 es de 13,2 en la calibración del IOS-TRI, de 19,1 en nuestra reproducción con un límite superior de 30 y exactamente de 25,0 si se impone un límite de 25. Se trata de un parámetro cuyo valor lo determina el criterio de parada del optimizador y no los datos.

A2.2 Dimensionalidad y consistencia interna

El coeficiente alfa de Cronbach para los seis indicadores comunes es de 0,254 en el conjunto de los datos, -0,027 en Argentina, 0,37 en Brasil y -0,081 en Chile. Los autovalores de la matriz de correlaciones son 1,41 | 1,27 | 1,03 | 0,9 | 0,76 | 0,62. La razón entre el primero y el segundo es de 1,11, muy por debajo de cualquier umbral convencional de unidimensionalidad. La única correlación bivariada sustantiva del conjunto es la que vincula burocracia del Ejecutivo y secretaría, lo cual es esperable, dado que ambas captan experiencia en el Poder Ejecutivo.

Esos valores no deben leerse como un defecto del instrumento, sino como una indicación sobre su naturaleza. Los seis indicadores son **formativos** y no **reflexivos**: el activismo previo, el paso por la burocracia del Ejecutivo y la ocupación de cargos de dirección partidaria son dimensiones distintas de inserción política que, sumadas, constituyen la condición de insider; no son manifestaciones observables de un rasgo único que las causaría. Los indicadores formativos no tienen por qué correlacionar entre sí, y el alfa de Cronbach no es un diagnóstico apropiado para ellos, aunque aquí sirva para mostrar la inadecuación del supuesto reflexivo. Esta es la razón sustantiva por la que un índice aditivo, que no presupone un rasgo latente común, resulta preferible como medida comparativa.

A2.3 La identificación de la escala y su efecto sobre las comparaciones

La Tabla A2 documenta la propiedad discutida en la sección 3.3.

Tabla A2. Medias latentes por cohorte, asimetría y promedio reescalado

Cohorte	N	Media latente	Desv. típica	Asimetría	IOS-TRI medio (0–10)
ARG 2019 2021	64	-0,0000	0,741	-0,05	5,0
ARG 2023	50	0,0002	0,732	-1,08	6,03
BRA 2018	112	0,0210	0,607	-1,96	7,86
BRA 2022	85	0,0001	0,751	-0,79	6,67
CHI 2017	39	0,0005	0,916	0,19	4,5
CHI 2021	56	0,0004	0,792	-0,75	5,83

Fuente: elaboración propia.

Las seis medias latentes son cero. No aproximadamente cero: cero por identificación, dado que el modelo fija la escala imponiendo media nula en el grupo estimado. En la métrica latente, por lo tanto, todas las cohortes presentan idéntico grado medio de outsiderismo, por construcción. La variación observada en el promedio del IOS-TRI, de 4,50 a 7,86, proviene del reescalado min-max, cuyo resultado depende de la forma de la distribución. La correlación entre la asimetría de cada cohorte y su promedio reescalado es de $r = -0,955$. Brasil 2018 presenta el promedio más alto y la asimetría más negativa; Chile 2017, el promedio más bajo y la única asimetría positiva.

Conviene subrayar que esto no invalida la calibración por cohorte, que responde a una consideración sustantiva correcta. Lo que invalida es una operación específica: comparar promedios entre cohortes calibradas por separado. La calibración local sigue siendo la elección apropiada para el ordenamiento interno.

A2.4 Funcionamiento diferencial de los ítems

La Tabla A3 reporta pruebas de razón de verosimilitud por indicador, bajo un modelo de Rasch, contrastando dificultad común frente a dificultad libre por país (2 grados de libertad).

Tabla A3. Funcionamiento diferencial por país

Indicador	b Argentina	b Brasil	b Chile	Amplitud	LR	p
activismo	-1,18	-1,61	0,64	2,25	56,6	< 0,001
asociativismo	-1,3	-1,49	-0,84	0,65	4,3	0,115
asesoría legisl.	-2,02	-3,08	-2,68	1,06	6,4	0,041
burocracia Ejec.	-0,57	-1,55	-0,8	0,98	12,3	0,002
secretaría	-1,65	-1,56	-3,16	1,59	15,9	< 0,001
tiempo de afiliación	5,0	1,11	0,57	4,43	3,1	0,209
dirección part.	-1,06	-2,19	-1,36	1,13	12,7	0,002

Fuente: elaboración propia. b: parámetro de dificultad en logits.

Cinco de los seis indicadores comunes rechazan la invariancia de la dificultad entre países al 5%. El caso más severo es el activismo, con una amplitud de 2,25 logits entre el valor brasileño y el chileno. Solo el asociativismo no presenta funcionamiento diferencial significativo. La lectura sustantiva es directa: un mismo patrón de respuesta no significa exactamente lo mismo en los tres países, muy probablemente porque las categorías de experiencia política tienen extensión institucional distinta en un sistema federal como el argentino, en el brasileño y en el chileno unitario. Esta es una limitación declarada y no un problema resuelto: afecta a cualquier comparación transnacional, incluida la que se realiza con el índice aditivo. Es también la razón por la cual privilegiamos, en la sección 4.1, los contrastes **dentro** de cada país y no entre países.

A2.5 Robustez de los resultados principales

La Tabla A4 reporta el contraste presidencial de la sección 4.1 bajo cuatro medidas de robustez, además de la medida analítica (el IOS-A de seis indicadores) de la Tabla 2: el IOS-TRI, el índice aditivo de siete y de ocho indicadores, y una recalibración única de Rasch sobre los 406 casos, estimada por máxima verosimilitud marginal con cuadratura de Gauss-Hermite, en la que el indicador chileno se trata como no administrado en los otros dos países.

Tabla A4. Robustez del contraste presidencial bajo cuatro medidas

Contraste	Medida	d de Cohen	p
Brasil 2018 vs 2022	IOS-TRI	+0,44	0,005
	IOS-A 7	+0,58	< 0,001
	IOS-A 8	+0,74	< 0,001
	Rasch pooled 0-10	+0,57	< 0,001
Chile 2021 vs 2017	IOS-TRI	+0,39	0,066
	IOS-A 7	+0,09	0,681
	IOS-A 8	+0,22	0,280
	Rasch pooled 0-10	+0,23	0,273
Argentina 2023 vs 2019-2021	IOS-TRI	+0,37	0,05
	IOS-A 7	+0,44	0,018
	IOS-A 8	+0,44	0,018
	Rasch pooled 0-10	+0,42	0,024

Fuente: elaboración propia.

El resultado brasileño y el argentino son estables bajo las cuatro medidas y, de hecho, se fortalecen con las medidas comparables. El resultado chileno es el único sensible a la elección de medida: pasa de $d = +0,39$ con el IOS-TRI a valores entre $+0,09$ y $+0,23$ con las tres medidas alternativas, ninguna de las cuales alcanza significación estadística. Dado que el IOS-TRI es el único de los cuatro que incorpora un reescalado interno a la cohorte, y dado lo documentado en A2.3, el IOS-TRI sobreestima la magnitud del cambio chileno.

La robustez del contraste presidencial se verificó bajo cinco medidas: el IOS-TRI, el índice aditivo de seis ítems (la medida analítica), el de siete ítems, el de ocho ítems con la afiliación chilena y la recalibración única de Rasch. El resultado brasileño (d entre $+0,57$ y $+0,74$) y el argentino (d entre $+0,42$ y $+0,44$, siempre significativo) son estables. El chileno permanece no significativo en todas las versiones comparables, entre $+0,08$ y $+0,23$. La única medida que difiere es el IOS-TRI, y solo porque incorpora el reescalado interno a la cohorte documentado en A2.3. La elección de seis ítems, impuesta por la recolección argentina, no altera el cuadro sustantivo: las diferencias entre la medida de seis y la de siete ítems, en el subconjunto en que ambas existen, se correlacionan a $r = 0,93$.

Las correlaciones entre las medidas son elevadas: el índice aditivo correlaciona $r = 0,629$ con el IOS-TRI y $r = 0,917$ con la recalibración de Rasch. La elección entre ellas no altera sustancialmente el ordenamiento de los casos individuales; altera la legitimidad de la comparación entre cohortes.

Bibliografía

- Barr, R. R. (2009). Populists, outsiders and anti-establishment politics. *Party Politics*, 15(1), 29–48. <https://doi.org/10.1177/1354068808097890>
- Carreras, M. (2012). The rise of outsiders in Latin America, 1980–2010: An institutionalist perspective. *Comparative Political Studies*, 45(12), 1451–1482. <https://doi.org/10.1177/0010414012445753>
- Codato, A., Picussa, R., & Ribeiro, E. (2025). The election of outsider deputies in Chile and Brazil. In H. Telles & J. Silva (Eds.), *Public opinion and turmoil in Latin American democracies* (pp. 235–253). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-031-83105-8_11
- Donatello, L. M., & Levita, G. (2017). ¿Renovación de las elites o renovación de las élites políticas? Los diputados outsiders en los países del Mercosur (2003–2015). *RIPS: Revista de Investigaciones Políticas y Sociológicas*, 16(2), 45–64.
- Levita, G., & Márquez Romo, C. (2023). Assessing congressional institutionalization and political elites' renewal in Latin America through legislative amateurism. *Journal of Politics in Latin America*, 15(3), 287–310. <https://doi.org/10.1177/1866802X231212571>
- Norris, P. (Ed.). (1997). *Passages to power: Legislative recruitment in advanced democracies*. Cambridge University Press.
- Ostini, R., & Nering, M. L. (2006). *Polytomous item response theory models*. SAGE. <https://doi.org/10.4135/9781412985413>
- Picussa, R. (2023). Outsiders: Um conceito de difícil operacionalização na Ciência Política. *Revista de Sociologia e Política*, 31, e023. <https://doi.org/10.1590/1678-98732331e023>
- Picussa, R. (2024). *Como identificar parlamentares outsiders? Uma proposta de índice para Brasil, Chile e Argentina* [Tesis de doctorado]. Universidade Federal do Paraná.
- Rahat, G., & Hazan, R. Y. (2001). Candidate selection methods: An analytical framework. *Party Politics*, 7(3), 297–322. <https://doi.org/10.1177/1354068801007003003>
- Reise, S. P., & Revicki, D. A. (Eds.). (2015). *Handbook of item response theory modeling: Applications to typical performance assessment*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315736013>
- Schedler, A. (1996). Anti-political-establishment parties. *Party Politics*, 2(3), 291–312. <https://doi.org/10.1177/1354068896002003001>
- Volle, A., Cazals, A., & El Rafhi, B. (2023). Another wind of change? Evidence about political outsiders in the French Parliament. *Revue d'économie politique*, 133(2), 203–231. <https://doi.org/10.3917/redp.332.0203>

Declaraciones

Declaração de disponibilidade de dados da pesquisa/Data and Replication Materials Availability

Todo o conjunto de dados de apoio aos resultados deste estudo foi disponibilizado em Harvard Dataverse e pode ser acessado em Codato, Adriano, 2026, "Outsider Deputies in Argentina, Brazil, and Chile (2017–2023)", <https://doi.org/10.7910/DVN/REA3XZ>, Harvard Dataverse, DRAFT VERSION.

Os registros eleitorais brutos são públicos e estão disponíveis no Portal de Dados Abertos do Tribunal Superior Eleitoral (<https://dadosabertos.tse.jus.br/>).

Los registros electorales sin procesar son públicos y están disponibles en el Portal de Datos Abiertos del Tribunal Superior Electoral (<https://datosabiertos.tse.jus.br/>).

Disponibilidad de los datos y materiales de replicación/Data and Replication Materials Availability

El banco de datos, el codebook, la nota metodológica y los scripts de replicación están depositados en el Harvard Dataverse. Codato, Adriano, 2026, "Outsider Deputies in Argentina, Brazil, and Chile (2017–2023)", <https://doi.org/10.7910/DVN/REA3XZ>, Harvard Dataverse, DRAFT VERSION.

Autoría/Authorship

Roberta Picussa es doctora en Ciencia Política por la Universidad Federal de Paraná (UFPR) e investigadora posdoctoral en el INCT ReDem, en Sciences Po París. Investiga políticos outsiders, reclutamiento y representación política.

Adriano Codato es profesor titular de Ciencia Política en la UFPR, coordinador del INCT ReDem y editor en jefe de la *Revista de Sociología e Política*. Investiga élites, carreras y representación política. Autor de correspondencia: adriano@ufpr.br

Ednaldo Ribeiro es profesor de Ciencia Política en la Universidad Estadual de Maringá (UEM) y vicecoordinador del INCT ReDem. Investiga comportamiento político, valores, participación y legitimidad democrática.

Contribuciones de autoría (CRediT)/ Author Contributions (CRediT)

Roberta Picussa: Data curation, Investigation, Software, Visualization, Writing – original draft.

Adriano Codato: Conceptualization, Funding acquisition, Project administration, Data curation, Visualization, Writing – original draft, Writing – review & editing.

Ednaldo Ribeiro: Formal analysis, Methodology, Software, Validation.

Declaración de conflicto de intereses/Conflict-of-interest statement

Los autores declaran que no poseen conflictos de interés, financieros o personales, que puedan haber influido, directa o indirectamente, en la elaboración, el análisis y la publicación de este trabajo.

Financiamiento/Funding

Este trabajo fue financiado por el Consejo Nacional de Desarrollo Científico y Tecnológico (CONPq), en el ámbito del Instituto Nacional de Ciencia y Tecnología en Representación y Legitimidad Democrática (INCT ReDem), expediente n° 406649/2022-7, y por la Fundación Araucária de Apoyo al Desarrollo Científico y Tecnológico del Estado de Paraná (Proyecto n° 115/2024 PDI).

Declaración de uso de inteligencia artificial generativa/Generative Artificial Intelligence Use Statement

Los autores declaran haber utilizado Claude (Anthropic) como apoyo para la realización y verificación de los cálculos estadísticos, el diagnóstico psicométrico del instrumento de medición, la revisión lingüística y editorial del manuscrito y la revisión y estandarización de las referencias bibliográficas. Todos los resultados generados fueron verificados por los autores, quienes asumen la plena responsabilidad por el análisis, la interpretación de los resultados y el contenido final.

Traducción del portugués: Sebastião Alexandre Marchetto do Nascimento.

Este preprint fue presentado bajo las siguientes condiciones:

- Los autores declaran que se obtuvieron los términos necesarios del consentimiento libre e informado de los participantes o pacientes en la investigación y se describen en el manuscrito, cuando corresponde.
- Los autores declaran que la preparación del manuscrito siguió las normas éticas de comunicación científica.
- Los autores declaran que son conscientes de que son los únicos responsables del contenido del preprint y que el depósito en SciELO Preprints no significa ningún compromiso por parte de SciELO, excepto su preservación y difusión.
- Los autores declaran que los datos, las aplicaciones y otros contenidos subyacentes al manuscrito están referenciados.
- El manuscrito depositado está en formato PDF.
- Los autores declaran que la investigación que dio origen al manuscrito siguió buenas prácticas éticas y que las aprobaciones necesarias de los comités de ética de investigación, cuando corresponda, se describen en el manuscrito.
- Los autores declaran que una vez que un manuscrito es postado en el servidor SciELO Preprints, sólo puede ser retirado mediante solicitud a la Secretaría Editorial deSciELO Preprints, que publicará un aviso de retracción en su lugar.
- Los autores aceptan que el manuscrito aprobado esté disponible bajo licencia [Creative Commons CC-BY](#).
- El autor que presenta el manuscrito declara que las contribuciones de todos los autores y la declaración de conflicto de intereses se incluyen explícitamente y en secciones específicas del manuscrito.
- Los autores declaran que el manuscrito no fue depositado y/o previamente puesto a disposición en otro servidor de preprints o publicado en una revista.
- Si el manuscrito está siendo evaluado o siendo preparando para su publicación pero aún no ha sido publicado por una revista, los autores declaran que han recibido autorización de la revista para hacer este depósito.
- El autor que envía el manuscrito declara que todos los autores del mismo están de acuerdo con el envío a SciELO Preprints.