

# AMICUS CURIAE PREPARADO PARA EL JURADO NACIONAL DE ELECCIONES (JNE) DEL PERÚ

Efectos de la apertura tardía de mesas en la participación electoral:  
Evidencia científica de la primera vuelta de las elecciones presidenciales del  
Perú del 12 de abril de 2026

## **Beatriz Magaloni**

Graham H. Stuart Professor of International Relations in the Department of Political Science

Senior Fellow, Freeman Spogli Institute

Co-director, Democracy Action Lab

## **Christopher Dann**

PhD Candidate in Political Science

Graduate Fellow, Poverty, Violence and Governance Lab (PovGov)

## **Marcelo Peña**

Research Affiliate, Democracy Action Lab

## **Alberto Díaz-Cayeros**

Senior Fellow, Freeman Spogli Institute

Co-director, Democracy Action Lab

Laboratorio de Democracia en Acción (DAL)

Centro para la Democracia, el Desarrollo y el Estado de Derecho (CDDRL)

Universidad de Stanford

17 de Mayo de 2026

# 1. Resumen Ejecutivo

La presente nota *amicus curiae* resume los hallazgos de un estudio científico sobre el impacto de la apertura tardía de mesas de votación en la participación electoral durante la primera vuelta de las elecciones presidenciales del Perú, celebrada el 12 de abril de 2026 en Lima.

El análisis estadístico no determina jurídicamente el resultado de la elección. El resultado oficial será el declarado con base en los conteos de las actas depositadas en la Oficina Nacional de Procesos Electorales (ONPE) y las determinaciones del Jurado Nacional de Elecciones (JNE).

Nuestros hallazgos principales son los siguientes:

- La evidencia científica muestra que las aperturas tardías redujeron la participación electoral en determinados sitios de votación de Lima Metropolitana. Las estimaciones más robustas sugieren caídas de aproximadamente entre 2.5 y 5 puntos porcentuales en la participación de las mesas afectadas.
- Sin embargo, bajo supuestos empíricamente plausibles, la magnitud estimada de dicho efecto no resulta ser suficiente para sostener que el orden del segundo lugar presidencial que pasará a la segunda vuelta haya sido alterado.
- Las estimaciones metodológicamente más precisas sugieren pérdidas potenciales de participación de aproximadamente entre 24,000 y 28,000 votos, dependiendo de la especificación utilizada.
- Más importante aún, las estimaciones del efecto neto reducirían el margen final entre Roberto Sánchez y Rafael López Aliaga en entre 5,000 y 5,700 votos, bajo especificaciones causalmente bien identificadas (estimaciones estadísticas que crean un contrafactual, comparando un grupo de control creíble, contra un tratamiento del retraso en la instalación de las mesas). Es decir, si no hubieran habido aperturas tardías extraordinarias, la diferencia final entre los candidatos hubiera sido entre 15,510 y 16,210 a favor de Roberto Sánchez.
- Una distribución realista de los votos potencialmente no emitidos para ser asignados entre candidatos debe basarse en las preferencias electorales observadas en las mesas vecinas que sí abrieron a tiempo.
- **La evidencia disponible no respalda la hipótesis de que la apertura tardía haya sido suficiente para alterar el orden del segundo y tercer lugar de la elección presidencial.**

## 2. Contexto y Relevancia para el Tribunal

El candidato presidencial Rafael López Aliaga ha impugnado los resultados de la primera vuelta presidencial, argumentando que fallas logísticas en la distribución de material electoral impidieron votar a cientos de miles de ciudadanos.

La pregunta empírica relevante para el Tribunal es:

*¿Causó la apertura tardía de mesas una reducción suficientemente grande en la participación electoral como para alterar el orden de clasificación a la segunda vuelta?*

El presente análisis no busca minimizar la gravedad de las deficiencias administrativas observadas durante la jornada electoral. Por el contrario, se parte del reconocimiento explícito de que dichas fallas afectaron negativamente el ejercicio efectivo del sufragio para ciudadanos en determinados sectores de Lima Metropolitana.

En el contexto de las Elecciones Generales 2026, el presente análisis adquiere particular relevancia institucional debido a la necesidad de distinguir entre la existencia de deficiencias administrativas reales en la organización electoral y la afirmación adicional de que dichas deficiencias habrían tenido una magnitud suficiente para alterar el resultado de la elección presidencial.

En sistemas democráticos constitucionales, la protección del sufragio exige simultáneamente dos obligaciones institucionales: corregir y sancionar deficiencias administrativas reales, y preservar la estabilidad de la voluntad popular salvo evidencia empírica robusta de alteración decisiva del resultado electoral. Ambos principios son complementarios y no contradictorios.

Esta distinción resulta jurídicamente fundamental. En una democracia constitucional, no toda irregularidad administrativa constituye automáticamente una causal suficiente para desconocer la voluntad popular expresada en las urnas. La protección efectiva del derecho al sufragio exige evaluar rigurosamente tanto la existencia de afectaciones reales a la participación electoral como la magnitud causal de sus efectos sobre el resultado final.

El propio Jurado Nacional de Elecciones ha reconocido la existencia de graves deficiencias logísticas en determinados distritos de Lima Metropolitana y ha adoptado medidas extraordinarias orientadas a mitigar sus efectos sobre el ejercicio del voto. Sin embargo, también ha señalado que el ausentismo electoral responde a factores multicausales y que no resulta jurídicamente válido atribuir exclusivamente al retraso en la instalación de mesas la alteración de la voluntad electoral nacional. El propio JNE estimó una correlación que sugiere un reducción relativamente grande en la participación electoral de 0.86 por ciento menos participación por cada hora de retraso. Ese coeficiente no estima el efecto causal exógeno de los retrasos, respecto a otros factores que influyen en la participación electoral. Una correlación ingenua no toma en cuenta variables confundidoras, sesgos de selección y causalidad inversa.

Precisamente por ello, la pregunta empírica relevante para el Tribunal no es únicamente si existieron retrasos en la apertura de mesas —hecho que no se encuentra controvertido— sino si dichos retrasos produjeron causalmente una reducción de participación electoral de una magnitud suficiente para modificar el orden de clasificación de los candidatos.

La presente nota contribuye a dicha evaluación mediante evidencia científica independiente, transparente y reproducible, utilizando metodologías contemporáneas de inferencia causal diseñadas específicamente para distinguir correlaciones generales de efectos causalmente atribuibles a las demoras extraordinarias observadas durante la jornada electoral.

El análisis debe interpretarse en el contexto de una creciente polarización y desconfianza institucional que ha caracterizado la política peruana reciente, particularmente desde las elecciones de 2021. En este contexto, afirmaciones sobre fraude o alteración del resultado electoral poseen consecuencias institucionales significativas y requieren estándares especialmente rigurosos de evidencia causal.

Desde la perspectiva de las causas del comportamiento electoral, resulta fundamental distinguir entre dos conceptos diferentes: (i) el número total de votos potencialmente no emitidos debido a las demoras administrativas; y (ii) el efecto neto de dichos votos sobre el margen entre candidatos específicos. Un volumen agregado de participación perdida no implica automáticamente una alteración equivalente en el resultado electoral, dado que los votos contrafactuales se habrían distribuido entre múltiples candidaturas (en Lima Metropolitana el voto se dividió entre múltiples candidatos).

### 3. Datos: Construcción y Cobertura

No existe un conjunto de datos público a nivel de *mesa* de votación para las elecciones peruanas de primera vuelta de 2026. Construimos nuestro propio conjunto de datos aprovechando el servicio de API del backend de la Oficina Nacional de Procesos Electorales (ONPE), que alimenta su sitio web “Resultado Electoral”, y recopilando sistemáticamente los resultados a nivel de *mesa* desde el 12 de abril hasta el 10 de mayo conforme fueron haciéndose públicos. Complementamos el conjunto de datos con el informe del JNE del 16 de abril sobre las *mesas* que abrieron después de las 2pm el día de las elecciones.

Para determinar si una *mesa* abrió tarde, descargamos un escaneo en PDF de cada *acta* individual y utilizamos un pipeline de OCR personalizado para extraer su hora de apertura. Pre-procesamos las *actas* (actas de sufragio) extrayendo sus metadatos, en caso de haber sido llenadas electrónicamente, o mediante una serie de rotaciones, recortes y compresiones para aislar la sección del documento correspondiente a la hora de apertura. Posteriormente, las *actas* fueron procesadas con un modelo de lenguaje multimodal de gran escala de última generación (Gemini 2.5 Pro) a través de la plataforma Google AI Vertex. Finalmente, los resultados fueron verificados manualmente en la etapa de post-procesamiento.

Nuestro conjunto de datos de 2026 identificó 92,624 *mesas* disponibles a través de la API

de la ONPE y procesó 92,603 *actas* en PDF distintas, cubriendo el 99.97% de todas las *mesas* disponibles a nivel nacional. En total, nuestro conjunto de datos abarca el 99.84% del universo de *actas* y el 99.94% de todas las *mesas* en Lima. Los datos han sido procesados, descargados, limpiados y puestos a disposición pública en [cddrl-impactoelectoral.com](http://cddrl-impactoelectoral.com) para su análisis.

**Cuadro 1:** Cobertura del conjunto de datos de la primera vuelta presidencial 2026

Geografía	Actas	Acta PDF	Votantes habilitados	Participación
Total nacional	92,624 / 92,765	92,603	27,284,989	73.81 %
Perú	87,938 / 88,062	87,900	26,179,203	73.74 %
Lima	29,229 / 29,247	29,179	8,645,716	79.86 %

## 4. Estrategia Empírica

Empleamos dos estrategias complementarias de identificación causal.

### 4.1. Variación transversal a nivel de mesa

La pregunta empírica central de este estudio consiste en determinar si las demoras extraordinarias en la apertura de mesas causaron una reducción observable en la participación electoral. Desde la perspectiva de la inferencia causal, el desafío consiste en distinguir entre dos fenómenos: (i) mesas con baja participación debido a características estructurales propias de ciertas zonas urbanas; y (ii) mesas cuya participación cayó específicamente como consecuencia del retraso administrativo ocurrido el día de la elección.

Nuestra estrategia empírica aprovecha precisamente la variación cuasi-experimental generada por las demoras logísticas. Aunque todas las mesas operaban bajo el mismo marco institucional y dentro de una misma elección presidencial, algunas abrieron oportunamente alrededor de las 7:00 a.m., mientras otras comenzaron a operar varias horas más tarde. Esta variación temporal permite comparar mesas expuestas a distintos niveles de costo temporal de votación.

La lógica sustantiva detrás del análisis es la llamada “elasticidad temporal del voto”. Así como la literatura económica estudia cómo la demanda responde a cambios en precios, aquí estudiamos cómo la participación electoral responde a incrementos en el tiempo de espera y en los costos de votar. Una mesa que abre tarde, aumenta el costo efectivo de participación: los ciudadanos deben esperar más tiempo, reorganizar actividades laborales o familiares, regresar posteriormente al local o, en muchos casos, abandonar completamente el intento de votar. El parámetro de interés mide precisamente cuánto cae la participación cuando aumenta dicho costo temporal.

La primera estrategia compara *mesas* dentro de Lima que abrieron a distintas horas. En términos simples, comparamos *mesas* expuestas a distintos niveles de retraso administrativo y analizamos los patrones de participación electoral. Nuestra especificación de referencia es un modelo lineal estándar estimado mediante MCO (OLS):

$$\tau_{m,s,d,p} = \alpha_d + \beta h_{m,s,d,p} + \gamma X_{m,s,d,p} + \varepsilon_{m,s,d,p}$$

donde  $\tau$  es la tasa de participación, basado en el número de individuos que votaron dividido entre el total de votantes registrados en determinada mesa,  $m$  es el centro de votación,  $s$ , en el distrito  $d$  o provincia  $p$ . Dado que no contamos con variables de control a nivel *mesa*, incluimos efectos fijos  $\alpha_d$  a nivel de distrito;  $h$  mide apertura tardía; y  $\beta$  captura el efecto estimado del retraso sobre la participación.

La ecuación anterior puede interpretarse intuitivamente de la siguiente manera. La tasa de participación de cada mesa depende de tres componentes:

1. características estructurales del distrito donde se ubica la mesa;
2. si la mesa abrió tarde o no;
3. factores residuales no observados.

El parámetro central es  $\beta$ . Este coeficiente representa el cambio promedio en la participación electoral asociado a una apertura tardía de la mesa, manteniendo constantes las diferencias estructurales entre distritos.

Por ejemplo, un coeficiente  $\beta = -0,045$  implica que las mesas afectadas por retrasos presentan, en promedio, una participación aproximadamente 4.5 puntos porcentuales menor respecto de mesas comparables que abrieron normalmente.

Los efectos fijos de distrito permiten absorber factores estructurales que no varían significativamente a lo largo del tiempo y que afectan en forma común a las *mesas* que los constituyen. Estos efectos fijos por distrito también permiten comparar mesas dentro del mismo distrito que tienen características estructurales similares pero que fueron expuestas a distintas horas de retraso en su apertura.

Debido a que la participación electoral es una proporción acotada entre 0 y 1, también estimamos modelos de logit fraccionado (Papke and Wooldridge 1996). Esta metodología evita que el modelo produzca predicciones imposibles – por ejemplo, participaciones superiores al 100 % o inferiores a 0 % – y permite verificar que los resultados no dependen de supuestos específicos de linealidad estadística.

La similitud entre los resultados obtenidos mediante MCO y logit fraccionado constituye evidencia importante de robustez: el efecto negativo de las aperturas tardías aparece de manera consistente independientemente de la forma funcional utilizada.

**Cuadro 2:** Efecto de la Apertura Tardía sobre la Participación Electoral

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Panel A: MCO</i>								
	La variable dependiente es la tasa de participación							
Apertura tardía	-0.030*** (0.007)	-0.029*** (0.008)	-0.016** (0.008)	-0.023** (0.009)	-0.034*** (0.011)	-0.044*** (0.016)	-0.053* (0.030)	
ln(Hora de apertura)								-0.076*** (0.012)
Observaciones	28,796	28,796	28,796	28,796	28,796	28,796	26,217	28,661
<i>Panel B: Logit fraccionado</i>								
Apertura tardía	-0.029*** (0.006)	-0.028*** (0.007)	-0.016** (0.007)	-0.022*** (0.009)	-0.032*** (0.010)	-0.041*** (0.014)	-0.052* (0.027)	
ln(Hora de apertura)								-0.074*** (0.012)
Observaciones	28,800	28,800	28,800	28,800	28,800	28,800	26,221	28,665
Distrito FE	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Muestra tratada	10am+	11am+	12pm+	1pm+	2pm+	JNE	Lunes	No-JNE
Mesas tratadas	2,750	1,572	657	423	233	135	171	–

*Nota:* \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,10$ . Errores estándar robustos agrupados por local de votación entre paréntesis. La muestra tratada se refiere a la definición de la variable de tratamiento. JNE se refiere a las *mesas* reportadas como abiertas después de las 2pm por el informe del Jurado Nacional de Elecciones. El Panel A reporta las estimaciones por MCO. El Panel B reporta los efectos marginales promedio de modelos logit fraccionado. La columna 7 utiliza como grupo de control únicamente las *mesas* que abrieron antes de las 10am el domingo. La columna 8 excluye todas las *mesas* señaladas en el informe del Jurado Nacional de Elecciones, dado que no es posible confirmar los tiempos de instalación antes de las 2pm.

La Tabla 2 presenta los resultados principales utilizando modelos MCO y logit fraccional. El resultado central se muestra en la columna 1, que define una *mesa* como de apertura tardía si su hora de instalación fue reportada después de las 10am del domingo. Nuestra estimación puntual en el Panel A sugiere que, en promedio, estas *mesas* experimentaron una disminución en la participación electoral de aproximadamente 3 puntos porcentuales en relación con el grupo de control de *mesas* que abrieron antes de las 10am. Este resultado es casi idéntico al utilizar un modelo logit fraccional (-2.9 puntos porcentuales), lo que reduce preocupaciones relacionadas con supuestos sobre la forma funcional.

Las columnas 2-5 modifican el umbral horario para definir una apertura tardía: la columna 2 considera tratamiento si una *mesa* abrió después de las 11am, la columna 3 después de las 12pm, y así sucesivamente hasta la columna 5, que utiliza un umbral de las 2pm. Estimamos consistentemente efectos negativos estadísticamente significativos bajo todas las definiciones de apertura tardía, con la magnitud de las estimaciones aumentando a medida que el umbral se vuelve más estricto, desde -3 puntos porcentuales en el umbral de 10am (columna 1) hasta -3.4 puntos porcentuales en el umbral de 2pm (columna 5). Aunque el patrón entre columnas no es estrictamente monótono, esto resulta consistente con la intuición de que aperturas más tardías imponen mayores costos a los votantes y, por lo tanto, generan reducciones más grandes en la participación. Resulta notable que la estimación puntual de la columna 5, que utiliza *mesas* que abrieron después de las 2pm según las *actas*, es aproximadamente 1 punto

porcentual menor en magnitud que la estimación de la columna 6, que utiliza únicamente las *mesas* de apertura tardía registradas por el Jurado Nacional de Elecciones.

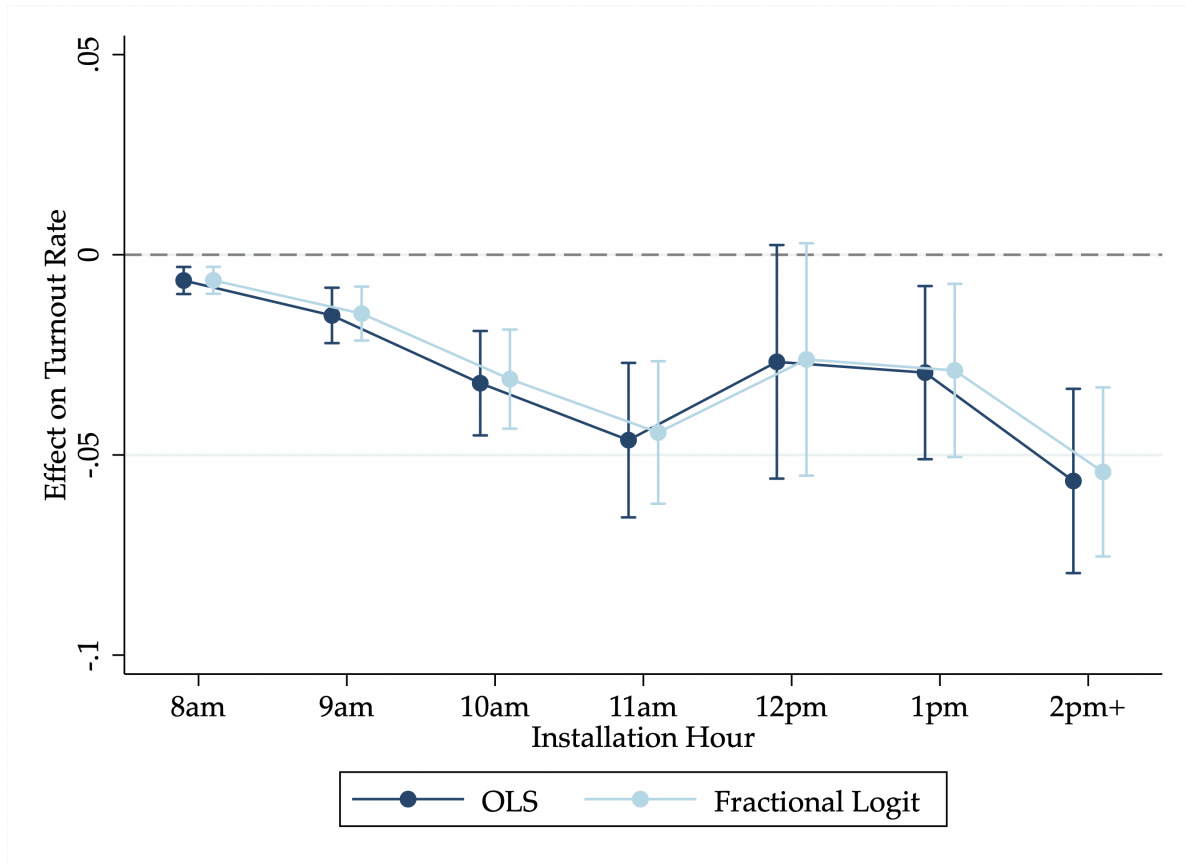
La columna 7 se concentra en aquellas *mesas* que nunca abrieron el domingo y, por lo tanto, la votación ocurrió el lunes. De manera interesante, también estimamos un impacto negativo sobre la participación de aproximadamente 5 puntos porcentuales en ambos paneles A y B, lo que podría sugerir ya sea desafección de los votantes debido a las interrupciones del día anterior y/o la imposibilidad de votar en un día laboral. No obstante, estos resultados son solo marginalmente significativos desde el punto de vista estadístico.

Finalmente, la columna 8 proporciona una estimación directa de la (semi-)elasticidad temporal con respecto a la participación electoral, explotando variación en el margen intensivo. Utilizando MCO, la estimación puntual sugiere que la diferencia promedio en participación entre una *mesa* que abrió a las 7am y otra que abrió a las 12pm refleja una disminución predicha de 4 puntos porcentuales en la participación. Este efecto es casi idéntico al efecto marginal promedio estimado mediante el modelo logit fraccional.

Las estimaciones más robustas corresponden a las *mesas* identificadas por el Jurado Nacional de Elecciones como abiertas después de las 2pm, donde observamos caídas de aproximadamente 4 puntos porcentuales en la participación respecto de las mesas que abrieron oportunamente. Los resultados son prácticamente idénticos entre MCO y logit fraccionado, lo que sugiere que los hallazgos no dependen de supuestos específicos de forma funcional.

Las estimaciones también muestran evidencia consistente de una “elasticidad temporal” de la participación: conforme aumenta la hora de apertura de las mesas, disminuye la concurrencia electoral.

La Figura 1 muestra que las mesas abiertas después de las 10am experimentan reducciones significativas de participación, mientras que aquellas abiertas después de las 2pm registran caídas cercanas a 5 puntos porcentuales. Aunque se observa una recuperación parcial alrededor del mediodía —posiblemente consistente con un “efecto almuerzo” que permitió a algunos votantes regresar posteriormente—, las demoras extremas vuelven a producir reducciones importantes y estadísticamente significativas en la participación electoral.



**Figura 1:** Estimaciones por intervalos del efecto de la hora de apertura de la *mesa* sobre la participación electoral

*Nota:* las barras de error representan intervalos de confianza al 95 %, con errores estándar robustos agrupados a nivel de local de votación. Los puntos azul oscuro corresponden a estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Los puntos azul claro corresponden a efectos marginales promedio estimados mediante modelos de logit fraccionado. Ambas especificaciones incluyen efectos fijos a nivel de *distrito*. La categoría base corresponde a todas las *mesas* que abrieron entre 7:00 y 7:59am. Cada hora de apertura representa un intervalo de tiempo; por ejemplo, 8am incluye todas las *mesas* que abrieron entre 8:00 y 8:59am, 9am incluye aquellas abiertas entre 9:00 y 9:59am, y así sucesivamente. La categoría 2pm+ incluye tanto las *mesas* que reportaron aperturas tardías en las *actas* oficiales como aquellas identificadas por el JNE como abiertas después de las 2pm. El límite superior de esta categoría corresponde a las 5pm.

## 4.2. Variación temporal a nivel de local de votación: TWFE

La segunda estrategia utiliza una metodología conocida como diferencias-en-diferencias con efectos fijos bidireccionales (Two-Way Fixed Effects, TWFE). Conceptualmente, esta metodología compara cada local de votación (generalmente en el caso de Perú, un establecimiento educativo o un edificio público habilitado con mesas de votación) consigo mismo a lo largo del tiempo.

La intuición es la siguiente: algunos locales de votación afectados por demoras en 2026 ya existían en elecciones anteriores de 2011, 2016 y 2021. Esto permite observar cuál era

históricamente su nivel normal de participación y preguntarnos si en 2026 experimentaron una caída anormal coincidente con el shock administrativo.

En términos prácticos, el diseño compara:

*¿Cayó más la participación en los locales afectados por retrasos que en locales comparables que nunca experimentaron dichos retrasos?*

La ventaja de esta estrategia es que controla automáticamente por características permanentes de cada local de votación —por ejemplo, nivel socioeconómico, composición demográfica, urbanización o infraestructura— que podrían influir en la participación pero que permanecen relativamente constantes a lo largo del tiempo. En un sistema de sufragio obligatorio, donde existen multas a quienes no participan en las elecciones, las diferencias sociales pueden ser un importante factor que diferencia el comportamiento electoral (las multas son graduadas por pobreza, con un mínimo de 27.5 soles o alrededor de 8 dólares).

$$\tau_{s,d,p,t} = \alpha_s + \delta_{d,t} + \beta h_{s,d,p,t} + \gamma X_{s,d,p,t} + \varepsilon_{s,d,p,t}$$

Los efectos fijos de local de votación  $\alpha_s$  controlan por características del centro de votación que no cambian en el tiempo en forma significativa (por ejemplo, marginación, nivel de alfabetización, composición racial, etc). Los efectos fijos distrito por año  $\delta_{d,t}$  controlan por shocks que afectan a todo un distrito en un año determinado.

La intuición es sencilla: preguntamos si los mismos centros de votación que históricamente tenían ciertos niveles de participación experimentaron en 2026 una caída inusual coincidente con la apertura tardía.

El supuesto fundamental de esta metodología es el de “tendencias paralelas”. Esto significa que, en ausencia del problema administrativo de 2026, los locales afectados y no afectados habrían seguido trayectorias similares de participación electoral.

Aunque este supuesto nunca puede probarse completamente, los estudios de eventos permiten evaluar indirectamente su plausibilidad. Nuestros resultados muestran que antes de 2026 no existían diferencias sistemáticas de tendencia entre los grupos tratados y de control. La divergencia aparece únicamente en 2026, coincidiendo temporalmente con las demoras extraordinarias en la apertura de mesas.

La Tabla 3 presenta los principales resultados utilizando variación temporal dentro de los mismos locales de votación. El Panel A utiliza la fracción de *mesas* dentro de cada local que abrió después de determinadas horas, incluyendo la fracción de *mesas* abiertas después de las 2pm según el reporte del JNE (*N° 000073-2026-WTG-JEELIMASUR1-EG2026/JNE*). Los resultados del Panel A son ampliamente similares a los obtenidos a nivel de *mesa* en la Tabla 2, lo que indica que las estimaciones principales son robustas a la incorporación de efectos fijos de local de votación y a la explotación de variación temporal dentro de los mismos locales.

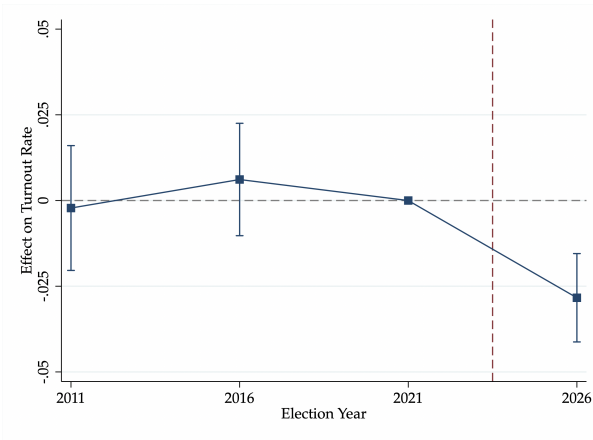
**Cuadro 3:** Apertura tardía y participación a nivel de local de votación

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Panel A: Fracción de mesas</i>							
	La variable dependiente es la tasa de participación (a nivel de local)						
Apertura tardía	-0.030*** (0.008)	-0.028*** (0.010)	-0.028** (0.012)	-0.046*** (0.012)	-0.065*** (0.015)	-0.065*** (0.017)	-0.069*** (0.020)
Observaciones	5,391	5,391	5,391	5,391	5,391	5,391	4,582
Locales tratados	270	177	87	52	33	11	12
<i>Panel B: Alguna mesa tardía</i>							
Apertura tardía	-0.030*** (0.005)	-0.024*** (0.006)	-0.018*** (0.007)	-0.023*** (0.008)	-0.037*** (0.010)	-0.057*** (0.016)	-0.069*** (0.020)
Observaciones	5,391	5,391	5,391	5,391	5,391	5,391	4,582
Locales tratados	270	177	87	52	33	11	12
<i>Panel C: Al menos 50% de mesas tardías</i>							
Apertura tardía	-0.024*** (0.007)	-0.020** (0.008)	-0.027** (0.012)	-0.044*** (0.011)	-0.058*** (0.015)	-0.065*** (0.017)	-0.069*** (0.020)
Observaciones	5,391	5,391	5,391	5,391	5,391	5,391	4,582
Locales tratados	132	76	36	26	13	10	12
Efectos fijos de local de votación	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos <i>distrito</i> × año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Muestra tratada	10am+	11am+	12pm+	1pm+	2pm+	JNE	Lunes

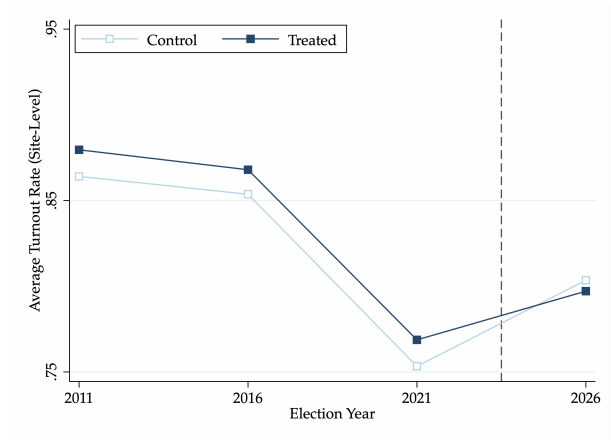
*Nota:* \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,10$ . Errores estándar robustos agrupados por local de votación entre paréntesis. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos de local y de *distrito* × año, y controlan por el número de *mesas* dentro de cada local. El Panel A utiliza la proporción continua de *mesas* con apertura tardía dentro de un local. El Panel B define el tratamiento como la presencia de al menos una *mesa* con apertura tardía dentro del local. El Panel C define el tratamiento como al menos el 50% de las *mesas* con apertura tardía. Cabe notar que los resultados en la columna 7 son idénticos en los tres paneles, ya que no hubo variación entre las *mesas* dentro de los locales de votación que abrieron el día domingo (es decir, todas las *mesas* abrieron el domingo en esos locales, por lo que, por definición, al menos el 50% de las *mesas* en estos locales abrió el lunes). La columna 7 utiliza como grupo de control únicamente las *mesas* que abrieron antes de las 10am el domingo.

Para explotar la variación extensiva necesaria en la especificación de la ecuación de estudio de eventos, fue necesario definir qué proporción de *mesas* abiertas tardíamente dentro de un local debía utilizarse para clasificar dicho local como tratado. En lugar de utilizar puntos de corte arbitrarios, realizamos una búsqueda iterativa (*grid search*) reestimando sucesivamente las especificaciones principales y aumentando gradualmente la proporción de *mesas* tratadas dentro de cada local en incrementos de 0.05. Utilizando como criterio la mínima suma residual de cuadrados (RSS), junto con el  $R^2$  ajustado como diagnóstico adicional, los resultados sugieren que el umbral óptimo es cero; es decir, clasificar un local de votación completo como tratado si *alguna mesa* abrió después de determinada hora.

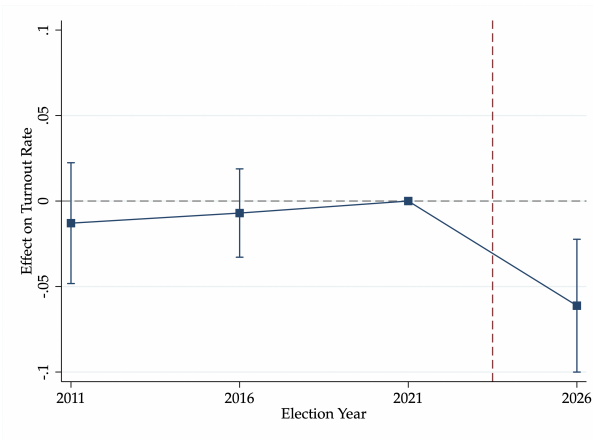
La Figura 2 presenta los resultados del estudio de eventos, concentrándose en las *mesas* abiertas después de las 10am como principal variable de tratamiento, además de aquellas incluidas en la lista del JNE que abrieron después de las 2pm. Los paneles (a) y (c) muestran claramente una reducción relativa en la participación electoral de aproximadamente entre 2.5 y 5 puntos porcentuales. Aunque el análisis dispone únicamente de dos períodos pretratamiento, no encontramos evidencia de pre-tendencias, lo que sugiere que las *mesas* afectadas por aperturas tardías no seguían trayectorias diferenciadas de participación antes de 2026.



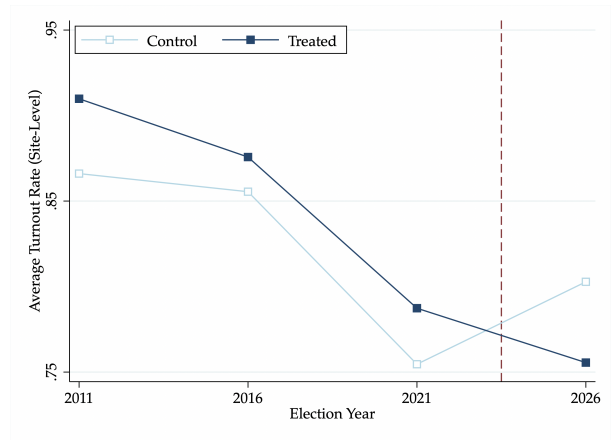
(a) Estudio de eventos (*mesas* 10am+)



(b) Participación promedio (*mesas* 10am+)



(c) Estudio de eventos (*mesas* JNE 2pm+)



(d) Participación promedio (*mesas* JNE 2pm+)

**Figura 2:** Resultados del estudio de eventos y participación promedio

*Nota:* las barras de error representan intervalos de confianza al 95 %, con errores estándar agrupados a nivel de local de votación. Los paneles (a) y (c) muestran las estimaciones del estudio de eventos de la ecuación (2), incluyendo efectos fijos de local de votación y efectos fijos *distrito*  $\times$  año. Los paneles (b) y (d) presentan las tasas promedio de participación electoral entre locales tratados y de control a lo largo de las elecciones. Los paneles (a) y (b) utilizan *mesas* abiertas después de las 10am (columna 1 del Panel B de la Tabla 3). Los paneles (c) y (d) utilizan *mesas* identificadas por el JNE como abiertas después de las 2pm. La línea azul oscuro corresponde al grupo tratado; la línea azul claro corresponde al grupo de control. El año base del estudio de eventos es 2021. La línea vertical roja punteada indica el inicio del tratamiento en 2026.

## 5. Votos Perdidos

La Tabla 4 traduce los resultados econométricos a una magnitud sustantiva y jurídicamente interpretable: el número aproximado de votos que potencialmente dejaron de emitirse como consecuencia de las aperturas tardías de mesas.

La lógica del cálculo es sencilla. Primero, estimamos cuánto reduce la participación una apertura tardía (coeficiente  $\hat{\beta}$ ). Luego multiplicamos ese efecto por el número de votantes registrados expuestos a dichas demoras. El resultado es una estimación del número agregado de votos potencialmente perdidos debido al incremento extraordinario de costos temporales de votación.

La columna (1) presenta el efecto estimado sobre participación electoral. Por ejemplo, el valor  $-0,03$  para las *mesas* abiertas después de las 10am implica una reducción aproximada de 3 puntos porcentuales en la participación respecto de mesas comparables que abrieron oportunamente.

La columna (2) muestra el número de votantes registrados expuestos al tratamiento correspondiente. Así, aproximadamente 817,765 electores estuvieron asignados a *mesas* que abrieron después de las 10am.

La columna (3) transforma ese efecto porcentual en número absoluto de votos. En el caso de las *mesas* abiertas después de las 10am, estimamos aproximadamente 24,161 votos potencialmente no emitidos debido a las demoras. La columna (4) presenta el intervalo de confianza al 95 %, reflejando el rango de incertidumbre estadística asociado a cada estimación.

El Panel A utiliza estimaciones a nivel de *mesa*. Estas capturan el efecto directo de que una mesa específica abra tarde. El Panel B utiliza estimaciones a nivel de local de votación mediante modelos de diferencias-en-diferencias con efectos fijos bidireccionales (TWFE). Estas estimaciones capturan además efectos indirectos asociados a congestión, desinformación, abandono de filas y desorganización general dentro del local de votación.

Por esta razón, las estimaciones del Panel B tienden a ser mayores. Cuando utilizamos una medida basada en la proporción de *mesas* afectadas dentro de cada local, la pérdida estimada asciende a aproximadamente 24,329 votos.

Esta diferencia es importante desde el punto de vista jurídico y metodológico. La especificación basada en “cualquier mesa tardía” probablemente representa una cota superior del impacto total, pues asume que todo el local resultó afectado. En cambio, la especificación basada en fracciones incorpora distintos grados de afectación y probablemente ofrece una estimación más conservadora y precisa del impacto efectivo sobre participación.

Finalmente, es importante enfatizar que estas cifras representan estimaciones agregadas de participación potencialmente perdida, no votos identificables atribuibles automáticamente a un candidato específico. Los cálculos únicamente estiman cuántos ciudadanos probablemente dejaron de votar debido a las demoras administrativas. La eventual distribución política de esos votos contrafactuales requiere supuestos adicionales sobre preferencias electorales.

**Cuadro 4:** Estimaciones de votos potencialmente perdidos por aperturas tardías

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\hat{\beta}$	Votantes registrados ponderados por exposición	$\widehat{\Delta \text{Votos}}$	Intervalo de confianza al 95 % para $\widehat{\Delta \text{Votos}}$
<i>Panel A: MCO (Dummy)</i>				
10am+	-0.030	817,765	-24,161	[-34,609, -13,714]
2pm+ (JNE)	-0.044	40,010	-1,746	[-2,999, -493]
Votó lunes	-0.053	50,776	-2,710	[-5,689, 268]
10am+ y votó lunes	–	868,541	-26,872	[-39,506, -16,774]
<i>Panel B: TWFE (Fracción)</i>				
10am+	-0.030	818,174	-24,329	[-37,724, -10,934]
2pm+ (JNE)	-0.065	40,608	-2,630	[-3,964, -1,297]
Votó lunes	-0.069	51,376	-3,566	[-5,591, -1,541]
10am+ y votó lunes	–	869,550	-27,895	[-41,929, -12,855]

*Nota:* los votantes registrados ponderados por exposición corresponden a  $\sum_i h_i N_i$  en la estimación de votos potencialmente perdidos, donde  $h_i$  representa la exposición al tratamiento y  $N_i$  el número de votantes registrados. En el Panel A, para las estimaciones MCO a nivel de *mesa*,  $i$  indexa *mesas*. En el panel B, para las estimaciones TWFE a nivel de local,  $i$  indexa locales de votación. El Panel B reporta estimaciones TWFE utilizando la proporción continua de *mesas* con apertura tardía dentro de un local (votó lunes se incluye aquí dado que corresponde efectivamente a una proporción del 100 %). Las filas combinadas de 10am+ y votó lunes suman los votos potencialmente perdidos estimados a partir de las dos especificaciones, con incertidumbre calculada mediante bootstrap agrupado a nivel de local de votación.

Debe enfatizarse que las estimaciones agregadas de votos potencialmente perdidos no equivalen al número de votos que habrían favorecido a un candidato específico. Desde el punto de vista jurídico-electoral, la magnitud relevante no es únicamente el total de participación potencialmente afectada, sino el efecto neto sobre el margen entre los candidatos en disputa.

Por esta razón, las estimaciones más amplias de participación perdida deben interpretarse con cautela. En particular, las especificaciones que asignan tratamiento a todo un local de votación cuando alguna de sus mesas abrió tarde representan cotas superiores del impacto potencial, pues atribuyen la afectación al conjunto del local aun cuando la intensidad real del retraso pudo haber sido heterogénea.

## 6. Estimación del impacto sobre el margen López Aliaga-Sánchez

Para calcular el cambio agregado en el margen de votos entre Roberto Sánchez y Rafael López Aliaga atribuible a las aperturas tardías, combinamos el efecto estimado sobre participación con una estimación contrafactual de la composición política de los votantes marginales afectados por la disrupción. Para las especificaciones a nivel de *mesa*, calculamos:

$$\widehat{\Delta \text{Margen}} = \hat{\beta} \sum_{m=1}^M h_m N_m (\tilde{s}_{m,\text{López Aliaga}} - \tilde{s}_{m,\text{Sánchez}}),$$

donde  $h_m$  denota el estatus de tratamiento de apertura tardía de la *mesa*  $m$ ,  $N_m$  repre-

senta el número de votantes registrados asignados a dicha *mesa*, y  $\widehat{\beta}$  corresponde al efecto estimado de tratamiento de la especificación correspondiente.

El término  $\tilde{s}_{m,c}$  representa una proporción contrafactual de votos para el candidato  $c$  entre los votantes que habrían participado en ausencia de la disrupción.<sup>1</sup> Dado que contamos con características observables limitadas a nivel de *mesa* y local de votación, los métodos de emparejamiento son difíciles de implementar sin imponer supuestos de modelación más fuertes (Rosenbaum and Rubin 1983). Por ello, utilizamos la geografía como una aproximación transparente a la composición política local: las *mesas* no tratadas cercanas, especialmente dentro del mismo *distrito*, deberían proveer un contrafactual razonablemente creíble para las preferencias partidarias de los votantes en los locales tratados.

Para construir este contrafactual, utilizamos los votos de López Aliaga y Sánchez en todas las *mesas* no tratadas dentro del mismo *distrito* que la *mesa*  $m$ , excluyendo todas las *mesas* pertenecientes al mismo local de votación para evitar utilizar mecánicamente resultados provenientes del mismo lugar o posibles derrames. Así,  $\tilde{s}_{m,c}$  corresponde generalmente a la proporción de votos del candidato  $c$  entre las *mesas* no tratadas del mismo *distrito*, excluyendo completamente el local afectado. Cuando no existen *mesas* no tratadas dentro del mismo *distrito*, utilizamos *mesas* no tratadas del *distrito* más cercano, calculando la distancia mediante distancia euclidiana entre centroides distritales. Este procedimiento mantiene el contrafactual dentro de un entorno local comparable, a la vez que asegura que sea construido únicamente a partir de unidades de votación cuyos resultados observados no fueron directamente afectados por las aperturas tardías.

Para las especificaciones a nivel de local de votación, el cálculo análogo es:

$$\widehat{\Delta\text{Margen}} = \widehat{\beta} \sum_{s=1}^S h_s N_s (\tilde{s}_{s,\text{López Aliaga}} - \tilde{s}_{s,\text{Sánchez}}),$$

donde  $h_s$  representa la exposición al tratamiento a nivel de local,  $N_s$  corresponde al número de votantes registrados asignados al local  $s$ , y  $\tilde{s}_{s,c}$  representa la proporción local contrafactual de votos no tratados para el candidato  $c$ , excluyendo el propio local. Estos cálculos estiman cuánto habría variado el margen López Aliaga-Sánchez debido al efecto de las aperturas tardías sobre la participación, ponderando el electorado afectado por la diferencia política local observada en zonas no afectadas. Valores positivos de  $\tilde{s}_{\text{López Aliaga}} - \tilde{s}_{\text{Sánchez}}$  indican áreas donde la participación marginal perdida habría favorecido relativamente más a López Aliaga, mientras que valores negativos indican lo contrario.

Construimos intervalos de incertidumbre utilizando un bootstrap completo agrupado a nivel de local de votación. A diferencia de las estimaciones individuales de participación—donde el número de votantes registrados ponderados por exposición permanece fijo y la incertidumbre proviene únicamente del efecto estimado sobre participación— las estimaciones

---

<sup>1</sup>No podemos utilizar las proporciones observadas de votos en *mesas* o locales afectados por aperturas tardías, ya que dichas proporciones son endógenas a los horarios de apertura.

del margen contienen dos fuentes de incertidumbre: (i) el efecto estimado sobre participación y (ii) la composición política contrafactual de los votantes marginales afectados.

Por ello, en cada muestra bootstrap reestimamos tanto el efecto de participación correspondiente como el benchmark contrafactual de proporciones de voto, incluyendo el cálculo de exclusión del propio local (*leave-one-site-out*) y el mecanismo alternativo basado en el *distrito* más cercano. Para las estimaciones individuales del margen, el intervalo de confianza se basa en la distribución bootstrap de:

$$\widehat{\beta}^{(b)} \sum_i h_i^{(b)} N_i^{(b)} \left( \widetilde{s}_{i,\text{López Aliaga}}^{(b)} - \widetilde{s}_{i,\text{Sánchez}}^{(b)} \right),$$

donde  $i$  denota *mesas* o locales de votación, dependiendo de la especificación. Para las estimaciones combinadas —como aperturas después de las 10am y votación el lunes— calculamos ambos efectos dentro de la misma muestra bootstrap y utilizamos la distribución bootstrap de su suma. Esto permite que los intervalos reflejen simultáneamente la incertidumbre asociada tanto a los efectos de tratamiento como al benchmark político contrafactual.

**Cuadro 5:** Estimaciones del margen López Aliaga-Sánchez potencialmente perdido por aperturas tardías

	(1)	(2)	(3)
	$\widehat{\beta}$	$\widehat{\Delta\text{Margen}}$	Intervalo de confianza al 95 % para $\widehat{\Delta\text{Margen}}$
<i>Panel A: MCO (Dummy)</i>			
10am+	-0.030	-5,055	[-8,042, -2,205]
2pm+ (JNE)	-0.044	-194	[-428, -24]
Votó lunes	-0.053	-413	[-956, 57]
10am+ y votó lunes	–	-5,468	[-8,645, -2,866]
<i>Panel B: TWFE (Fracción)</i>			
10am+	-0.030	-5,088	[-9,468, -2,058]
2pm+ (JNE)	-0.065	-288	[-553, -57]
Votó lunes	-0.069	-603	[-1,194, -134]
10am+ y votó lunes	–	-5,691	[-10,216, -2,399]

*Nota:*  $\widehat{\Delta\text{Margen}}$  estima el cambio en el margen López Aliaga-Sánchez asociado a las aperturas tardías, combinando el efecto estimado sobre la participación con el margen contrafactual local entre López Aliaga y Sánchez A en unidades de votación no tratadas. En el Panel A, para las estimaciones MCO a nivel de *mesa*,  $i$  indexa *mesas*. En el panel B, para las estimaciones TWFE a nivel de local,  $i$  indexa locales de votación. El Panel B reporta estimaciones TWFE utilizando la proporción continua de *mesas* con apertura tardía dentro de un local (votó lunes se incluye aquí dado que corresponde efectivamente a una proporción del 100%). Las filas combinadas de 10am+ y votó lunes suman los márgenes potencialmente perdidos estimados a partir de las dos especificaciones, con incertidumbre calculada mediante bootstrap agrupado a nivel de local de votación.

Los resultados muestran que el efecto neto estimado sobre el margen López Aliaga-Sánchez es considerablemente menor que el número agregado de votos potencialmente no

emitidos. Esto se debe a que los votantes marginales afectados por las demoras no habrían favorecido exclusivamente a un solo candidato, sino que se habrían distribuido entre distintas candidaturas. En Lima Metropolitana López Aliaga recibió alrededor de una quinta parte de los votos, con el resto repartiéndose entre los otros candidatos.

Bajo las especificaciones más conservadoras y metodológicamente precisas, el margen potencialmente perdido se ubica en el orden de algunos miles de votos. Incluso bajo especificaciones extensivas que funcionan como cotas superiores, la magnitud estimada no proporciona evidencia suficiente para concluir que las aperturas tardías hayan alterado el orden de clasificación entre el segundo y tercer lugar, separado según los últimos datos disponibles por 20,303 votos.

La Tabla 5 presenta estimaciones del margen potencialmente perdido entre Sánchez y López Aliaga atribuible a las aperturas tardías, calculadas tanto a nivel de *mesa* como de local de votación. Utilizamos las mismas especificaciones principales del Panel A de la Tabla 2 y de la Tabla 3. En el Panel A de la Tabla 5, aplicado a nivel de *mesa*, encontramos que las *mesas* abiertas después de las 10am, con una base de margen ponderada por exposición de 171,078, generan un margen potencialmente perdido de aproximadamente 5,055 votos, con intervalos de confianza al 95 % entre 2,205 y 8,042 votos. Incorporar el canal adicional de votación el lunes junto con el efecto de aperturas después de las 10am prácticamente no modifica esta estimación (5,468 votos).

El Panel B de la Tabla 5 utiliza las estimaciones TWFE de la Tabla 3. Cuando incorporamos variación intensiva utilizando la proporción de *mesas* abiertas tardíamente dentro de cada local – capturando heterogeneidad en la intensidad del tratamiento – estimamos aproximadamente 5,088 votos potencialmente perdidos en el margen López Aliaga-Sánchez.

Los resultados muestran que el efecto neto estimado sobre el margen López Aliaga-Sánchez es considerablemente menor que el número agregado de votos potencialmente no emitidos. Esto se debe a que los votantes marginales afectados por las demoras no habrían favorecido exclusivamente a un solo candidato, sino que se habrían distribuido entre distintas candidaturas.

Bajo las especificaciones más conservadoras y metodológicamente precisas, el margen potencialmente perdido se ubica en el orden de algunos miles de votos. Incluso bajo especificaciones extensivas que funcionan como cotas superiores, **la magnitud estimada no proporciona evidencia suficiente para concluir que las aperturas tardías hayan alterado el orden de clasificación entre el segundo y tercer lugar.**

## 7. Evidencia de Reporte Estratégico Irregular

Como análisis final, exploramos la posibilidad de reportes irregulares en los tiempos de instalación de las *mesas*. Según el artículo 363 de la *Ley Orgánica de Elecciones*, las *mesas* deben instalarse antes del mediodía para que los votos sean contabilizados legalmente; de lo

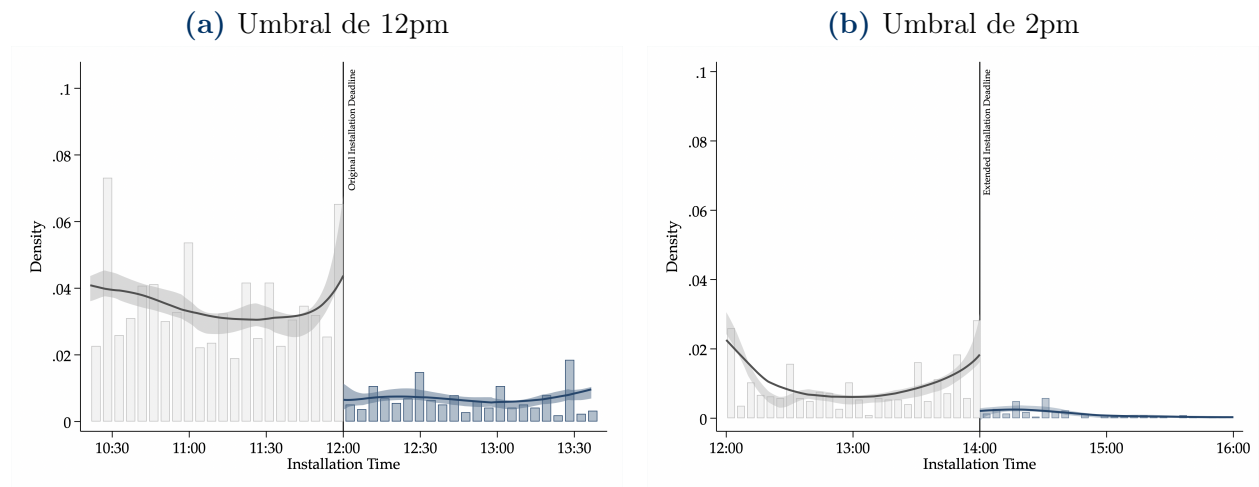
contrario, pueden ser anuladas. Sin embargo, debido a los errores administrativos del día de la elección, el Jurado Nacional de Elecciones extendió este plazo hasta las 2pm mediante el *Acuerdo del 12.04.2026*.

La Figura 3 muestra los resultados del test de McCrary (2008), donde se observan discontinuidades pronunciadas en los plazos legales: una acumulación importante justo antes del plazo original de las 12pm en el panel (a), y otra acumulación justo antes o en el plazo extendido de las 2pm en el panel (b). Este patrón resulta difícil de interpretar como instalaciones genuinas “justo a tiempo”.

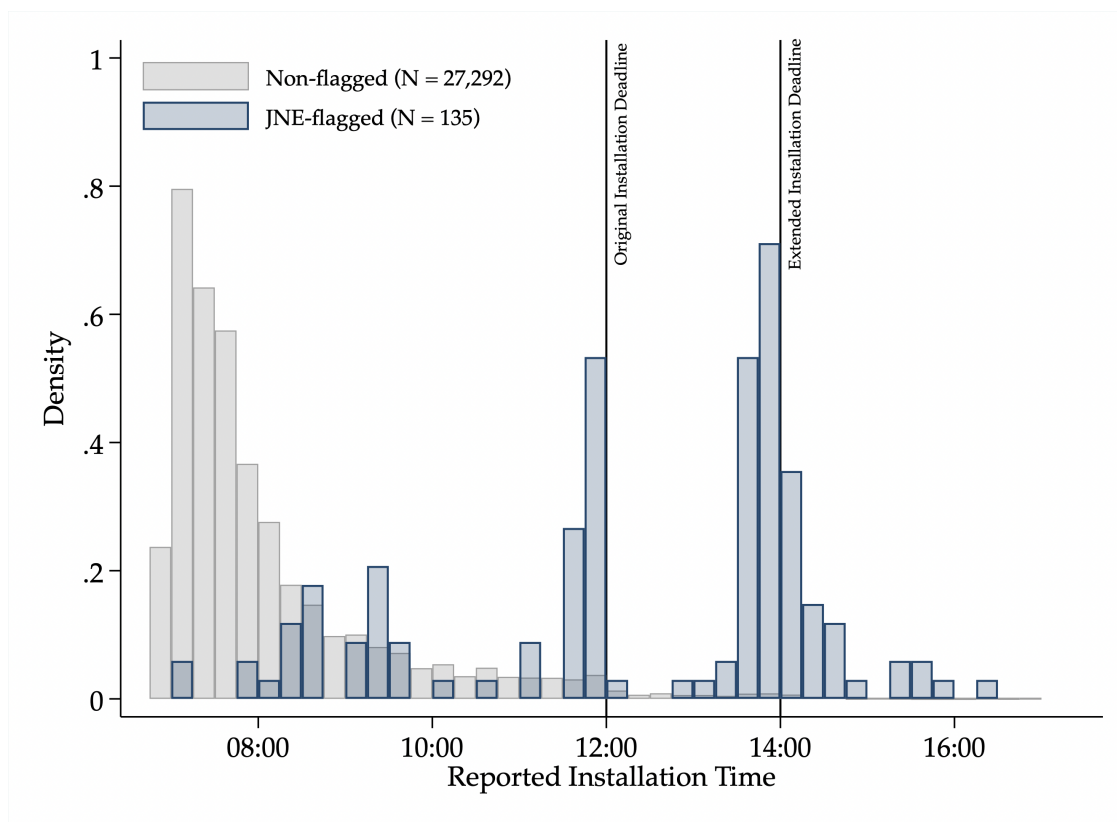
Adicionalmente, utilizamos un informe interno del JNE (*N° 000073-2026-WTG-JEELIMA SUR1-EG2026/JNE*) que, en base a guías de remisión, identifica doce locales de votación donde el material electoral llegó después del plazo extendido de las 2pm. Dado que los materiales para todas las *mesas* de un local se entregan simultáneamente, se confirma que todas las *mesas* de estos locales abrieron después de las 2pm.

La Figura 4 compara la distribución de tiempos de instalación reportados entre las *mesas* señaladas por el Jurado Nacional de Elecciones y el resto. Emergen dos patrones claros: primero, varias *mesas* reportan haberse instalado antes de las 2pm cuando en realidad no fue así—algunas incluso declaran haber abierto a las 7am; segundo, se observa una clara concentración justo antes del plazo extendido de las 2pm.

Este hallazgo resulta relevante para evaluar la integridad administrativa del proceso, aunque no implica por sí mismo que el resultado entre el segundo y tercer lugar haya sido alterado.



**Figura 3:** Resultados del test de McCrary (2008) sobre la hora de instalación de las *mesas*. *Nota:* el panel (a) utiliza un umbral de corte de 12pm. El panel (b) utiliza un umbral de corte de 2pm. La unidad de análisis es la *mesa*. La muestra incluye todas las *mesas* de Lima para las cuales se cuenta con tiempos de instalación/apertura reportados, incluyendo aquellas *mesas* señaladas por el Jurado Nacional de Elecciones como abiertas después de las 2pm. La muestra excluye las *mesas* que abrieron el lunes.



**Figura 4:** Distribución de los tiempos de instalación reportados

*Nota:* las barras del histograma sombreadas en azul reflejan la distribución de los tiempos de instalación reportados entre las *mesas* señaladas por el Jurado Nacional de Elecciones como abiertas después del plazo legal extendido de las 2pm. Las barras sombreadas en gris reflejan la distribución de todas las demás *mesas* de Lima no señaladas por el Jurado Nacional de Elecciones. La muestra excluye las *mesas* que abrieron el lunes.

## 8. Robustez

Los resultados son robustos a:

- efectos fijos alternativos;
- inferencia por aleatorización;
- eliminación iterativa de distritos;
- diferentes estructuras de errores estándar;
- restricciones muestrales;
- estimadores robustos a heterogeneidad de tratamiento.

## Limitaciones del análisis

Como en toda inferencia observacional aplicada a procesos electorales complejos, las estimaciones presentadas dependen de ciertos supuestos metodológicos. En particular, las simulaciones contrafactuales requieren imputar preferencias electorales utilizando mesas comparables, mientras que los modelos TWFE descansan en supuestos de tendencias paralelas entre unidades tratadas y de control.

Aunque múltiples pruebas de robustez respaldan la plausibilidad de dichos supuestos, los resultados deben interpretarse como estimaciones probabilísticas y no como reconstrucciones exactas del comportamiento electoral individual o determinaciones jurídicamente sancionadas del resultado oficial.

## 9. Conclusiones

La evidencia presentada permite concluir con alto grado de confianza que las aperturas tardías de mesas redujeron la participación electoral en diversos sectores de Lima Metropolitana.

Sin embargo, las estimaciones causalmente más sólidas sugieren que la magnitud de dicha reducción NO fue suficiente para alterar el orden de clasificación del segundo lugar entre los candidatos presidenciales.

Aunque existieron deficiencias administrativas reales y relevantes para el ejercicio del sufragio, la evidencia empírica disponible no respalda la hipótesis de que dichas irregularidades hayan modificado el resultado de la elección presidencial.

La evidencia respalda la existencia de afectaciones reales al ejercicio del sufragio. En una elección tan cerrada por el segundo lugar, dichas irregularidades crean suspicacia entre los votantes, aunque no hayan modificado el resultado. Por lo tanto es claro que la segunda vuelta presidencial requiere de un ejercicio de logística impecable para asegurar que todos los y las peruanas pueden ejercer su voto de manera ágil y oportuna, con mesas instaladas a tiempo.

## Referencias Bibliográficas

- Jurado Nacional de Elecciones (JNE). (2026). *Informe sobre demoras en elecciones*. Report N° 000073-2026-WTG-JEELIMASUR1-EG2026/JNE.
- McCrary, J. (2008). *Manipulation of the running variable in regression discontinuity*. Journal of Econometrics. 142(2): 698-714.
- Papke, L. & Wooldridge, J. (1996). *Econometric methods for fractional response variables*. Journal of Applied Econometrics. 11(6): 619-623.
- Rosenbaum, P. R. & Rubin, D. B. (1983). *The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects*. Biometrika. 70(1): 41-55.

### Declaración de independencia

Los autores declaran que este análisis fue realizado con independencia académica y sin financiamiento de campañas electorales ni partidos políticos.