



El impacto político de la inmigración en Chile: Evidencia por nivel de calificación de los inmigrantes

Ignacio Lunghi

Tesis de Maestría

Maestría en Economía

Universidad Nacional de La Plata

Directores de tesis: Guillermo Cruces

Fecha de defensa: 12/10/2023

El impacto político de la inmigración en Chile: Evidencia por nivel de calificación de los inmigrantes*

Ignacio Lunghi[†]

Resumen

En esta tesis se analiza la relación entre el número de inmigrantes de cada municipio y el voto a la derecha en Chile. A pesar de que la proporción agregada de inmigrantes no parece tener un impacto cuantitativamente significativo en la cantidad de votos a la derecha, el análisis teniendo en cuenta las heterogeneidades revela que los inmigrantes de baja calificación aumentan significativamente los votos a la derecha mientras que los inmigrantes de alta calificación los reducen. Se lleva a cabo un análisis que revela la causalidad existente mediante la implementación de un modelo de efectos fijos así como mediante la implementación de un enfoque de variables instrumentales, aprovechando en este último la tendencia de los inmigrantes a localizarse en ciudades con una presencia previa de inmigrantes de la misma nacionalidad. Un posible canal a través del cual este efecto opera podría estar relacionado con la percepción de los nativos de un mayor riesgo de delincuencia asociado al grupo educativo más bajo respecto de aquel de mayor educación.

Códigos JEL: D72, J24, F22, O15, R23.

Palabras clave: inmigración, Chile, educación, shift-share.

*Este documento corresponde a mi tesis de la Maestría en Economía de la Universidad Nacional de La Plata. Agradezco a mi director Guillermo Cruces por su inmenso apoyo durante todo el proceso, desde el desarrollo inicial de la idea hasta su constante ayuda durante la realización de esta tesis. También agradezco a Guillermo Falcone, quien amablemente me proporcionó los microdatos del censo chileno de 2002. Finalmente, resultaron muy valiosos los comentarios de Azul Menduina, Bruno Jiménez, Fabián Enrique González, Felipe Puga, Gastón García Zavaleta, Manuela Cerimelo y Nicolás Ajzenman. Los errores y omisiones son de mi exclusiva responsabilidad.

[†]Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), Universidad Nacional de La Plata.

Índice

1. Introducción	1
2. Datos	5
3. Evidencia Preliminar	8
4. Metodología	12
5. Estimación por mínimos cuadrados en dos etapas	13
6. Resultados Principales	15
7. Ejercicios de robustez.	19
7.1. Principales ejercicios de robustez	19
7.2. Problemas de identificación relacionados con los instrumentos Bartik.	24
8. Mecanismos	25
9. Conclusión	29
10. Apéndice	33

1. Introducción

En la última década, Chile ha experimentado una de las mayores oleadas de inmigración en su historia. El número de inmigrantes ha crecido exponencialmente, pasando de 197.929 en 2002 (1,3% de la población total chilena), según los datos del censo, a 1.482.390 en 2021 (7,5% de la población total chilena), según las estimaciones del Instituto Nacional de Estadísticas de Chile (INE). Este cambio demográfico repentino ha generado significativos cambios en la sociedad, llegándose en muchos casos a culpar a los extranjeros de diferentes problemas del país. Teniendo en cuenta que la política es un ámbito donde las personas expresan sus ideas, esta tesis busca comprender si este *shock* migratorio ha influido en las decisiones de voto de los individuos, considerando la posibilidad de que haya alterado sus preferencias políticas hacia posiciones anti-inmigratorias. El hecho de migrar hacia estas posiciones, por otra parte, puede tener efectos perjudiciales en términos de crecimiento, dado que como destaca [Peri \(2012\)](#) los inmigrantes en el largo plazo incrementan la productividad factorial total sin generar efectos de tipo *crowding-out* en el empleo. Ante esto, considerando las potenciales consecuencias de los cambios en las preferencias migratorias, la literatura ha intentado abordar este fenómeno, pero, sin embargo, aún hay una brecha en la investigación existente siendo que no se ha abordado de manera exhaustiva los efectos heterogéneos de los inmigrantes en las preferencias políticas, particularmente en relación con su nivel educativo.

Teniendo en cuenta lo anterior, el objetivo de esta tesis es examinar el impacto causal de los inmigrantes recientes en los resultados electorales, considerando el efecto heterogéneo de los mismos de acuerdo a su calificación. Vale la pena destacar que la llegada de estos nuevos residentes a Chile se produjo de manera abrupta debido a la emigración masiva de venezolanos y haitianos, impulsada principalmente por las crisis económicas y políticas en sus países de origen, y en parte motivada por la política de visas poco restrictiva y la estabilidad económica de Chile. A su vez, la importancia de considerar la calificación radica en que esta puede actuar como un determinante clave de las actitudes y percepciones de las personas hacia la inmigración, dado que como argumentan [Facchini y Mayda \(2009\)](#) y [Mayda \(2006\)](#) la competencia en el mercado laboral puede no ser homogénea, sino que la misma puede

variar de acuerdo al nivel de educación de los nativos y de los inmigrantes. Por otra parte los inmigrantes de alta calificación suelen aportar al país receptor en términos de innovación y emprendedurismo, lo cual podría variar la opinión de los votantes de los mismos (Kerr 2013, Beerli *et al.* 2021).

Para abordar estas cuestiones, se utilizará un enfoque empírico que combina datos de visas y del censo 2002 de Chile con datos agregados de resultados electorales. En primer lugar, se estimaron una serie de regresiones de tipo *two-way* utilizando MCO. Considerando, sin embargo, la posible existencia de endogeneidad ligada a la decisión endógena de los inmigrantes de elegir dónde localizarse, se implementó una estrategia de variables instrumentales, que se basa en el hecho de que los inmigrantes tienden a establecerse en lugares donde una oleada anterior de inmigrantes de su mismo origen lo ha hecho.

Se presentan diversos resultados. En primer lugar, las estimaciones mediante MCO revelan que el agregado de inmigrantes tiene un impacto pequeño en la proporción de votos a la derecha, incrementando la proporción de votos a la derecha en 0,086 puntos porcentuales ante un aumento del número de inmigrantes con respecto a la población total de 1 punto porcentual, mientras que el impacto heterogéneo de los inmigrantes de baja y alta calificación es de mayor magnitud en términos absolutos, siendo que un aumento del número de inmigrantes de baja calificación con respecto a la población total de 1 punto porcentual resulta en un aumento de 0,440 puntos porcentuales en la proporción de votos a la derecha en el caso de las elecciones presidenciales y de diputados, en tanto que un aumento del número de los inmigrantes altamente calificados con respecto a la población total de 1 punto porcentual resulta en una disminución de 0,693 puntos porcentuales en la proporción de votos a la derecha en el caso de las elecciones presidenciales y de diputados. Por otra parte, según las estimaciones de las variables instrumentales, el agregado de inmigrantes tiene un impacto no significativo en la proporción de votos a la derecha, pero al incorporar la heterogeneidad se encuentra que un aumento del número de inmigrantes de baja calificación con respecto a la población total de 1 punto porcentual resulta en un aumento de 0,914 puntos porcentuales en la proporción de votos a la derecha en el caso de las elecciones presidenciales y de diputados, en tanto que un aumento del número de los inmigrantes altamente calificados con respecto a la población

total de 1 punto porcentual resulta en una disminución de 1,690 puntos porcentuales en la proporción de votos a la derecha en el caso de las elecciones presidenciales y de diputados, siendo ambos efectos mayores en términos absolutos respecto de MCO.

En segundo lugar, se estudió la heterogeneidad de efectos entre los diferentes tipos de elecciones que acontecieron en Chile, es decir, se analizaron los efectos existentes en las elecciones de presidente, de diputados y de senadores. En el sistema electoral chileno las tres se realizan en el mismo momento del tiempo, cada cuatro años. El análisis revela que, mientras que los inmigrantes de baja y alta calificación tienen un impacto en las elecciones de presidente y de diputados significativo y cuantitativamente es similar, no se encuentra un efecto significativo en el caso de las elecciones a senadores. Es debido a esto último que los resultados expuestos previamente se enfocaron únicamente los dos primeros tipos de elecciones.

En tercer lugar, en contra de la evidencia de algunos países europeos como [Halla *et al.* \(2017\)](#), el canal a través del cual opera el efecto positivo de los inmigrantes de baja calificación sobre el voto a los partidos de derecha no se encuentra en el desempleo, sino que se observa principalmente a través de la percepción de que los inmigrantes de baja calificación son los que aumentan la delincuencia, algo que sin embargo no se observa en el caso de los inmigrantes de alta calificación. Al mismo tiempo, hay evidencia sugerente de que estas preferencias por los partidos de derecha podrían incrementarse en aquellas ciudades donde predominan los individuos de niveles económicos más altos, que tienden a tener más prejuicios hacia los extranjeros de baja calificación.

La literatura relacionada con este tema de investigación está creciendo en la actualidad, sobre todo teniendo en cuenta los casos europeos de partidos con visiones anti-inmigrantes como la Agrupación Nacional en Francia, la Liga Norte en Italia, la Alternativa para Alemania en Alemania o el Partido de la Independencia del Reino Unido en el Reino Unido, por citar algunos de ellos, lo que ha llevado a varios estudios a investigar los diferentes tipos de causalidades asociadas ([Barone *et al.*, 2016](#); [Bredtmann, 2022](#); [Becker y Fetzer, 2017](#); [Edo *et al.*, 2019](#); [Gamalerio *et al.*, 2022](#)). Poco se ha estudiado, sin embargo, tratando de analizar la heterogeneidad según el nivel educativo de los inmigrantes, como se ha dicho

anteriormente, donde los pioneros en este campo han sido los trabajos de [Mayda et al. \(2022\)](#) en el caso de Estados Unidos y de [Moriconi et al. \(2022\)](#) en el caso europeo. Esta heterogeneidad es sumamente relevante, dado que, como subrayan [Mayda et al. \(2022\)](#), los efectos de los inmigrantes poco calificados sobre el número de votos a la derecha son positivos, mientras que, en cambio, ocurre lo contrario con los de alta calificación (quizás porque, por ejemplo, traen más inversiones a los países receptores de inmigrantes, lo que aumenta la opinión favorable hacia ellos). Dada esta situación, si la proporción de inmigrantes altamente calificados es considerable, como ocurre en Estados Unidos (y también en Chile, según datos del Servicio Nacional de Migraciones, donde alrededor del 30% de los inmigrantes tiene una educación superior a la secundaria completa), entonces al analizar el agregado de inmigrantes se podrían obtener resultados opuestos o cuantitativamente bajos respecto a los encontrados para los países europeos.

En el caso de América Latina existen pocos estudios similares al de esta tesis a excepción de los de [Rozo y Vargas \(2021\)](#) y [Rozo et al. \(2023\)](#), que analizan el *shock* venezolano en Colombia. Es necesario destacar también el trabajo de [Martínez-Correa et al. \(2022\)](#), que aunque no analiza directamente la cuestión de las elecciones políticas o la heterogeneidad de los inmigrantes, aborda la cuestión de las preferencias distributivas que podrían estar sustancialmente vinculadas a la ideología de los votantes, encontrando una relación no monótona entre los inmigrantes y el apoyo a las políticas redistributivas en Colombia utilizando una estimación de variables instrumentales de tipo *shift-share*. Finalmente, cabe resaltar que la inmigración a Chile ya ha sido analizada anteriormente en la evaluación del impacto en la delincuencia y en las percepciones chilenas de la delincuencia por [Ajzenman et al. \(2022\)](#).

Por último es relevante hacer hincapié en que, al analizar los trabajos señalados previamente, observamos que estos no cuentan con el nivel educativo de los inmigrantes incluido dentro del análisis principal, lo que impide realizar un análisis teniendo en cuenta las heterogeneidades de los mismos. Es en este punto donde se encuentra el aporte de esta tesis, dado que se logra estimar el efecto causal de los inmigrantes sobre el voto a partidos de derecha en América Latina considerando además la heterogeneidad de los efectos de acuerdo al nivel educativo de aquellos no nativos. Este punto es sumamente importante, siendo que

no es obvio que los efectos heterogéneos encontrados para países desarrollados, como Estados Unidos, deban ser los mismos para el caso chileno.

La tesis se organiza como sigue. La Sección 2 describe los datos que se utilizarán en las estimaciones empíricas. La Sección 3 presenta algunas pruebas preliminares de nuestra hipótesis. Las Secciones 4 y 5 describen la metodología y las estrategias empíricas. La Sección 6 explica los principales resultados obtenidos. La Sección 7 describe los ejercicios de robustez. La Sección 8 explica los principales mecanismos a través de los cuales operan los efectos. La Sección 9 concluye.

2. Datos

El conjunto de datos que se utilizará es diverso. Para construir el stock de inmigrantes de cada municipio (llamados “comunas” por los chilenos) en cada año, se utilizará el Censo Chileno de 2002 y los datos administrativos de las visas otorgadas cada año del Servicio Nacional de Inmigración. De esta forma se va a construir una proxy del número de inmigrantes adultos (con 18 años o más) de cada uno de los 364 municipios chilenos siguiendo a [Ajzenman et al. \(2022\)](#), algo también similar a lo realizado por [Oliveira \(2022\)](#) para Brasil. Estos datos proporcionan información desde 2002 hasta 2021 sobre el país de origen de cada inmigrante c , el año t en el que llegaron al país, el municipio d en el que eligieron su residencia y el nivel educativo s de dichos individuos en el momento de su llegada al país¹. Finalmente, el número de inmigrantes de cada nivel educativo se va a construir como se muestra en la ecuación

¹La base de datos también dispone de información sobre la profesión de algunos individuos, que es una variable autodeclarada. Dado que aproximadamente sólo el 50% de la muestra de adultos declaró su educación, la información sobre la profesión se utilizó para identificar la educación de aproximadamente 22 puntos porcentuales adicionales de la muestra, alcanzando un 72% de la muestra con el nivel educativo declarado. Lamentablemente, el resto de la muestra no pudo identificarse con un nivel educativo y, por lo tanto, esos inmigrantes se asignaron en algunas pruebas de robustez a los distintos niveles educativos según la proporción de inmigrantes altamente calificados respecto a los de baja calificación de cada municipio y cada año. Un procedimiento similar se siguió para los inmigrantes de menos de 18 años, que se asignaron a la población no clasificada de inmigrantes cuando alcanzaron la mayoría de edad y luego se clasificaron en la prueba de robustez en inmigrantes de baja calificación o de alta calificación siguiendo la proporción de inmigrantes de baja calificación respecto de los de alta calificación preexistentes. También cabe mencionar que en la sección de robustez se realizaron algunas pruebas adicionales, clasificando a la totalidad de los adultos no clasificados en la población poco calificada o altamente calificada.

siguiente:

$$m_{cdTs} = M_{cds,2002} + \sum_{t=2002}^T \text{inflow}_{cdts}, T \in [2002, 2021] \quad (1)$$

Donde la variable inflow_{cdts} representa las entradas de inmigrantes adultos de nacionalidad c y nivel educacional s al municipio d en el año t . Lamentablemente, Chile no cuenta con una medida del flujo de salida de los inmigrantes, por lo que esta será una limitación del trabajo al igual que en [Oliveira \(2022\)](#). El nivel educacional de los migrantes se dividirá en “baja calificación” (o *low-skilled*, por sus siglas en inglés), para aquellos que tienen secundaria completa o un nivel menor, y “alta calificación” (o *high-skilled*, por sus siglas en inglés), para aquellos que tienen educación terciaria incompleta o un nivel mayor². También se va a utilizar la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) para algunas pruebas de robustez, en particular para controlar por una serie de covariables³. Los datos de población se van a recuperar de las estimaciones de población del INE, considerando que este organismo entrega una estimación de la población de cada comuna para cada año. Para algunas pretendencias y heterogeneidades se recuperaron datos del Centro de Estudios y Análisis del Delito, que brinda información sobre el número de delitos de mayor connotación social para cada año electoral.

Los resultados electorales provienen del Servicio Electoral de Chile, que registra los resultados electorales de cada municipio para cada elección⁴. Este último también categoriza cada año en los correspondientes tipos de votaciones (presidenciales o los distintos tipos de legislativas), algo útil teniendo en cuenta que se analizarán los efectos diferenciales de los inmigrantes y su educación en los distintos tipos de escenarios electorales. Asimismo, cada

²Estudios como el de [Mayda et al. \(2022\)](#) utilizan una clasificación de *low-skilled* y *high-skilled* diferente, utilizando como corte el nivel de secundaria completo/incompleto, por lo que esto se abordará en la sección de robustez.

³Se van a utilizar los datos de la CASEN 2006 para la elección 2005 y los datos de la CASEN 2020 para la elección 2021, considerando que la encuesta CASEN no se hizo en 2005 ni en 2021

⁴Los datos recuperados también categorizan los municipios en distritos electorales, pero este último dato no fue posible utilizarlo ya que los distritos electorales cambian de año en año. Al mismo tiempo, no existe una armonización oficial de estos distritos a lo largo del tiempo.

candidato presidencial y cada partido fue categorizado en el eje derecha-izquierda para proceder con el análisis. Es importante saber que, mientras en otros países latinoamericanos esta clasificación resulta a veces relativamente sesgada, en el caso chileno, como señalan autores como [Luna y Zechmeister \(2005\)](#), [González Ferrer y Queirolo Velasco \(2013\)](#) o [Sulmont Haak \(2015\)](#), los partidos políticos tienden a representar las ideas de sus votantes y, al mismo tiempo, hay poco desacuerdo entre los votantes a la hora de clasificar a los partidos en el eje derecha-izquierda, teniendo en cuenta que las ideologías políticas de las diferentes coaliciones están claramente polarizadas. [Luna y Zechmeister \(2005\)](#) y [González Ferrer y Queirolo Velasco \(2013\)](#) destacan esta característica de Chile como resultado de la alta institucionalidad propia de ese país. A pesar de esto, tratando de ser lo más neutral posible en la clasificación de las coaliciones, se clasificó a los candidatos presidenciales utilizando los datos del Centro de Estudios Públicos (CEP), que es una encuesta nacional que pide a los encuestados clasificar a cada candidato presidencial en el eje izquierda-derecha para las elecciones presidenciales de 2005, 2009 y 2013. Esta pregunta, sin embargo, fue eliminada de la encuesta desde 2017, por lo que para clasificar a los candidatos en 2017 se utilizaron los datos del *Project Manifesto*, que recoge las posiciones ideológicas de los principales candidatos políticos de diversos países latinoamericanos y europeos a partir de los programas electorales de los partidos. Al no disponer de fuentes fiables para situar a los candidatos en el eje izquierda-derecha en 2021, se decidió utilizar las alineaciones de elecciones anteriores de los candidatos y/o partidos presidenciales para ese año. Para las elecciones parlamentarias, los candidatos se clasificaron utilizando el alineamiento político de la coalición en la que se presentaban (en general, utilizando también la encuesta CEP). Por último, se dejarán de lado las elecciones de segunda vuelta, ya que en ellas los individuos pueden no estar reflejando su ideología a través de su voto, sino que pueden estar reflejando su mayor antipatía por el candidato al que no votaron.

Algo a tener en cuenta es que, a pesar de que los datos electorales están disponibles desde 1989, los datos sobre el stock de inmigrantes sólo pueden ser construidos anualmente a partir de 2002, por lo que los años de análisis de nuestro caso serán 2005, 2009, 2013, 2017 y 2021⁵.

⁵Los datos electorales anteriores a 2005 serán, sin embargo, utilizados en el análisis de pretenciones de la Sección 7.2.

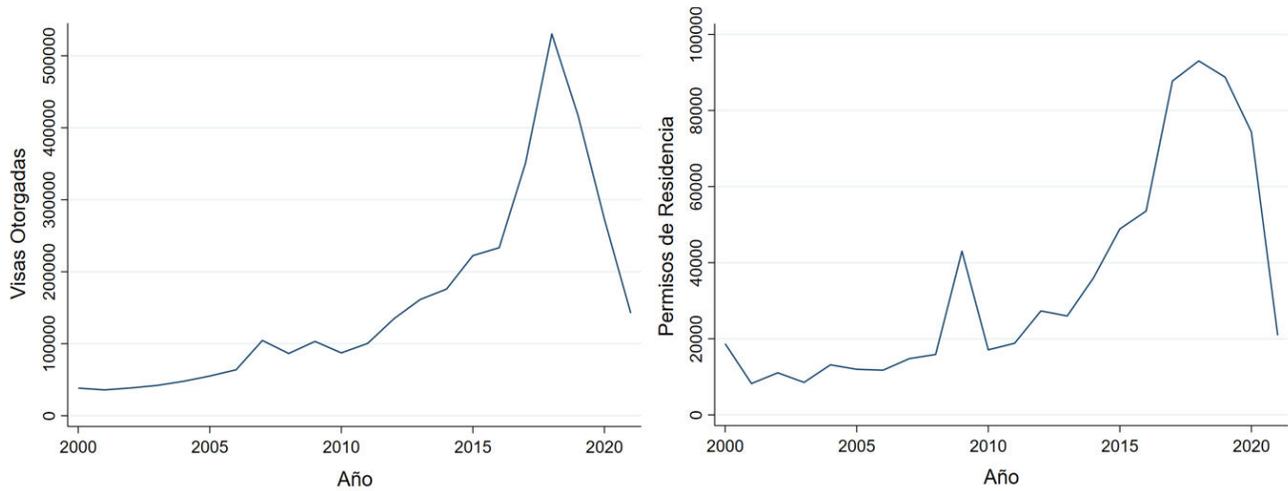
3. Evidencia Preliminar

Como se refleja en la Figura 4, en las últimas dos elecciones, y principalmente en la elección de 2021, el rechazo a los inmigrantes ha crecido en los discursos de aquellos candidatos chilenos ligados a ideologías de derecha. La Figura 1, además, muestra los datos administrativos de las entradas a Chile en los últimos 20 años. Se observa un fuerte aumento del número de inmigrantes a partir de 2010, que se utilizará en nuestro análisis como caso de experimento natural. La Figura 1 también muestra tanto las visas temporales (panel izquierdo) como las residencias permanentes (panel derecho), encontrando que en ambos casos el flujo de migrantes parece caer en 2018, momento en el cual se dificultó el ingreso a Chile como consecuencia del aumento de las restricciones de dicho país.

Por otra parte, las Figuras 2 y 3 indican las relaciones entre el cambio en la proporción de votos y el cambio en la proporción de inmigrantes por nivel educativo desde 2005 hasta 2021, por lo que en este primer análisis de diferencias se cubren los posibles sesgos que pudieran surgir de las características fijas de los municipios. Más aún, estas relaciones controlan en cada caso por el otro tipo de inmigrantes (en el caso de los poco calificados, se incluyen como controles los altamente calificados y viceversa). De estos gráficos se desprende que, mientras que los inmigrantes de baja calificación tienden a aumentar el número de votos a los partidos de derecha, el efecto contrario se produce con los inmigrantes altamente calificados.

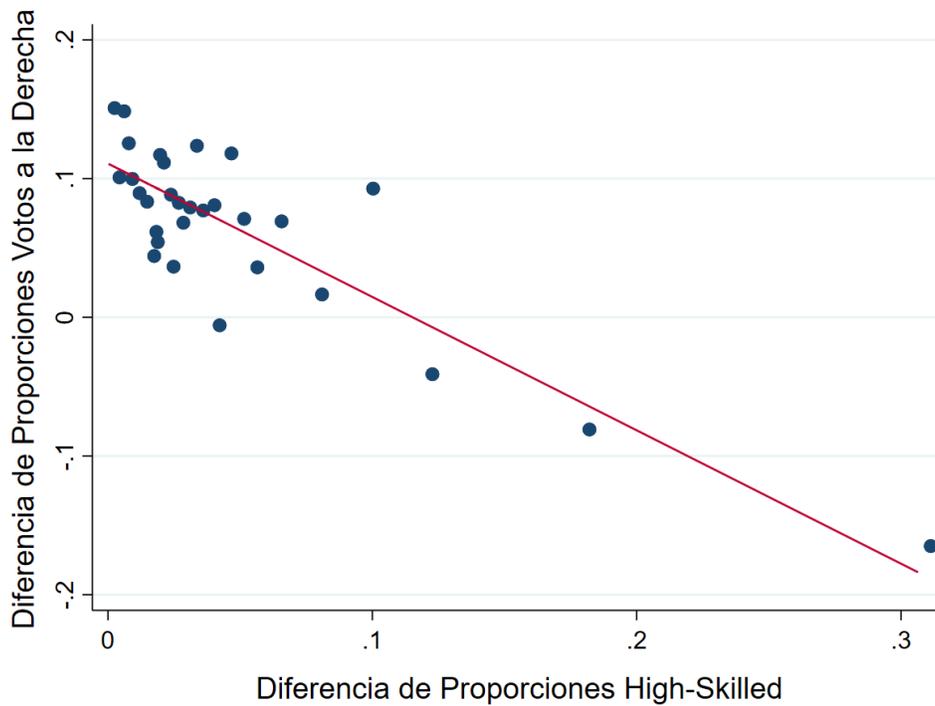
Por último se presenta la Tabla 1, la cual muestra una serie de estadísticas básicas para las comunas de Chile, observándose la media y el desvío estándar de una serie de variables importantes del presente trabajo.

Figura 1: Entradas de inmigrantes en el período 2002-2021.



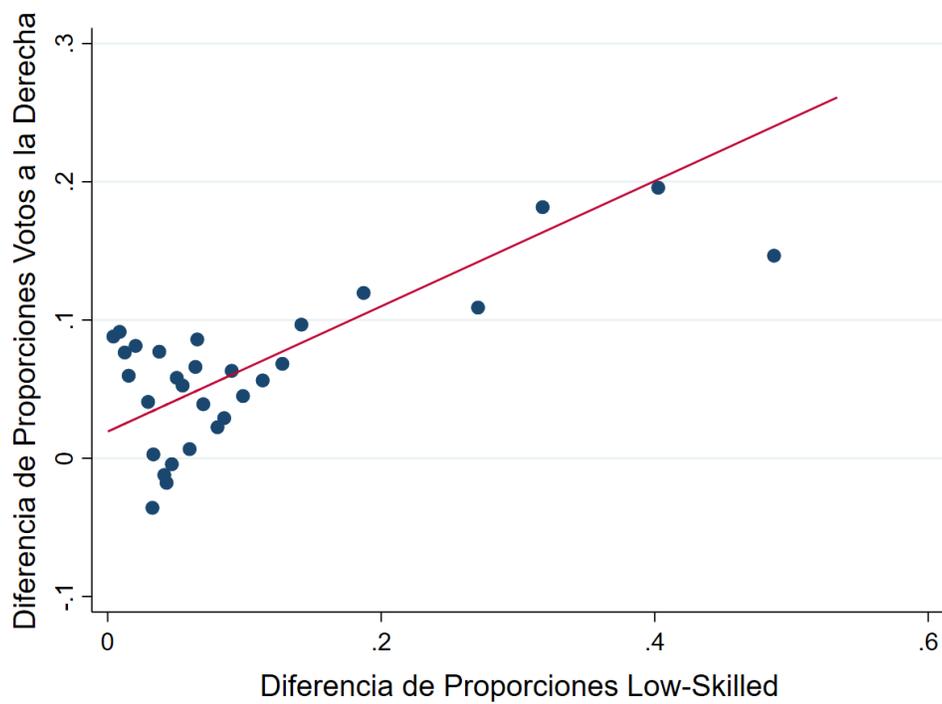
Notas: Elaboración propia a partir del Servicio Nacional de Inmigración. El gráfico muestra el número de visas otorgadas (izquierda) y el número de permisos de residencia otorgados (derecha) en cada año en Chile.

Figura 2: Correlación de los cambios en los votos a la derecha y los cambios en la proporción de inmigrantes de baja calificación, 2005-2021.



Notas: Elaboración propia a partir del Servicio Nacional de Inmigración y el Servicio Electoral de Chile. El gráfico muestra la relación entre el cambio en la proporción de inmigrantes de baja calificación y la proporción de votos a los partidos de derecha. Esta relación controla en cada por el otro tipo de inmigrantes (es decir, se controla por el efecto de los inmigrantes de alta calificación) así como por la proporción de individuos de cada decil de ingreso en 2002.

Figura 3: Correlación de los cambios en los votos a la derecha y los cambios en la proporción de inmigrantes de alta calificación, 2005-2021.



Notas: Elaboración propia a partir del Servicio Nacional de Inmigración y el Servicio Electoral de Chile. El gráfico muestra la relación entre el cambio en la proporción de inmigrantes altamente calificados y la proporción de votos a los partidos de derecha. Esta relación controla en cada caso por el otro tipo de inmigrantes (es decir, se controla por el efecto de los inmigrantes de baja calificación) así como por la proporción de individuos de cada decil de ingreso en 2002.

Tabla 1: Estadísticas descriptivas básicas, 2005 vs 2021.

Variable	Año	
	2005	2021
Share Derecha (Presidenciales)	49.517 % (8.732)	56.569 % (9.643)
Share Derecha (Diputados)	37.965 % (9.704)	50.333 % (12.138)
Share Derecha (Senadores)	34.862 % (9.071)	46.630 % (10.592)
Share de Inmigrantes (Totales)	1.577 % (3.035)	12.238 % (16.712)
Share de Inmigrantes Low-Skilled	0.820 % (2.110)	7.282 % (10.813)
Share de Inmigrantes High-Skilled	0.460 % (0.966)	2.854 % (4.127)
Población mayor de edad	32,696.156 (50,768.027)	43,933.063 (70,428.430)
Densidad Poblacional	624.162 (1,983.363)	811.186 (2,611.618)

Notas: Estadísticas descriptivas básicas computadas para las 346 comunas de la muestra. Se presenta la media de cada una de las variables para el año 2005 y el año 2021. Errores estándar entre paréntesis.

4. Metodología

La cuestión va a ser abordada utilizando en primer lugar un modelo *two-way fixed effects*. La regresión que se va a estimar es la siguiente:

$$y_{dt} = \beta_1 \frac{H_{dt}}{Pop_{dt}} + \beta_2 \frac{L_{dt}}{Pop_{dt}} + \tau_e + q_d + \lambda_t + \theta X_{dt} + \varepsilon_{dt} \quad (2)$$

Donde y_{dt} es la proporción de votos a la derecha del municipio d en el periodo t con respecto al número total de votos válidos (excluiremos de esta proporción los votos en blanco o nulos). $\frac{H_{dt}}{Pop_{dt}}$ y $\frac{L_{dt}}{Pop_{dt}}$ son los porcentajes de inmigrantes altamente calificados (con educación terciaria incompleta o un nivel mayor) y de inmigrantes de baja calificación (con educación secundaria completa o menor) con respecto a la población total del municipio d en el periodo t . τ_e , q_d y λ_t son efectos fijos por tipo de elección (presidencial, de senadores o de diputados), municipios y tiempo. ε_{dt} es el término de error. También se incluye un vector de tendencias preexistentes X_{dt} , que está compuesto por la densidad de población de cada municipio en 2002, la proporción de nativos no calificados respecto a los calificados (siguiendo la clasificación previamente establecida) en 2002, la fracción de población masculina en 2002, la fracción de población cuya edad se encuentra en el intervalo de 18 a 36 años, de 36 a 50 años y de 50 a 65 años en 2002, la proporción de individuos que se identifican con pueblos indígenas en 2002, la proporción de individuos que se declaran católicos en 2002, la cantidad de delitos de mayor connotación social por habitante en 2005 y la proporción de personas de cada decil de ingreso en cada municipio en 2002, a partir del score PRINCALS (*PRINCipal components analysis by means of Alternating Least Squares*) realizado por el INE con datos del censo 2002, que va a ser un proxy del nivel de desarrollo municipal. Los errores se van a *clusterizar* a nivel provincial siguiendo a [Mayda et al. \(2022\)](#), [Autor y Dorn \(2013\)](#) y [Adão et al. \(2019\)](#), considerando que la *clusterización* a este nivel nos permite tener en cuenta la potencial correlación espacial entre municipios. Las regresiones van a ser ponderadas por el número de adultos de cada municipio, por lo que los resultados pueden ser interpretados como el impacto en el comportamiento electoral del votante chileno promedio, como también

se hizo en los trabajos de [Edo *et al.* \(2019\)](#) y [Mayda *et al.* \(2022\)](#).

5. Estimación por mínimos cuadrados en dos etapas

Uno de los principales problemas del modelo TWFE es que las estimaciones podrían estar sesgadas si consideramos la posible selección endógena de la localización de los inmigrantes. Aunque consideremos el aumento del número de inmigrantes como exógeno, la decisión final sobre la ciudad en la que asentarse la toman los propios recién llegados, por lo que existen posibilidades como la migración a zonas más alineadas a la izquierda o a la derecha, de acuerdo con la ideología de los inmigrantes, así como la migración a zonas económicamente prósperas o con mayor preferencia por los inmigrantes, teniendo estas a su vez una mayor propensión a votar a la derecha o a la izquierda. Tampoco hay que descuidar la posibilidad de trasladarse a zonas no alineadas con la derecha, teniendo en cuenta la inclinación de este tipo de partidos a tener políticas anti-inmigratorias.

La literatura trata de abordar este problema de endogeneidad utilizando diferentes estrategias. Trabajos como [Becker y Fetzer \(2017\)](#) implementan una modelización de diferencias en diferencias, donde el *shock* inmigratorio se utiliza como variable continua de tratamiento, pero en nuestro caso es difícil argumentar el cumplimiento de algún tipo de tendencias paralelas entre los municipios y, al mismo tiempo, la presencia de dos “tratamientos” diferentes, el aumento de la inmigración de baja y alta calificación, hace aún más difícil seguir esta estrategia, como señala [de Chaisemartin y D’Haultfoeuille \(2022\)](#). Teniendo en cuenta esto, se utilizará un instrumento *shift-share* típico de la literatura cuando se intente llegar a un análisis causal. Siguiendo a [Moriconi *et al.* \(2022\)](#) se utilizó una versión ajustada del instrumento Bartik de inmigrantes, relacionado con la distribución exógena de la nacionalidad de los inmigrantes anteriores, que se ajusta a la posibilidad de tener más de un nivel educativo para los inmigrantes. Este instrumento se basa en el hecho empírico de que los inmigrantes se asientan con frecuencia en lugares en los que ya lo ha hecho una oleada anterior de inmigrantes de la misma etnia. Teniendo esto en mente, se construyeron los siguientes

instrumentos:

$$\widehat{L}_{dt}/Pop_{d2004} \quad (3)$$

$$\widehat{H}_{dt}/Pop_{d2004} \quad (4)$$

Que son los porcentajes del número predicho de inmigrantes de baja calificación y de inmigrantes altamente calificados en relación con la población adulta de cada nacionalidad y municipio en 2004, los cuales serán utilizados para la estimación mediante MC2E de la ecuación (2). Los pasos necesarios para crear el instrumento fueron los siguientes:

1. En primer lugar se definieron los *shares* de inmigrantes de 2004 para los municipios chilenos, dados por:

$$sh_{c,d,04} = \frac{M_{c,d,04}}{\sum_d M_{c,d,04}} \quad (5)$$

Donde $sh_{c,d,04}$ es el número de individuos de nacionalidad c de la comuna d en 2004 como porcentaje de la población total de nacionalidad c en 2004 en Chile. c se definió como las 61 nacionalidades de inmigrantes que llegaron a Chile en el período 2002-2021.

2. En base a la ecuación (5) se puede encontrar la predicción de inmigrantes altamente calificados y de baja calificación por municipio, las cuales se obtuvieron multiplicando el número total de inmigrantes altamente calificados o de baja calificación en Chile de nacionalidad c en t por el *share* de cada nacionalidad del año 2004:

$$\widehat{H}_{dt} = \sum_c sh_{c,d,04} H_{ct} \quad (6)$$

$$\widehat{L}_{dt} = \sum_c sh_{c,d,04} L_{ct} \quad (7)$$

3. Una vez obtenidos los inmigrantes predichos de cada una de las comunas se los dividió por el número de habitantes de cada una de las comunas en 2004 (se hace de esta forma para evitar algún tipo de endogeneidad relacionada con el crecimiento poblacional). De

esta forma se llega a las ecuaciones (3) y (4), terminando así con la construcción de los instrumentos.

6. Resultados Principales

Los principales resultados de las estimaciones con MCO se muestran en la Tabla 2. La columna (1) muestra que el número agregado de inmigrantes tiene efectos estadísticamente significativos sobre la proporción de votos a los partidos de derecha, pero cuantitativamente bajos (incluso siendo estos efectos no significativos en las estimaciones de variables instrumentales de la Tabla 3). Sin embargo, en la columna (2) se observa que la inmigración de baja calificación tiene un efecto positivo, significativo y fuerte sobre el número de votos a los partidos de derecha. En particular, un aumento en el número inmigrantes de baja calificación con respecto a la población total de 1 punto porcentual se traduce en un aumento de 0,345 puntos porcentuales en la proporción de votos a la derecha. Por otro lado, los inmigrantes altamente calificados tienen un efecto negativo en el número de votos a los partidos de derecha, observándose que un aumento en el número de inmigrantes altamente calificados con respecto a la población total de 1 punto porcentual se traduce en una disminución de 0,548 puntos porcentuales en la proporción de votos a la derecha. Estos efectos son robustos a cualquier especificación como se demostrará en las siguientes pruebas de robustez. La razón de encontrar efectos mayores en términos absolutos al analizar la heterogeneidad, observando estos resultados, puede deberse a que los efectos de los inmigrantes de baja calificación son neutralizados por los de los de alta calificación, que, a pesar de representar una proporción menor del total, tienen un efecto negativo más fuerte.⁶

Las dos últimas filas de la Tabla 2 incluyen el p-valor de dos tipos diferentes de pruebas F adicionales a las típicas pruebas t de cada coeficiente individual. Mediante la primera prueba buscamos entender si ambos coeficientes son simultáneamente iguales a cero, teniendo

⁶El número de municipios con votos registrados difiere entre las elecciones presidenciales y de diputados, lo que se debe a que la base de datos electorales no registró dos elecciones presidenciales de dos municipios chilenos. Por otra parte, las elecciones de senadores presentan menos observaciones ya que los cargos se renuevan cada ocho años, al contrario de lo que ocurre en las elecciones de presidentes y diputados que renuevan sus cargos cada cuatro años.

en cuenta que en presencia de multicolinealidad puede ocurrir que ambos coeficientes se consideren no significativos cuando uno de ellos sí lo es. A través de la segunda prueba buscamos entender si ambos coeficientes, el de los inmigrantes de baja calificación y el de los de alta calificación, son iguales entre sí. En el caso de la columna (2) se observa que ambas pruebas rechazan la hipótesis nula a favor de la alternativa.

En las columnas (3), (4) y (5) de la Tabla 2 se analizan los distintos tipos de elecciones y el efecto de los inmigrantes sobre ellas. La inmigración de baja y alta calificación tiene impactos significativos sobre la proporción de votos a los partidos de derecha en las elecciones presidenciales y de diputados, mientras que no se encuentra ningún efecto en las elecciones a senadores. Las magnitudes encontradas son relativamente similares a las de la columna (2). Por último, la columna (6) incluye las elecciones presidenciales y de diputados conjuntamente, considerando que fueron las únicas en las que se encontró algún tipo de efecto.

Los resultados de las estimaciones con variables instrumentales se muestran en la Tabla 3. Aquí se puede observar que los inmigrantes altamente calificados y los de baja calificación tienen los mismos efectos cualitativos sobre los votos a la derecha que en MCO, pero siendo el efecto en términos absolutos mayor para ambos tipos de inmigrantes. Cuando analizamos la heterogeneidad para los distintos tipos de elecciones se observa que el efecto proviene de las elecciones presidenciales y de diputados, mientras que en el caso de las elecciones a senadores los inmigrantes no tienen ningún tipo de impacto en los votos a la derecha. La columna (6) muestra que un aumento en el número de inmigrantes de baja calificación respecto de la población total de 1 punto porcentual resulta en un aumento de 0,914 puntos porcentuales en la proporción de votos a la derecha, mientras que un aumento en la proporción de inmigrantes altamente calificados de 1 punto porcentual resulta en una disminución de 1,690 puntos porcentuales en la proporción de votos a la derecha. Por último, el estadístico F de Kleibergen-Paap está por encima de la regla de 10 en todos los casos, por lo que es posible pensar que estamos en presencia de un instrumento fuerte⁷.

⁷Últimamente la literatura ha comenzado a utilizar la prueba robusta de [Olea y Pflueger \(2013\)](#) para detectar instrumentos débiles, pero desafortunadamente la misma no se ha desarrollado para dos o más instrumentos.

Tabla 2: Efectos heterogéneos de los migrantes mediante MCO.

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Agrupadas	Agrupadas	Presidencial	Diputados	Senadores	Presidencial y Diputados
Proporción de Inmigrantes	0.086** (0.035)					
Proporción de Inmigrantes Low-Skilled		0.345*** (0.062)	0.409*** (0.090)	0.469*** (0.101)	0.079 (0.138)	0.440*** (0.073)
Proporción de Inmigrantes High-Skilled		-0.548*** (0.102)	-0.550*** (0.118)	-0.833*** (0.192)	-0.242 (0.175)	-0.693*** (0.134)
EF Municipalidad y Año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Tipo de Elección	Sí	Sí	No	No	No	Sí
Ponderación por Población	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Pretrends	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	4364	4364	1727	1729	908	3456
R-cuadrado ajustado	0.728	0.731	0.938	0.753	0.812	0.767
$H_0 : \beta_L = 0, \beta_H = 0$	-	0.000	0.000	0.000	0.254	0.000
$H_0 : \beta_L = \beta_H$	-	0.000	0.000	0.000	0.286	0.000

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Notas: Las regresiones se estimaron utilizando MCO. Las columnas (1) y (2) incluyen las elecciones presidenciales y legislativas, mientras que las columnas (3), (4) y (5) incluyen las elecciones presidenciales, a diputados y a senadores, respectivamente. La columna (6) incluye las elecciones presidenciales y de diputados. La columna (1) incluye la variable de inmigrantes como agregado, mientras que a partir de la columna (2) se incluye la heterogeneidad del nivel educativo de los inmigrantes. Todas las regresiones están ponderadas por la población adulta de cada municipio. Las tendencias preexistentes son: la densidad de población de cada municipio en 2002, la proporción de nativos no calificados respecto a los calificados en 2002, la fracción de población masculina en 2002, la fracción de población menor de 18-36, 36-50 y 50-65 años en 2002, la proporción de individuos que se identifican con pueblos indígenas en 2002, la proporción de individuos que son católicos en 2002, la proporción de la cantidad de delitos de mayor connotación social por habitante en 2005 y la proporción de personas de cada decil de ingreso en cada municipio en 2002. Errores estándar *clusterizados* a nivel provincial.

Tabla 3: Efectos heterogéneos de los inmigrantes mediante IV.

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Agrupadas	Agrupadas	Presidencial	Diputados	Senadores	Presidencial y Diputados
Proporción de Inmigrantes	0.049 (0.054)					
Proporción de Inmigrantes Low-Skilled		0.749*** (0.156)	1.006*** (0.180)	0.823*** (0.251)	0.221 (0.261)	0.914*** (0.174)
Proporción de Inmigrantes High-Skilled		-1.409*** (0.319)	-1.636*** (0.338)	-1.742*** (0.491)	-0.737* (0.434)	-1.690*** (0.362)
EF Municipalidad y Año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Tipo de Elección	Sí	Sí	No	No	No	Sí
Ponderación por Población	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Pretrends	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	4364	4364	1727	1729	908	3456
Estadístico F Kleibergen-Paap	11.085	13.473	14.864	14.838	8.580	15.195
$H_0 : \beta_L = 0, \beta_H = 0$	-	0.000	0.000	0.002	0.054	0.000
$H_0 : \beta_L = \beta_H$	-	0.000	0.000	0.000	0.166	0.000

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Notas: Las regresiones se estimaron utilizando IV. Las columnas (1) y (2) incluyen las elecciones presidenciales y legislativas, mientras que las columnas (3), (4) y (5) incluyen las elecciones presidenciales, a diputados y a senadores, respectivamente. La columna (6) incluye las elecciones presidenciales y de diputados. La columna (1) incluye la variable de inmigrantes como agregado, mientras que a partir de la columna (2) se incluye la heterogeneidad del nivel educativo de los inmigrantes. Todas las regresiones están ponderadas por la población adulta de cada municipio. Las tendencias preexistentes son: la densidad de población de cada municipio en 2002, la proporción de nativos no calificados respecto a los calificados en 2002, la fracción de población masculina en 2002, la fracción de población menor de 18-36, 36-50 y 50-65 años en 2002, la proporción de individuos que se identifican con pueblos indígenas en 2002, la proporción de individuos que son católicos en 2002, la proporción de la cantidad de delitos de mayor connotación social por habitante en 2005 y la proporción de personas de cada decil de ingreso en cada municipio en 2002. Errores estándar *clusterizados* a nivel provincial.

7. Ejercicios de robustez.

7.1. Principales ejercicios de robustez

En esta sección se realizan una serie de pruebas de robustez para evaluar la validez de nuestros resultados, tanto para las estimaciones con MCO como con IV. Para cada especificación se van a incluir los controles mencionados anteriormente y también los efectos fijos, ponderando por el tamaño de la población adulta local (salvo que se indique lo contrario). Todas estas pruebas de robustez, a menos que se indique lo contrario, son cuantitativa y cualitativamente robustas a las estimaciones de referencia de las Tablas 2 y 3. También hay que señalar que las elecciones a senadores se excluirán de las pruebas de robustez, ya que no se encontró ningún efecto en las mismas.

En la Tabla 4 (para MCO) y la Tabla 5 (para IV), las primeras columnas son las mismas regresiones que aquellas de la Sección 6 pero que incluyen un cambio en la forma de medir las variables independientes, teniendo en cuenta la proporción de inmigrantes que declaran estar poco calificados con respecto a los que declaran ser altamente calificados y extrapolándolo después al número total de inmigrantes del municipio. Esta es una forma de medir el número de inmigrantes por su nivel de calificación sin tener que dejar fuera de las estimaciones a los que no declaran su nivel educativo, pero tiene el inconveniente de que puede generar grandes sesgos si un grupo educativo tiende a declarar su nivel más que el otro. Las segundas columnas incluyen una *clusterización* a otro nivel, siendo este a nivel municipal. Las terceras columnas incluyen un cambio en la variable de resultado, transformándola en una variable logarítmica. Las cuartas columnas incluyen una serie de controles demográficos de la CASEN para cada año de nuestras elecciones, que no fueron incluidos en la regresión principal porque esta muestra no es representativa a nivel comunal en todos los años. Las quintas columnas excluyen la región Metropolitana, que es la región que tiene las comunas de mayor densidad, como Santiago, y también las más ricas, para analizar si los efectos provienen principalmente de esa región o si se pueden generalizar a una parte mayor del país. Las sextas y séptimas columnas incluyen otra forma de medir nuestra variable independiente, utilizando sólo las

residencias temporales (visas de trabajo) o las residencias permanentes (*working permits*, por sus siglas en inglés) respectivamente. Finalmente las octavas columnas no utilizan la ponderación para la población adulta.

La Tabla 6 incluye especificaciones como las del modelo de referencia (TWFE o MC2E) pero con una estructura de primeras diferencias. La segunda columna y la tercera columna incluyen sólo dos años, las elecciones de 2021 y las elecciones de 2005 o las elecciones de 2021 y las de 2009, mostrando que nuestras estimaciones son robustas a las especificaciones que sólo tienen en cuenta las comparaciones punta contra punta. La cuarta columna incluye la prueba de robustez para las estimaciones de variables instrumentales utilizando un modelo de primeras diferencias.

Dado que alrededor del 30% de los inmigrantes adultos no tienen un nivel educativo asignado, se realizaron dos estimaciones adicionales, incluidas en las Tablas 10 y 11 del Apéndice, en las que se replicaron los resultados de las Tablas 2 y 3 pero asignando a los individuos sin nivel educativo al grupo de baja calificación o alta calificación en su totalidad. Los resultados son robustos y relativamente similares a los obtenidos anteriormente.

Finalmente, en las Tablas 12 y 13 encontramos otros tests de robustez, en los cual se caracteriza a los inmigrantes *low-skilled* como aquellos que tienen un nivel educativo de secundaria incompleta o inferior, mientras que se determina como *high-skilled* a aquellos individuos con secundaria completa o más, es decir alteramos el margen de definición de un nivel educativo u otro. La principal diferencia con respecto a las estimaciones principales se observa en las elecciones de diputados, donde en estas no se encuentran efectos de los inmigrantes de ningún tipo en el caso de las estimaciones mediante IV. Al mismo tiempo, los efectos en valor absoluto son más grandes para los inmigrantes de baja calificación, pero ello podría deberse a que los efectos se intensifican al observar a los inmigrantes de la calificación más baja.

Tabla 4: Pruebas de robustez mediante MCO.

Variables	(1) Sin Proporciones	(2) Cluster Comuna	(3) Ln ShareDerecha	(4) Controles CASEN	(5) Sin Metropolitana	(6) Solo Visas	(7) Solo WP	(8) Sin Ponderar
Proporción de Inmigrantes Low-Skilled	0.308*** (0.070)	0.397*** (0.067)	0.849*** (0.180)	0.467*** (0.081)	0.503*** (0.071)	0.498*** (0.091)	2.341*** (0.397)	0.314*** (0.087)
Proporción de Inmigrantes High-Skilled	-0.447*** (0.109)	-0.582*** (0.154)	-1.251*** (0.296)	-0.741*** (0.138)	-1.128** (0.137)	-0.933*** (0.182)	-1.904*** (0.475)	-0.615** (0.241)
EF Municipalidad	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Tipo de Elección	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Ponderación por Población	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	No
Controles CASEN	No	No	No	Sí	No	No	No	No
Pretrends	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	3448	3456	3456	3280	2936	3456	3456	3456
R-cuadrado ajustado	0.774	0.774	0.722	0.770	0.702	0.767	0.766	0.686
$H_0 : \beta_L = 0, \beta_H = 0$	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.003
$H_0 : \beta_L = \beta_H$	0.000	0.000	0.000	0.000	0.010	0.000	0.000	0.003

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Notas: Las regresiones se estimaron mediante MCO. La definición de cada prueba de robustez y variable se encuentra en la Sección 7.1. Todas las regresiones están ponderadas por la población adulta de cada municipio. Las tendencias preexistentes son las mismas que en la Tabla 2. Errores estándar *clusterizados* a nivel provincial (excepto para la columna (3)). Se excluyeron del análisis las elecciones a senadores.

Tabla 5: Pruebas de robustez mediante IV.

Variables	(1) Sin Proporciones	(2) Cluster Comuna	(3) Ln ShareDerecha	(4) Controles CASEN	(5) Sin Metropolitana	(6) Solo Visas	(7) Solo WP	(8) Sin Ponderar
Proporción de Inmigrantes Low-Skilled	0.723*** (0.146)	0.914*** (0.224)	1.795*** (0.423)	1.028*** (0.185)	0.809*** (0.275)	1.160*** (0.225)	4.470*** (1.040)	0.736*** (0.259)
Proporción de Inmigrantes High-Skilled	-1.267*** (0.274)	-1.690*** (0.506)	-3.509*** (0.819)	-1.876*** (0.379)	-3.553** (1.622)	-2.563*** (0.558)	-5.879*** (1.232)	-1.965** (0.768)
EF Municipalidad	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Tipo de Elección	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Ponderación por Población	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	No
Controles CASEN	No	No	No	Sí	No	No	No	No
Pretrends	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	3448	3456	3456	3280	2936	3456	3456	3456
Estadístico F Kleibergen-Paap	16.922	10.333	15.195	12.810	4.814	16.978	16.208	2.501
$H_0 : \beta_L = 0, \beta_H = 0$	0.000	0.000	0.000	0.000	0.018	0.000	0.000	0.009
$H_0 : \beta_L = \beta_H$	0.000	0.000	0.000	0.000	0.022	0.000	0.000	0.004

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Notas: Las regresiones se estimaron mediante IV. La definición de cada prueba de robustez y variable se encuentra en la Sección 7.1. Todas las regresiones están ponderadas por la población adulta de cada municipio. Las tendencias preexistentes son las mismas que en la Tabla 2. Errores estándar *clusterizados* a nivel provincial (excepto para la columna (3)). Se excluyeron del análisis las elecciones a senadores.

Tabla 6: Pruebas de robustez utilizando modelos de primeras diferencias.

Variables	(1) Primeras Diferencias	(2) 2005-2021	(3) 2009-2021	(4) Diferencias con IV
Diferencia Proporción Low-Skilled	0.262*** (0.079)	0.487*** (0.088)	0.495*** (0.104)	3.869*** (0.509)
Diferencia Proporción High-Skilled	-0.462*** (0.146)	-0.761*** (0.182)	-0.588*** (0.212)	-5.598*** (1.499)
EF Municipalidad	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Año	Sí	Sí	Sí	Sí
Ponderación por Población	Sí	Sí	Sí	Sí
Pretrends	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	2764	692	690	2764
R-cuadrado Ajustado	0.521	0.392	0.375	-
Estadístico F Kleibergen-Paap	-	-	-	7.470
$H_0 : \beta_L = 0, \beta_H = 0$	0.000	0.000	0.000	0.000
$H_0 : \beta_L = \beta_H$	0.000	0.000	0.000	0.000

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Notas: Las regresiones se estimaron utilizando MCO, excepto en la última columna, en la que se utilizó IV. La definición de cada prueba de robustez y variable se encuentra en la Sección 7.1. Todas las regresiones están ponderadas por el (cambio en el número de) población adulta de cada municipio. Las tendencias preexistentes son las mismas que en la Tabla 2. Errores estándar *clusterizados* a nivel provincial. Se excluyeron del análisis las elecciones a senadores.

7.2. Problemas de identificación relacionados con los instrumentos Bartik.

Si bien la variable instrumental utilizada en el análisis podría considerarse una solución a nuestros problemas de endogeneidad, se debe mostrar evidencia a favor del cumplimiento de la restricción de exclusión. Los instrumentos *shift-share* se componen de dos elementos, los *shifts*, que determinan en nuestro caso la cantidad de inmigrantes que llegan cada año a Chile, y los *shares*, que distribuyen a esos inmigrantes entre los distintos municipios. La literatura actual ha mostrado dos formas de abordar el problema de identificación de los instrumentos *shift-share*, considerando la división previa del instrumento que se acaba de realizar. Por un lado, como se menciona en [Borusyak et al. \(2022\)](#), la exogeneidad podría venir de los *shocks*, lo que sería suficiente para la identificación siempre y cuando estos sean “aleatorios”. Por otro lado, siendo éste el énfasis de esta tesis, la exogeneidad podría provenir de los *shares*, como se menciona en [Goldsmith-Pinkham et al. \(2020\)](#), por lo que deberíamos ser capaces de mostrar pruebas de que los *shares* de inmigrantes de 2004 no son capaces de predecir los resultados de la votación. De hecho, en nuestro contexto, esto implica que debe comprobarse la existencia de tendencias paralelas.

Para comprobar la existencia de tendencias paralelas se obtuvieron los ponderadores de Rotemberg, que informan de los países que se han utilizado principalmente para la construcción de nuestro instrumento y, por lo tanto, de cuáles de ellos merece la pena utilizar en nuestros análisis de tendencias previas. Teniendo en cuenta que en nuestro caso concreto tenemos dos instrumentos, uno para los inmigrantes de baja calificación y otro para los de alta calificación, se calcularon los ponderadores de Rotemberg para ambos. Una vez hecho esto, encontramos resultados similares a los de [Ajzenman et al. \(2022\)](#). Los resultados se exponen en la Tabla 8 del Apéndice. Siguiendo a [Goldsmith-Pinkham et al. \(2020\)](#) se reportaron los cinco países de mayor importancia del instrumento, que son Perú, Bolivia, Argentina, Ecuador y España, por lo que se testeó la existencia de tendencias paralelas previas centrándose en estos países de acuerdo a su peso en la construcción de los instrumentos. Un dato a destacar es que, a comparación con el trabajo de [Mayda et al. \(2022\)](#), los instrumentos son explicados

por los mismos países en los instrumentos de baja calificación y alta calificación, aunque el Rotemberg Weight de la participación de Bolivia es mucho menor en la construcción del instrumento de alta calificación.

Las Figuras 5 a la 10 presentan los resultados de las pruebas de tendencias previas utilizando las elecciones parlamentarias de 1989-2009 y las elecciones presidenciales de 1989-2009, siendo el año 1989 la variable omitida. En general no se encuentra ningún signo de tendencias previas en nuestros resultados, apoyándose así la estrategia de identificación.

Finalmente, no podemos dejar de mencionar que, a pesar de que Jaeger *et al.* (2018) señala que en el caso de los instrumentos Bartik puede haber problemas de identificación entre los efectos de corto y largo plazo si es que los flujos de inmigrantes son relativamente estables en el tiempo, esto no ocurre en el caso de Chile, debido a que el *shock* de inmigrantes fue repentino y de gran magnitud, en un caso similar al colombiano como explican Rozo y Vargas (2021). También hay que tener en cuenta que Adão *et al.* (2019) explican que la inferencia en el *shift-share* podría estar sesgada si es que existe una correlación de los residuos entre regiones, pero aún no se ha desarrollado un método para dar cuenta de este potencial problema de inferencia para el caso de dos variables instrumentales de tipo *shift-share*, aunque este se resuelve en forma parcial *clusterizando* los errores a nivel provincial en lugar de a nivel municipal.

8. Mecanismos

Los efectos de los inmigrantes en los votos de los partidos de derecha pueden llegar a través de diferentes canales. Para abordar este problema, se investigan algunos efectos heterogéneos analizando la interacción entre diferentes tipos de variables y nuestras proporciones de inmigrantes poco calificados y altamente calificados. También se estandarizan las características de cada municipio, que se interactúan con la proporción de inmigrantes poco calificados y altamente calificados, para variar entre 0 y 1, de modo que el efecto heterogéneo pueda interpretarse fácilmente en aquellos municipios donde la característica analizada es más

importante⁸.

Se consideraron tres canales potenciales que podrían estar impulsando los resultados, los cuales se encuentran en la Tabla 7. El primer canal analizado está relacionado con el mercado laboral. Se espera encontrar, si hay algún tipo de efecto, que al menos el efecto de los inmigrantes poco calificados se potencie en aquellas comunas con mayor desempleo, teniendo en cuenta que los nativos suelen culpar en general a los inmigrantes del aumento de la tasa de desempleo. Se interactuó la proporción de inmigrantes de baja y alta calificación con la tasa de desempleo de cada municipio en 2002 de acuerdo con los datos del censo (evitando, al utilizar datos previos a las elecciones, de incurrir en alguna endogeneidad), pero, sin embargo, no se encontró ningún canal significativo proveniente del mercado laboral, considerando que las interacciones no son significativas a los niveles de significancia usuales. Algo similar a lo realizado por [Mayda et al. \(2022\)](#), ligado también al mercado laboral, se hizo interactuando los *shares* de inmigrantes de los dos niveles educativos con el ratio de nativos no calificados con respecto a los calificados del 2002, obtenido también a partir del censo, pero tampoco se encontró un posible canal en esta dirección.

El segundo canal analizado se relaciona con [Ajzenman et al. \(2022\)](#) y la creencia de que la llegada de inmigrantes podría incrementar el número de delitos en los municipios. Para analizar esto, se interactuó la cantidad de delitos de mayor connotación social por habitante del año 2005 (solo de dicho año, en forma de evitar problemas de endogeneidad) con las variables de interés. Observando las interacciones podemos ver que se encontró un efecto positivo y significativo para los inmigrantes poco calificados, mientras que al mismo tiempo se encontró un efecto significativo y negativo para los inmigrantes altamente calificados. Una posible interpretación podría ser que los nativos no solo responsabilicen a los inmigrantes de los delitos en sus ciudades, sino que, al mismo tiempo, consideren que los inmigrantes con menos educación sean los que terminan aumentando la delincuencia. Sin embargo, esto no significa que las tasas de criminalidad se incrementen efectivamente por el número de inmigrantes, sino que las creencias y decisiones de los votantes podrían verse afectadas por

⁸Estas estimaciones se calculan usando MCO, considerando que nuestro instrumento tiene un estadístico F de primera etapa bajo cuando se incluyen las interacciones entre las características y las proporciones de inmigrantes, siendo que se tienen cuatro instrumentos con alta multicolinealidad.

el número de llegadas de inmigrantes a Chile, como se encuentra en [Ajzenman *et al.* \(2022\)](#).

El tercer canal analizado es el grado de desarrollo de los municipios, medido de múltiples formas, utilizando la proporción de individuos del quinto quintil en 2002 de cada municipio (datos del censo) y una estimación del Índice de Desarrollo Humano de cada municipio en 2003 realizado por [PNUD-MIDEPLAN \(2006\)](#). El efecto es significativo para la interacción entre los inmigrantes de baja calificación y el IDH de 2003, pero no así para la interacción entre los inmigrantes de cualquier nivel educativo y la proporción de individuos del quinto quintil en 2002, por lo que los resultados en este caso no son robustos y deberían ser tomados con cautela. Una factible explicación, si es que este efecto existe, es que las personas de mayores ingresos sienten menos empatía por aquellas personas con menor educación al considerarlas menos cercanas, teniendo en cuenta que el nivel educativo puede terminar siendo un buen proxy del nivel de ingresos de las personas. Simultáneamente este canal podría vincularse con el anterior, ya que los individuos de altos ingresos pueden ser más “paranoicos” en su percepción de la inseguridad y pueden llegar a pensar que el arribo de inmigrantes acabará aumentando la delincuencia.

Tabla 7: Mercado Laboral, Crimen y Canales Económicos.

Canales	Outcome: Share de Votos a la Derecha				
	(1) Desempleo	(2) Ratio Unskilled	(3) Delitos	(4) IDH	(5) Quintil 5
Tipo de Elección	Agrupadas	Agrupadas	Agrupadas	Agrupadas	Agrupadas
Proporción Inmigrantes Low-Skilled	0.638** (0.254)	0.477 (0.304)	0.202* (0.109)	-0.037 (0.148)	0.354*** (0.115)
Proporción Inmigrantes High-Skilled	-0.732 (0.471)	-0.822*** (0.203)	-0.302 (0.359)	-1.156*** (0.341)	-0.811*** (0.273)
Proporción Inm Low-Skilled x Desempleo 2002	-0.596 (0.778)				
Proporción Inm High-Skilled x Desempleo 2002	0.071 (1.681)				
Proporción Inm Low-Skilled x Ratio Unskilled 2002		-0.068 (0.372)			
Proporción Inm High-Skilled x Ratio Unskilled 2002		0.241 (0.529)			
Proporción Inm Low-Skilled x Delitos Per Cápita 2005			0.477** (0.206)		
Proporción Inm High-Skilled x Delitos Per Cápita 2005			-0.702* (0.358)		
Proporción Inm Low-Skilled x IDH 2003				1.042*** (0.263)	
Proporción Inm High-Skilled x IDH 2003				0.363 (0.382)	
Proporción Inm Low-Skilled x Quintil 5 2002					0.368 (0.318)
Proporción Inm High-Skilled x Quintil 5 2002					0.082 (0.292)
EF Comuna	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Tipo de Elección	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Ponderación por Población	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Pretrends	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	3456	3456	3456	3428	3456
R-cuadrado ajustado	0.767	0.767	0.768	0.769	0.767

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Notas: Las regresiones se estimaron utilizando MCO. El *outcome* es el mismo que en las regresiones de la Tabla 2 (el *share* de votos a la derecha). Las columnas (1) y (2) testean el canal del mercado laboral utilizando una interacción de las variables independientes con el desempleo de cada municipio y la proporción de nativos no calificados con respecto a los calificados de cada municipio. La columna (3) testea el canal de la delincuencia utilizando una interacción de las variables independientes con la cantidad de delitos de mayor connotación social por habitante. Las columnas (4) y (5) prueban el canal económico utilizando una interacción de las variables independientes con la proporción de individuos del quinto quintil de cada municipio y una estimación del Índice de Desarrollo Humano para cada municipio realizada por [PNUD-MIDEPLAN \(2006\)](#). Todas las regresiones están ponderadas por la población adulta de cada municipio. Las tendencias preexistentes son las mismas que en la Tabla 2. Errores estándar *clusterizados* a nivel provincial. Se excluyeron del análisis las elecciones a senadores.

9. Conclusión

En esta tesis se analizó la heterogeneidad del impacto de los distintos tipos de inmigrantes en la proporción de votos a la derecha. Utilizando principalmente datos del SERVEL de Chile y del Servicio Nacional de Inmigración de Chile se encontró evidencia de que, mientras el agregado de inmigrantes no parece tener un fuerte impacto en las preferencias de los habitantes, la inmigración de baja calificación aumenta significativamente los votos a la derecha mientras que los inmigrantes altamente calificados tienden a reducir estos votos, siendo el efecto en términos absolutos mayor para los inmigrantes de alta calificación que para los de baja calificación. Particularmente, este efecto se evidencia en las elecciones presidenciales y de diputados, pero no así en las de senadores. Adicionalmente se encontró que el principal canal a través del cual suele operar este efecto se encuentra en las percepciones de delitos que presentan los habitantes de las comunas, los cuales tienden a culpar a los recién llegados de baja calificación por el incremento en el crimen de sus ciudades.

Finalmente, cabe mencionar que, si bien fue posible analizar el efecto de la inmigración sobre los votos a la derecha y su heterogeneidad, los partidos de extrema derecha, que generalmente son los más vinculados a un sentimiento anti-inmigración, como el partido de Kast, no fueron posibles de analizar de manera independiente de otras coaliciones chilenas de no extrema derecha, como la coalición de la Alianza, dado que este tipo de partidos populistas sólo se presentaron a las elecciones de 2017 y 2021 (por lo que no tendríamos un período pre-tratamiento). Si fuera posible analizar sólo el efecto en la proporción de votos a los partidos populistas podría pensarse, sin embargo, que los resultados encontrados en esta tesis podrían ser aún mayores en términos absolutos dado el mayor sentimiento anti-inmigratorio de estos últimos.

Referencias

- Adão, R., Kolesár, M., y Morales, E. (2019). Shift-Share Designs: Theory and Inference. *The Quarterly Journal of Economics*, 134(4):1949–2010.
- Ajzenman, N., Dominguez, P., y Undurraga, R. (2022). Immigration, Crime, and Crime (Mis)Perceptions. *Available at SSRN 4258034*.
- Autor, D. H. y Dorn, D. (2013). The Growth of Low-Skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market. *American Economic Review*, 103(5):1553–97.
- Barone, G., D’Ignazio, A., De Blasio, G., y Naticchioni, P. (2016). Mr. Rossi, Mr. Hu and politics. The role of immigration in shaping natives’ voting behavior. *Journal of Public Economics*, 136:1–13.
- Becker, S. O. y Fetzer, T. (2017). Does Migration Cause Extreme Voting?
- Berli, A., Ruffner, J., Siegenthaler, M., y Peri, G. (2021). The abolition of immigration restrictions and the performance of firms and workers: Evidence from Switzerland. *American Economic Review*, 111(3):976–1012.
- Borusyak, K., Hull, P., y Jaravel, X. (2022). Quasi-experimental shift-share research designs. *The Review of Economic Studies*, 89(1):181–213.
- Bredtmann, J. (2022). Immigration and electoral outcomes: Evidence from the 2015 refugee inflow to Germany. *Regional Science and Urban Economics*, 96:103807.
- de Chaisemartin, C. y D’Haultfoeuille, X. (2022). Two-way Fixed Effects and Differences-in-Differences Estimators with Several Treatments.
- Edo, A., Giesing, Y., Öztunc, J., y Poutvaara, P. (2019). Immigration and Electoral Support for the Far-Left and the Far-Right. *European Economic Review*, 115:99–143.

- Facchini, G. y Mayda, A. M. (2009). Does the welfare state affect individual attitudes toward immigrants? Evidence across countries. *The Review of Economics and Statistics*, 91(2):295–314.
- Gamalerio, M., Luca, M., Romarri, A., y Viskanic, M. (2022). Refugee reception, extreme-right voting, and compositional amenities: Evidence from Italian municipalities. *Available at SSRN 3277550*.
- Goldsmith-Pinkham, P., Sorkin, I., y Swift, H. (2020). Bartik instruments: What, when, why, and how. *American Economic Review*, 110(8):2586–2624.
- González Ferrer, L. E. y Queirolo Velasco, R. (2013). Izquierda y derecha: formas de definir las, el caso latinoamericano y sus implicaciones. *América Latina hoy: Revista de ciencias sociales*, (65):79–105.
- Halla, M., Wagner, A. F., y Zweimüller, J. (2017). Immigration and Voting for the Far Right. *Journal of the European Economic Association*, 15(6):1341–1385.
- Jaeger, D. A., Ruist, J., y Stuhler, J. (2018). Shift-share instruments and dynamic adjustments: The case of immigration. En *NBER Working Paper No. 24285*.
- Kerr, W. R. (2013). US high-skilled immigration, innovation, and entrepreneurship: Empirical approaches and evidence. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Luna, J. P. y Zechmeister, E. J. (2005). Political representation in Latin America: a study of elite-mass congruence in nine countries. *Comparative political studies*, 38(4):388–416.
- Martinez-Correa, J., Peñaloza-Pacheco, L., y Gasparini, L. (2022). Latin American Brotherhood? Immigration and Preferences for Redistribution. *The Journal of Development Studies*, 58(2):234–258.
- Mayda, A. M. (2006). Who is against immigration? A cross-country investigation of individual attitudes toward immigrants. *The Review of Economics and Statistics*, 88(3):510–530.

- Mayda, A. M., Peri, G., y Steingress, W. (2022). The Political Impact of Immigration: Evidence from the United States. *American Economic Journal: Applied Economics*, 14(1):358–89.
- Moriconi, S., Peri, G., y Turati, R. (2022). Skill of the immigrants and vote of the natives: Immigration and nationalism in European elections 2007–2016. *European Economic Review*, 141:103986.
- Olea, J. L. M. y Pflueger, C. (2013). A robust test for weak instruments. *Journal of Business & Economic Statistics*, 31(3):358–369.
- Oliveira, W. F. d. (2022). *Essays on Migration and Political Economy*. Tesis doctoral.
- Peri, G. (2012). The effect of immigration on productivity: Evidence from US states. *Review of Economics and Statistics*, 94(1):348–358.
- PNUD-MIDEPLAN (2006). *Las trayectorias del desarrollo humano en las comunas de Chile (1994-2003)*. Temas de desarrollo humano sustentable. PNUD Chile.
- Rozo, S. V., Quintana, A., y Urbina Florez, M. J. (2023). The Electoral Consequences of Easing the Integration of Forced Migrants. *World Bank Policy Research Working Paper*.
- Rozo, S. V. y Vargas, J. F. (2021). Brothers or invaders? How crisis-driven migrants shape voting behavior. *Journal of Development Economics*, 150:102636.
- Sulmont Haak, D. (2015). Voto ideológico y sistema de partidos en América Latina: el peso de la dimensión izquierda-derecha en el comportamiento electoral en Brasil, Chile, México y Perú.

10. Apéndice

Figura 4: Recopilación de noticias de 2016, 2017 y 2021.



NACIONAL **Crisis migratoria**

Kast por crisis migratoria: "Hay que cerrar las fronteras para que la gente solo entre por pasos habilitados"

En conversación con Mesa Central, el candidato presidencial del Partido Republicano se refirió a la crisis migratoria y se refirió a algunas de sus propuestas al respecto. "Uno tiene que poner una barrera física, no un muro, una zanja".

La Tercera **3 OCT 2021 00:20 PM** Tiempo de lectura: 3 minutos

HISTÓRICO **Notas**

Piñera: "Muchas de las bandas de delincuentes en Chile son de extranjeros"

Ex presidente se sumó ayer a la ofensiva de su conglomerado. Ossandón, el otro presidenciable, también apoyó la propuesta. "Hay que tener una política dura con los delincuentes que están llegando. Hay que expulsarlos", señaló el senador ex RN.

Camilo Carreño **29 NOV 2016 01:35 AM** Tiempo de lectura: 4 minutos

El nuevo trato que Bachelet propone a los inmigrantes

En los próximos días, La Moneda ingresará al Parlamento un proyecto de ley de migraciones que crea un Registro Nacional de Extranjeros -de carácter reservado- y define un catálogo de sus derechos y deberes en salud, educación y trabajo. La normativa flexibiliza el ingreso y permanencia de los migrantes en el país y -en uno de los puntos que generará más polémica- establece que la comisión de un delito no obligará a una expulsión inmediata.

Leslie Ayala e Ignacio Dazén **22 ENE 2017 01:48 AM** Tiempo de lectura: 10 minutos

ELECCIONES EN CHILE >

Piñera y Guillier enfrentan su postura sobre inmigración en el último debate en Chile

El candidato conservador llama a "establecer regulaciones" si la llegada de migrantes "pusiera en riesgo el desarrollo del país"

ROCÍO MONTES
Santiago de Chile - 11 OCT 2017 - 10:27 UTC



Notas: Elaboración propia construida a partir de medidas o declaraciones de políticos sobre inmigrantes.

Tabla 8: Descripción de los Rotemberg Weights.

Predicción de inmigrantes de baja calificación		Predicción de inmigrantes de alta calificación	
País	Rotemberg weight	País	Rotemberg weight
Perú	0.5054	Perú	0.6480
Bolivia	0.3550	Argentina	0.0722
Ecuador	0.0299	Bolivia	0.0600
Argentina	0.0277	Ecuador	0.0346
España	0.0155	España	0.0275

Notas: Ponderadores de Rotemberg contruidos según [Goldsmith-Pinkham *et al.* \(2020\)](#). El panel izquierdo muestra los cinco países con la ponderación más alta para la construcción del instrumento de inmigrantes de baja calificación, mientras que el panel derecho presenta los cinco países con la ponderación más alta para la construcción del instrumento de inmigrantes altamente calificados.

Tabla 9: Primera etapa de las principales estimaciones IV.

Primera Etapa	(1) Agrupadas	(2) Agrupadas	(3) Presidencial	(4) Diputados	(5) Senadores	(5) Presidencial y Diputados
	<u>Proporción de inmigrantes</u>					
Proporción predicha de inmigrantes	1.191*** (0.358)					
		<u>Proporción de inmigrantes low-skilled</u>				
Proporción predicha de inmigrantes low-skilled		0.700*** (0.164)	0.698*** (0.165)	0.698*** (0.165)	0.731*** (0.180)	0.698*** (0.163)
Proporción predicha de inmigrantes high-skilled		-1.233** (0.509)	-1.218** (0.514)	-1.218** (0.513)	-1.288** (0.560)	-1.218** (0.508)
		<u>Proporción de inmigrantes high-skilled</u>				
Proporción predicha de inmigrantes low-skilled		0.106 (0.066)	0.094 (0.067)	0.094 (0.067)	0.158** (0.068)	0.094 (0.066)
Proporción predicha de inmigrantes high-skilled		0.393** (0.162)	0.429** (0.161)	0.429** (0.161)	0.272 (0.188)	0.429*** (0.159)
Observaciones	4364	4364	1727	1729	908	3456

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Notas: Estimaciones de la primera etapa correspondientes a la Tabla 3. Efectos fijos para el municipio, el año y el tipo de elección incluidos. Se incluyen las mismas tendencias previas que en la Tabla 3. Todas las regresiones están ponderadas por el número de adultos. Los errores estándar se *clusterizan* a nivel provincial.

Tabla 10: Pruebas de robustez de la asignación de inmigrantes no clasificados - MCO.

Variables	No Clasificados a Low-Skilled					No Clasificados a High-Skilled				
	(1) Agrupadas	(2) Presidencial	(3) Diputados	(4) Senadores	(5) Presidencial y Diputados	(1) Agrupadas	(2) Presidencial	(3) Diputados	(4) Senadores	(5) Presidencial y Diputados
Proporción de Inmigrantes Low-Skilled	0.260*** (0.052)	0.301*** (0.078)	0.349*** (0.082)	0.081 (0.097)	0.325*** (0.066)	0.425*** (0.086)	0.517*** (0.100)	0.605*** (0.144)	0.042 (0.182)	0.561*** (0.087)
Proporción de Inmigrantes High-Skilled	-0.578*** (0.112)	-0.569*** (0.128)	-0.863*** (0.208)	-0.295 (0.179)	-0.717*** (0.148)	-0.388*** (0.096)	-0.439*** (0.104)	-0.616*** (0.161)	-0.057 (0.156)	-0.529*** (0.110)
EF Municipalidad	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Tipo de Elección	Sí	No	No	No	Sí	Sí	No	No	No	No
Ponderación por Población	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Pretrends	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	4364	1727	1729	908	3456	4364	1727	1729	908	3456
R-cuadrado ajustado	0.731	0.937	0.752	0.812	0.767	0.731	0.939	0.753	0.811	0.768
$H_0 : \beta_L = 0, \beta_H = 0$	0.000	0.000	0.000	0.186	0.000	0.000	0.000	0.000	0.898	0.000
$H_0 : \beta_L = \beta_H$	0.000	0.000	0.000	0.160	0.000	0.000	0.000	0.000	0.767	0.000

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Notas: Las regresiones se estimaron utilizando MCO. Las regresiones son réplicas de la Tabla 2, pero cambiando la composición de inmigrantes de baja calificación e inmigrantes altamente calificados. Todas las regresiones están ponderadas por la población adulta de cada municipio. Las tendencias preexistentes son las mismas que en la Tabla 2. Errores estándar *clusterizados* a nivel provincial.

Tabla 11: Pruebas de robustez de la asignación de inmigrantes no clasificados - IV.

Variables	No Clasificados a Low-Skilled					No Clasificados a High-Skilled				
	(1) Agrupadas	(2) Presidencial	(3) Diputados	(4) Senadores	(5) Presidencial y Diputados	(1) Agrupadas	(2) Presidencial	(3) Diputados	(4) Senadores	(5) Presidencial y Diputados
Proporción de Inmigrantes Low-Skilled	0.637*** (0.141)	0.822*** (0.173)	0.706*** (0.212)	0.253 (0.216)	0.764*** (0.161)	0.812*** (0.205)	1.303*** (0.163)	0.873** (0.366)	-0.191 (0.318)	1.087*** (0.215)
Proporción de Inmigrantes High-Skilled	-1.713*** (0.417)	-1.968*** (0.434)	-2.091*** (0.617)	-0.962* (0.543)	-2.030*** (0.472)	-0.852*** (0.210)	-1.226*** (0.200)	-1.021*** (0.330)	-0.008 (0.307)	-1.124*** (0.218)
EF Municipalidad	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Tipo de Elección	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Ponderación por Población	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Pretrends	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Estadístico F Kleibergen-Paap	12.901	14.393	14.362	7.994	14.710	8.340	9.115	9.109	5.281	9.324
Observaciones	4364	1727	1729	908	3456	4364	1727	1729	908	3456
$H_0 : \beta_L = 0, \beta_H = 0$	0.000	0.000	0.004	0.055	0.000	0.001	0.000	0.010	0.181	0.000
$H_0 : \beta_L = \beta_H$	0.000	0.000	0.001	0.112	0.000	0.000	0.000	0.007	0.768	0.000

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Notas: Las regresiones se estimaron utilizando IV. Las regresiones son réplicas de la Tabla 3, pero cambiando la composición de inmigrantes de baja calificación e inmigrantes altamente calificados. Todas las regresiones están ponderadas por la población adulta de cada municipio. Las tendencias preexistentes son las mismas que en la Tabla 2. Errores estándar *clusterizados* a nivel provincial.

Tabla 12: Efectos heterogéneos de los migrantes mediante MCO, cambiando la definición de nivel educativo.

Variables	(1) Agrupadas	(2) Presidencial	(3) Diputados	(4) Senadores	(5) Presidencial y Diputados
Proporción de Inmigrantes Low-Skilled	1.472*** (0.300)	1.472*** (0.332)	1.775*** (0.505)	0.460 (0.566)	1.472*** (0.332)
Proporción de Inmigrantes High-Skilled	-0.222*** (0.067)	-0.222*** (0.077)	-0.307*** (0.103)	-0.107 (0.091)	-0.222*** (0.077)
EF Municipalidad y Año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Tipo de Elección	Sí	No	No	No	Sí
Ponderación por Población	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Pretrends	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	3446	3446	1724	905	3446
R-cuadrado ajustado	0.766	0.766	0.752	0.812	0.766
$H_0 : \beta_L = 0, \beta_H = 0$	0.000	0.000	0.003	0.391	0.000
$H_0 : \beta_L = \beta_H$	0.000	0.000	0.001	0.387	0.000

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Notas: Las regresiones se estimaron utilizando MCO. Las regresiones son réplicas de la Tabla 2, pero cambiando la definición de inmigrantes de baja calificación y alta calificación. Todas las regresiones están ponderadas por la población adulta de cada municipio. Las tendencias preexistentes son las mismas que en la Tabla 2. Errores estándar *clusterizados* a nivel provincial.

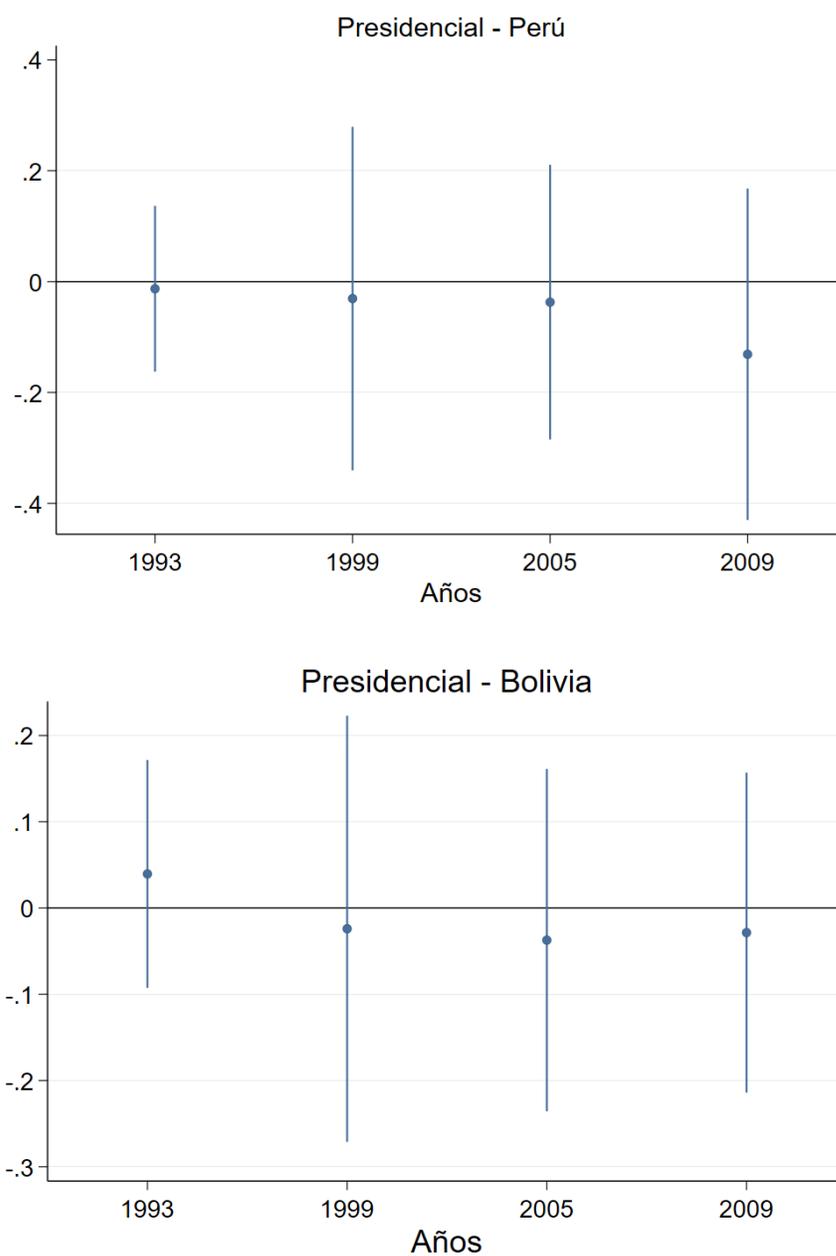
Tabla 13: Efectos heterogéneos de los inmigrantes mediante IV, cambiando la definición de nivel educativo.

Variables	(2) Agrupadas	(3) Presidencial	(4) Diputados	(5) Senadores	(6) Presidencial y Diputados
Proporción de Inmigrantes Low-Skilled	1.147** (0.482)	2.012*** (0.626)	0.843 (1.375)	0.344 (0.641)	1.425* (0.736)
Proporción de Inmigrantes High-Skilled	-0.233*** (0.087)	-0.323*** (0.102)	-0.221 (0.219)	-0.181 (0.111)	-0.272** (0.128)
EF Municipalidad	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Tipo de Elección	Sí	No	No	No	Sí
Ponderación por Población	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Pretrends	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	4351	1722	1724	905	3446
Estadístico F Kleibergen-Paap	8.893	7.858	7.847	18.288	8.035
$H_0 : \beta_L = 0, \beta_H = 0$	0.034	0.008	0.396	0.069	0.113
$H_0 : \beta_L = \beta_H$	0.016	0.002	0.504	0.480	0.052

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

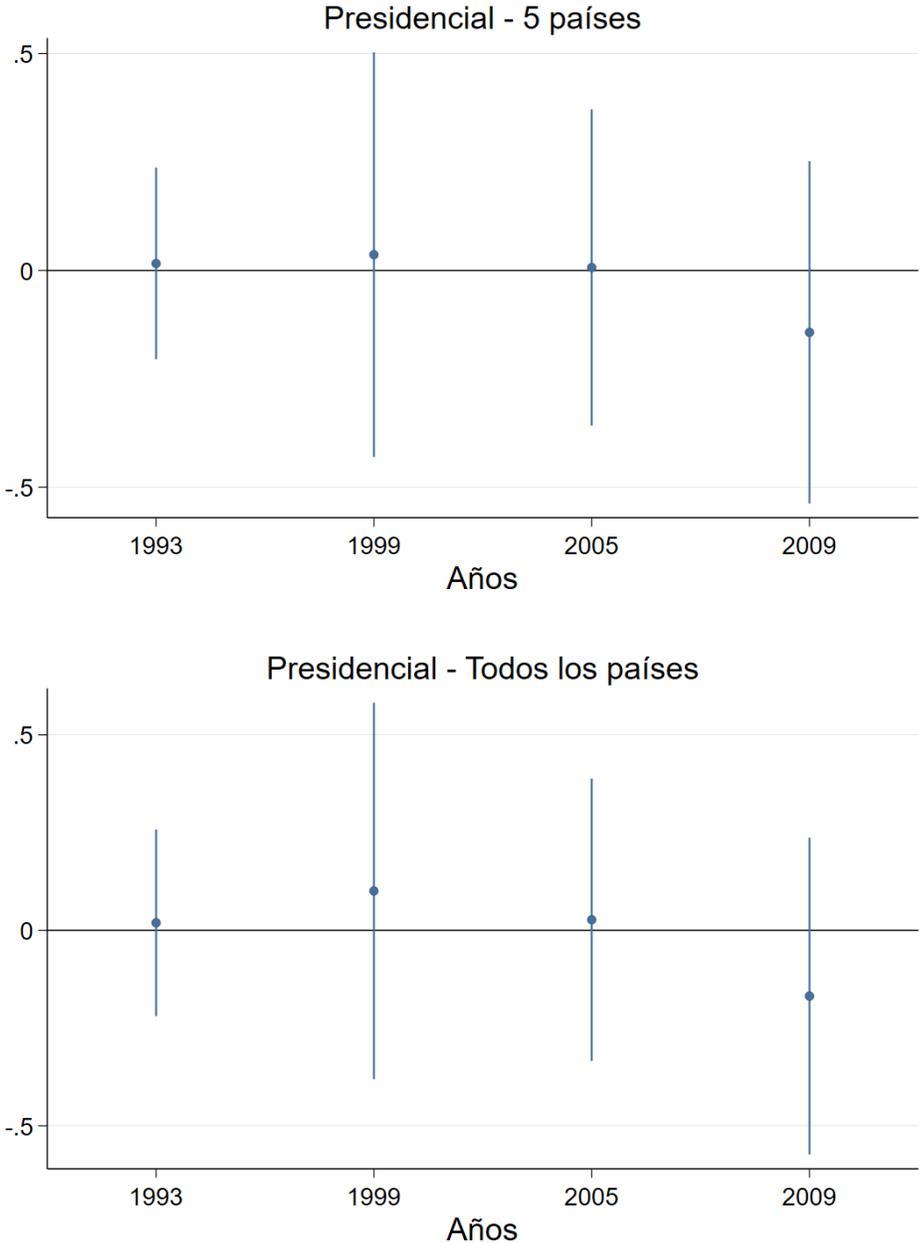
Notas: Las regresiones se estimaron utilizando IV. Las regresiones son réplicas de la Tabla 3, pero cambiando la definición de inmigrantes de baja calificación y alta calificación. Todas las regresiones están ponderadas por la población adulta de cada municipio. Las tendencias preexistentes son las mismas que en la Tabla 2. Errores estándar *clusterizados* a nivel provincial.

Figura 5: Pre-trends elecciones presidenciales - Perú y Bolivia.



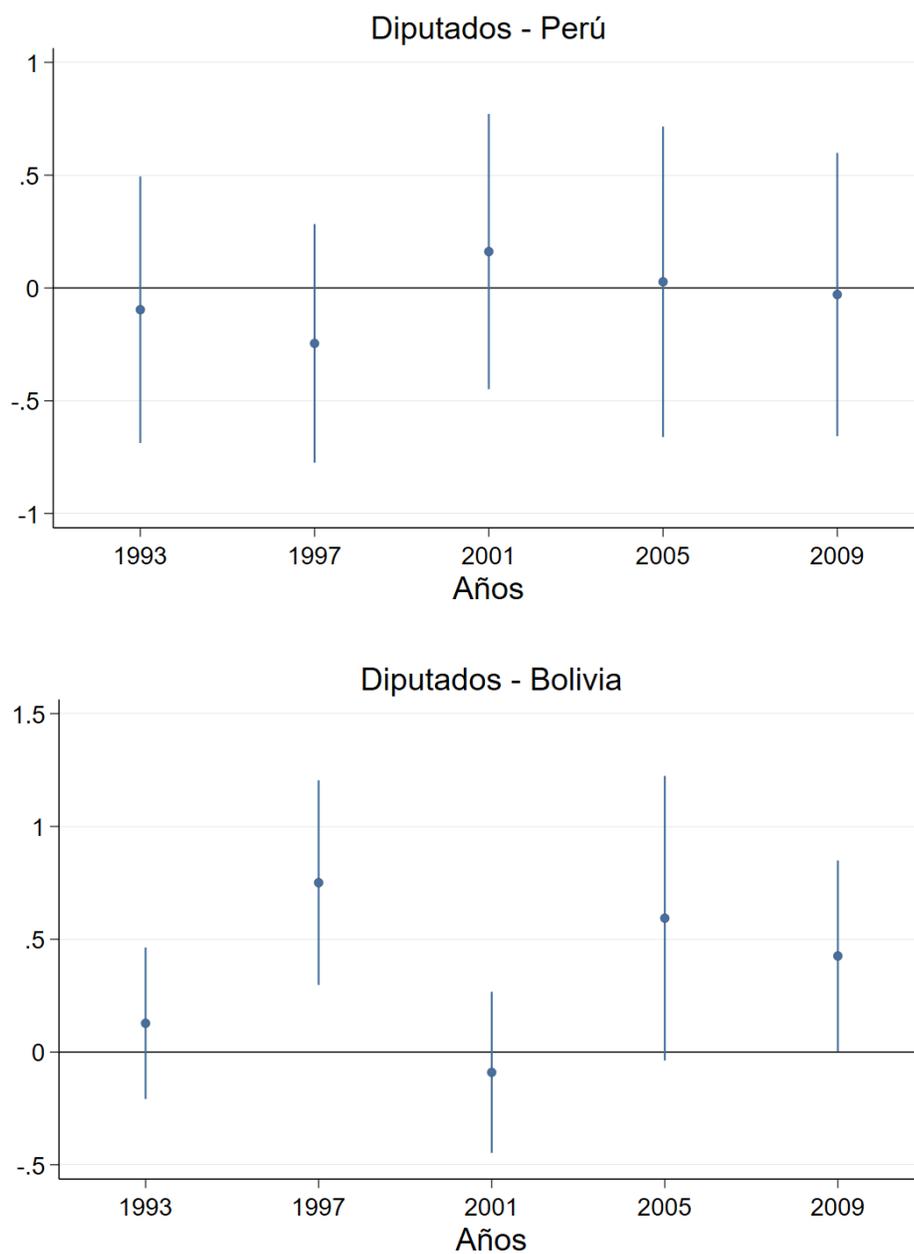
Notas: Pruebas de tendencias previas realizadas según Goldsmith-Pinkham *et al.* (2020) para las elecciones presidenciales. Los años incluidos son 1993, 1999, 2005 y 2009. El año omitido es 1989.

Figura 6: Pre-trends elecciones presidenciales - 5 países de mayor ponderación y todos los países.



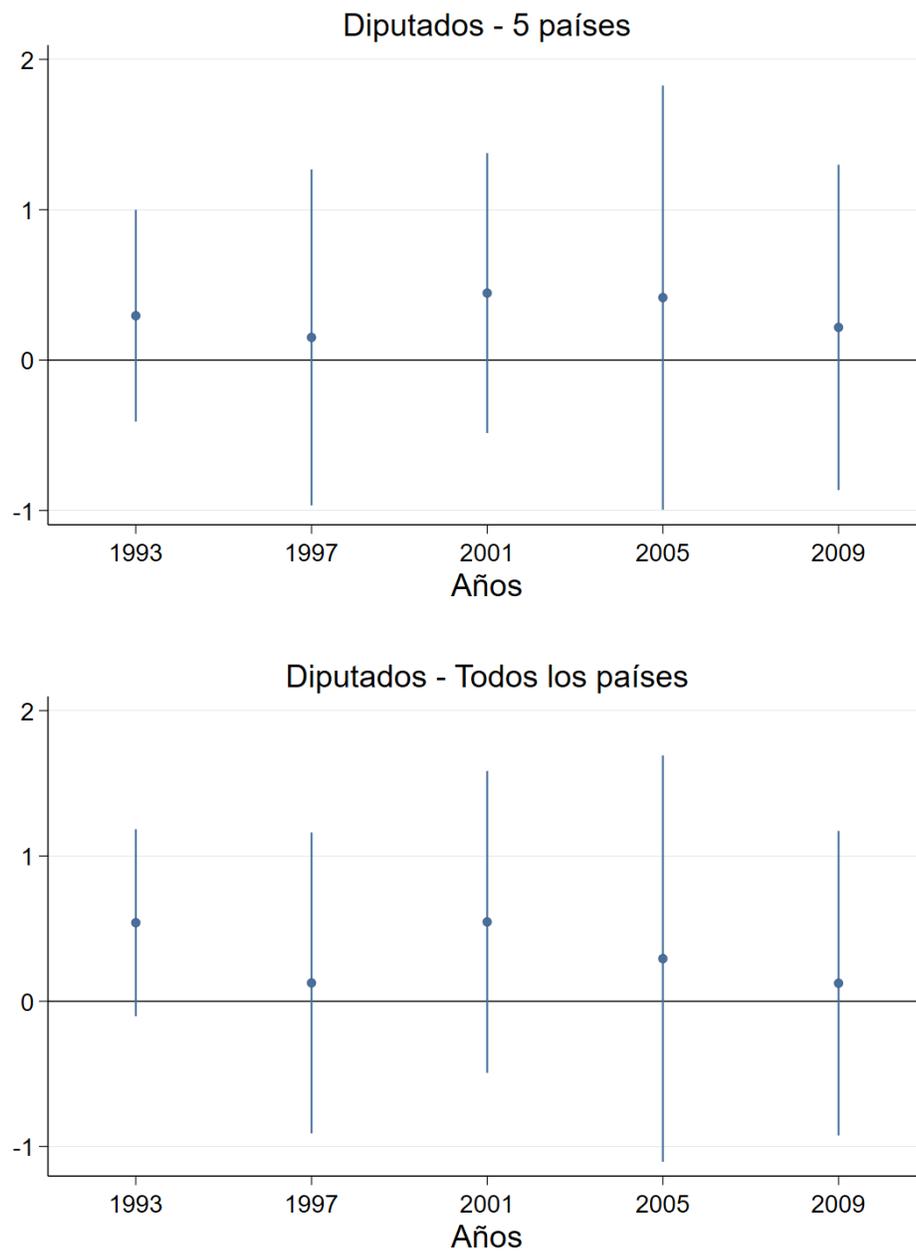
Notas: Pruebas de tendencias previas realizadas según Goldsmith-Pinkham *et al.* (2020) para las elecciones presidenciales. Los años incluidos son 1993, 1999, 2005 y 2009. El año omitido es 1989.

Figura 7: Pre-trends elecciones diputados - Perú y Bolivia.



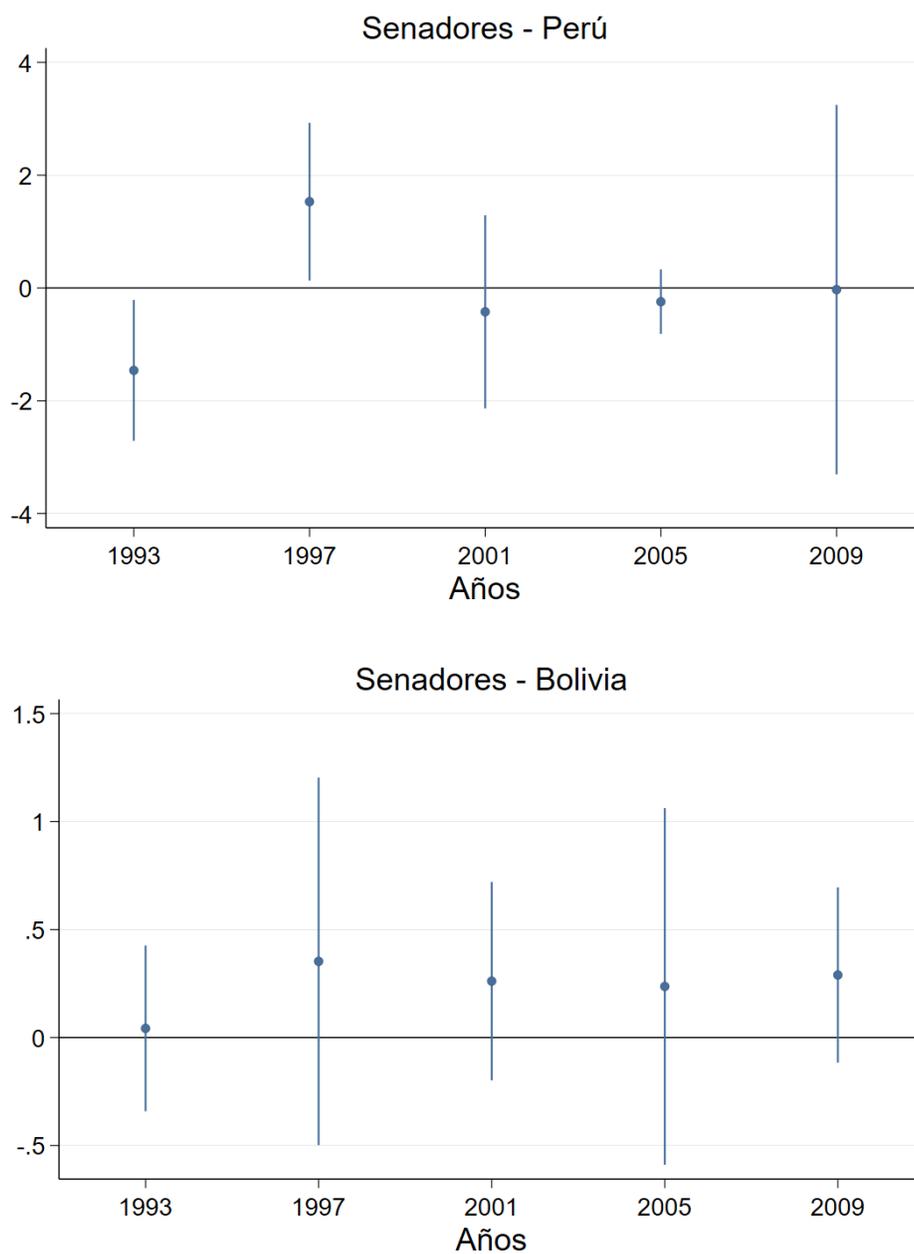
Notas: Pruebas de tendencias previas realizadas según Goldsmith-Pinkham *et al.* (2020) para las elecciones de diputados. Los años incluidos son 1993, 1999, 2005 y 2009. El año omitido es 1989.

Figura 8: Pre-trends elecciones diputados - 5 países de mayor ponderación y todos los países.



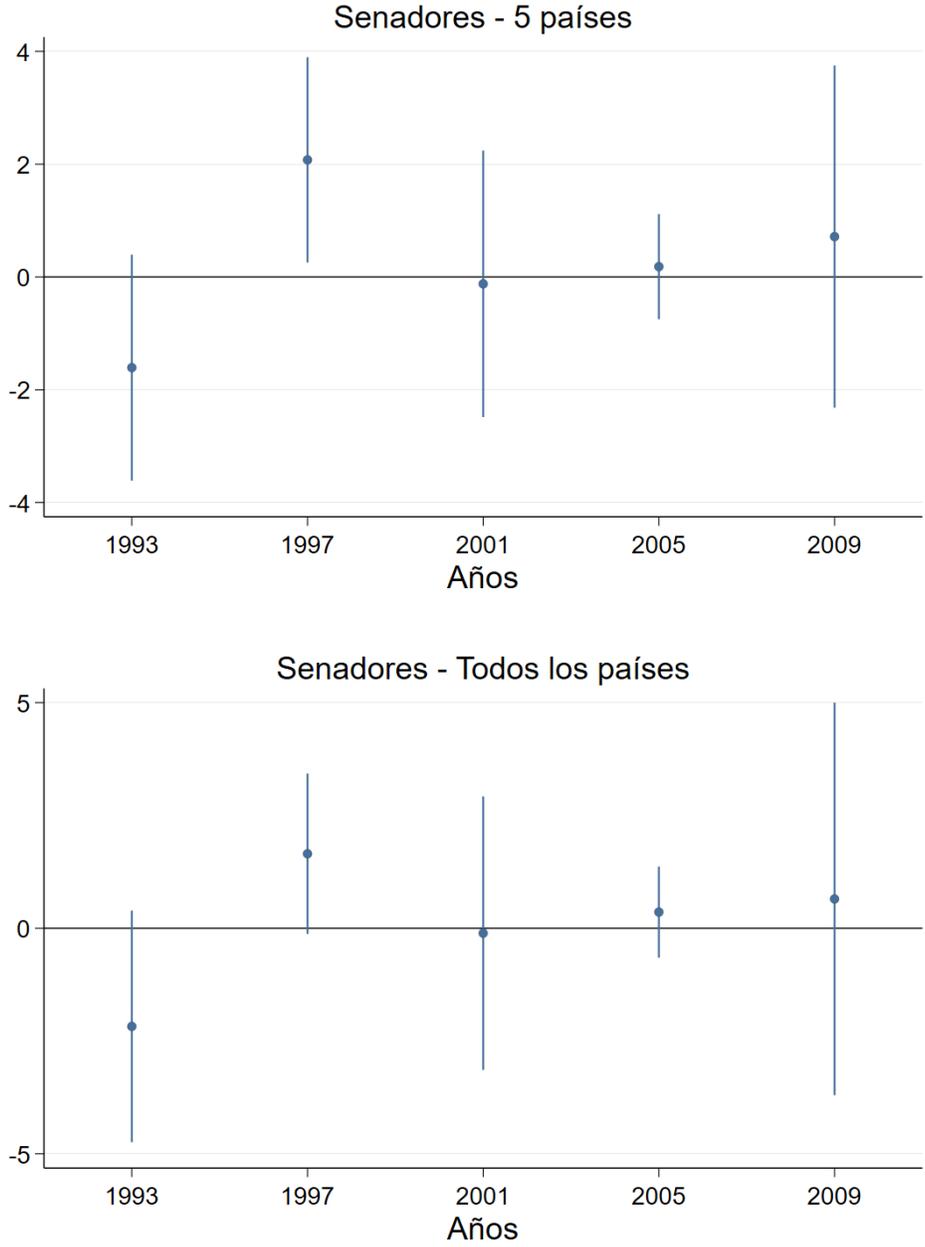
Notas: Pruebas de tendencias previas realizadas según Goldsmith-Pinkham *et al.* (2020) para las elecciones de diputados. Los años incluidos son 1993, 1999, 2005 y 2009. El año omitido es 1989.

Figura 9: Pre-trends elecciones senadores - Perú y Bolivia.



Notas: Pruebas de tendencias previas realizadas según Goldsmith-Pinkham *et al.* (2020) para las elecciones de senadores. Los años incluidos son 1993, 1999, 2005 y 2009. El año omitido es 1989.

Figura 10: Pre-trends elecciones senadores - 5 países de mayor ponderación y todos los países.



Notas: Pruebas de tendencias previas realizadas según Goldsmith-Pinkham *et al.* (2020) para las elecciones de senadores. Los años incluidos son 1993, 1999, 2005 y 2009. El año omitido es 1989.