

Más allá del “fraude” como axioma: inferencia estadística del conflicto poselectoral de 2006 veinte años después

Beyond “Fraud” as an Axiom: Statistical Inference on Mexico’s 2006 Post-Election Conflict, Twenty Years Later

Edwin ATILANO ROBLES 

Universidad Nacional Autónoma de México
México

RESUMEN: Se reexamina el debate sobre el presunto fraude en la elección presidencial mexicana de 2006 y se reordena como un problema de inferencia estadística bajo incertidumbre. Con base en datos de cómputos distritales a nivel casilla, documento el comportamiento del margen de victoria entre candidatos punteros, se incluyen comparaciones entre subconjuntos relevantes (casillas especiales y casillas con inconsistencia aritmética) para evaluar si existe un patrón compatible con manipulación direccional sistemática. El aporte metodológico es estimar, mediante simulaciones Monte Carlo, la probabilidad de observar un falso ganador (reversión del margen): bajo un diseño estratificado, la probabilidad estimada es de 15.4%. Se concluye que la evidencia analizada no apunta a una intervención sistemática capaz de invertir el resultado agregado, y que el debate público se beneficia de sustituir afirmaciones dicotómicas por probabilidades explícitas y estándares de prueba verificables.

PALABRAS CLAVE: fraude electoral; elecciones 2006; política mexicana; inferencia estadística; simulaciones Monte Carlo.

ABSTRACT: I reexamine the debate over the alleged fraud in Mexico’s 2006 presidential election and recast it as a problem of statistical inference under uncertainty. Using polling-station-level data from district tallies, I document the behavior of the victory margin between the leading candidates, including comparisons across relevant subsets (special polling stations and polling stations with arithmetic inconsistencies) to assess whether there is a pattern consistent with systematic directional manipulation. The methodological contribution is to estimate—via Monte Carlo simulations—the probability of observing a false winner (margin reversal): under a stratified design, the estimated probability is 15.4%. I conclude that the evidence analyzed does not point to a systematic intervention capable of overturning the aggregated result, and that public debate benefits from replacing dichotomous claims with explicit probabilities and verifiable standards of proof.

KEYWORDS: electoral fraud; 2006 election; mexican politics; statistical inference; Monte Carlo simulations.

I. INTRODUCCIÓN¹

A casi dos décadas de la elección presidencial mexicana de 2006, el conflicto poselectoral continúa operando como un caso emblemático para discutir legitimidad democrática, confianza institucional y estándares de prueba en contiendas cerradas. Buena parte de la controversia se articuló alrededor de irregularidades observadas en actas, disputas sobre el recuento y señalamientos sobre el flujo de resultados preliminares, lo cual produjo interpretaciones radicalmente divergentes sobre el mismo conjunto de hechos. En ese contexto, mi propuesta es reordenar el debate como un problema de inferencia estadística: distinguir entre error administrativo esperable y evidencia compatible con manipulación sistemática (Aparicio, 2009; Crespo, 2008).

Actualmente, resulta crucial subrayar que los gobiernos de la llamada “Cuarta Transformación” han utilizado con frecuencia la tesis del fraude de 2006 como si se tratara de una verdad incuestionable en el espacio público. Esta operación discursiva convierte una controversia empírica en un postulado normativo que legitima retrospectivamente identidades políticas y diagnósticos sobre el régimen previo. Precisamente por ello, sostengo que la expresión “hubo fraude” no puede tratarse como axioma, sino como una afirmación extraordinaria que requiere evidencia proporcional y mecanismos verificables (Erdely Ruiz, 2018).

En consecuencia, mi pregunta de investigación es: ¿cuál es la probabilidad de observar una muestra en la que resultara ganador Andrés Manuel López Obrador (AMLO) bajo un diseño de muestreo plausible? Para responder esta pregunta defino el estimador $\hat{\theta}$, el cual calcula el margen nacional entre el porcentaje de votos obtenido por el Partido Acción Nacional (PAN) y la coalición Por el Bien de Todos (PBT) para muestras de casillas. La idea es calcular la probabilidad de reversión, entendida como $Pr(\hat{\theta} < 0)$. Esta formulación adopta un lenguaje probabilístico para evitar ambigüedades típicas del discurso público en elecciones cerradas, en particular el uso coloquial de “empate técnico” como sustituto de probabilidades explícitas (Erdely Ruiz, 2018).

En este sentido, sugiero que la aportación de esta nota metodológica subyace al hecho de que una pieza frecuentemente presentada como indicio

¹ El autor agradece los comentarios y sugerencias recibidos de dos personas dictaminadoras externas a la *Revista Mexicana de Derecho Electoral*.

Este texto se benefició de una corrección de estilo asistida por Inteligencia Artificial (ChatGPT 5.2 Thinking). No se aceptó contenido generativo sin verificación humana; todas las afirmaciones sustantivas, análisis y conclusiones son responsabilidad exclusiva del autor.

de fraude es la existencia de encuestas preelectorales que sugerían una ventaja para AMLO. Incluso al asumir que un conjunto relevante de encuestas apuntaba consistentemente en esa dirección, tal hecho no constituye evidencia de manipulación electoral sistemática. La razón es metodológica: las encuestas están sujetas a error muestral, sesgos de no respuesta, problemas de medición y posibles errores de ajuste (Scheaffer et al., 2006), por lo que el desacuerdo encuesta-resultado puede surgir sin necesidad de postular alteración deliberada del voto (Erdely Ruiz, 2018).

Mi objetivo es mostrar que, con base en evidencia a nivel casilla, los datos no apuntan a una manipulación sistemática del comportamiento relativo del PAN y de la coalición PBT en el agregado nacional. Con esto no pretendo negar la existencia de errores, irregularidades o manipulación en otros frentes (como la compra y coacción de voto), sino evaluar si los patrones observados a nivel casilla son consistentes con sesgos direccionales que, de manera sistemática, alteren el signo del margen de victoria. En esa distinción —entre irregularidades administrativas y mecanismos de fraude determinante— se ubica el corazón metodológico de mi propuesta, siguiendo la literatura al respecto (Aparicio, 2009; Pliego Carrasco, 2007).

Metodológicamente, combino dos componentes. Primero, desarrollo un análisis descriptivo del comportamiento del voto del PAN y de la coalición PBT a nivel casilla para documentar regularidades y heterogeneidad territorial. Segundo, implemento Monte Carlo bajo dos diseños de muestreo (muestreo aleatorio simple y muestreo estratificado por estado y distrito) para estimar la frecuencia con la que un procedimiento muestral puede inducir una reversión aun cuando el margen verdadero sea positivo.

El resultado central es que, bajo un diseño de muestreo aleatorio estratificado, la probabilidad estimada de reversión es 15.4%, es decir, la probabilidad de que un ejercicio muestral sugiera un margen negativo (AMLO por encima de Calderón) pese a un margen verdadero positivo. Interpreto esta estimación como riesgo inferencial inducido por muestreo y heterogeneidad (Mayo, 2018; Wahba, 1990), no como evidencia de intervención deliberada, y permite separar con claridad dos fuentes de incertidumbre: la estadística (variación muestral) y la política (atribución de intencionalidad). En esa línea, el hallazgo se enlaza con la recomendación de sustituir afirmaciones dicotómicas por probabilidades explícitas al evaluar contiendas cerradas (Erdely Ruiz, 2018; Mendoza y Nieto-Barajas, 2016).

Esta nota metodológica se organiza en dos secciones además de esta introducción. En la primera sección reconstruyo de manera sucinta el de-

bate sobre el fraude en 2006 y distingo familias de argumentos y estándares de prueba, e incorporo críticamente el uso contemporáneo del “fraude” como recurso retórico de legitimación política. En la segunda sección presento el análisis estadístico: descriptivos del margen PAN-PBT, tratamiento de subconjuntos relevantes (casillas especiales y con inconsistencias) y simulaciones Monte Carlo para estimar la probabilidad de reversión. Finalmente, discuto las implicaciones metodológicas para evaluar afirmaciones de manipulación en elecciones cerradas y para comunicar incertidumbre de forma transparente (Erdely Ruiz, 2018; Mendoza y Nieto-Barajas, 2016).

II. DEBATES SOBRE EL FRAUDE EN LA ELECCIÓN PRESIDENCIAL DE 2006

El debate sobre el “fraude” en 2006 suele mezclar, en un mismo término, fenómenos distintos que conviene separar analíticamente. Por un lado, se encuentran afirmaciones sobre inequidad del proceso (intervención gubernamental, campañas negativas o asimetrías de recursos), y por otro, alegaciones específicas sobre alteración del conteo o del registro de votos en casilla o en agregación. Esta diferencia importa porque cada afirmación requiere evidencia distinta y su plausibilidad empírica se evalúa mediante estándares no equivalentes (Aparicio, 2009; Crespo, 2008).

En el debate político contemporáneo, la tesis del fraude de 2006 ha sido utilizada por gobiernos y actores asociados a la llamada “Cuarta Transformación” como si se tratara de un hecho probado y no de una controversia empírica. Ese desplazamiento convierte una hipótesis en un componente de identidad política y de legitimación retrospectiva, y reduce la discusión a un juicio moral más que a un examen de evidencia. Precisamente por ello, el análisis académico debe insistir en separar el uso político del concepto de fraude de su significado operativo: una intervención sistemática que altere el resultado en el agregado nacional (Erdely Ruiz, 2018).

En este sentido, una primera familia de argumentos pro-fraude enfatiza la acumulación de irregularidades como un indicador de intencionalidad o captura institucional. En esta línea, la controversia se interpreta como un episodio donde decisiones políticas y arreglos de poder habrían convergido para producir un resultado, y las inconsistencias en actas funcionarían como “síntomas” de un proceso manipulado. Un referente visible en esta tradición es Díaz-Polanco (2012), quien articula una lectura del episodio como fraude y discute el rol de actores políticos e intelectuales en la construcción de legitimidad.

Una segunda familia pro-fraude se centra en el análisis de actas y en la idea de que, en una contienda cerrada, la presencia de errores aritméticos o inconsistencias entre rubros vuelve frágil el principio de certeza sin un recuento más amplio. Desde esta perspectiva, el volumen y la distribución de inconsistencias se convierten en evidencia suficiente para sostener dudas razonables sobre el resultado, aun si muchas inconsistencias pueden surgir por error humano. En el debate público, Crespo (2008) consolidó esta orientación al convertir la lectura de actas en un eje para cuestionar la suficiencia de los mecanismos institucionales de validación.

Una tercera familia pro-fraude incorpora el argumento de que encuestas preelectorales apuntaban a una ventaja de AMLO, interpretando la divergencia entre encuestas y resultado oficial como señal de manipulación. Aun partiendo del supuesto de que existió un conjunto de mediciones que sugería una ventaja para ese candidato, sostengo que este hecho no prueba fraude: las encuestas son estimaciones con error, sensibles a no respuesta, sesgo de cobertura, efectos de cuestionario y decisiones de ponderación (Scheaffer et al., 2006). En consecuencia, la discrepancia encuesta-resultado puede emerger por error muestral y sesgos no intencionales sin implicar necesariamente alteración deliberada del conteo, lo cual refuerza la necesidad de traducir el debate a probabilidades explícitas y no a inferencias automáticas (Erdely Ruiz, 2018).

Una cuarta familia pro-fraude desplaza el problema desde la casilla hacia el flujo y la agregación de resultados, formulando sospechas sobre transmisión, captura o validación de información en sistemas preliminares como el Programa de Resultados Electorales Preliminares (PREP), incluso bajo la idea de una posible “manipulación cibernética”. Desde mi perspectiva, estas hipótesis requieren evidencia técnica específica (auditorías, bitácoras y trazabilidad) y suelen coexistir con debates sobre qué hallazgos serían realmente diagnósticos frente a fricciones operativas. Como contrapunto, la autoridad electoral documentó el funcionamiento y procedimientos del PREP en informes técnicos que constituyen una base primaria para evaluar estas afirmaciones (IFE, 2006); además, el PREP no tiene validez oficial y la referencia jurídicamente relevante son los cómputos distritales.

En contraste, la literatura anti-fraude tiende a comenzar con una distinción metodológica: errores y anomalías administrativas no implican automáticamente sesgo sistemático o manipulación deliberada. Aparicio (2009) representa un tratamiento estadístico influyente de este punto al confrontar distintas acusaciones con evidencia cuantitativa, y concluye que el resultado puede explicarse sin recurrir a hipótesis de fraude orquestado. El argumen-

to no sostiene que el proceso careciera de fricciones, sino que los patrones observados son compatibles con error aleatorio y con dinámicas operativas conocidas.

Otra vertiente anti-fraude enfatiza el papel del conteo rápido y del muestreo como instrumentos diseñados para producir inferencias bajo incertidumbre. En particular, esta literatura insiste en que, cuando el margen es reducido, la interpretación pública debe considerar distribución muestral, varianza y supuestos del diseño, porque la “certeza” no puede derivarse de una estimación puntual. Eslava (2006) y la documentación institucional del IFE (2006) son relevantes aquí porque sitúan el conteo rápido como un ejercicio técnicamente estructurado y evaluable, no como un dispositivo político. En consecuencia, las controversias sobre “reversión” pueden analizarse como eventos probabilísticos inducidos por el muestreo, antes de concluir que implican manipulación.

En este punto, la contribución de Erdely Ruiz (2018) es útil para reordenar el debate. Su crítica a la “falacia del empate técnico” sostiene que etiquetas vagas reemplazan indebidamente una discusión probabilística por una afirmación ambigua que no informa sobre riesgo de reversión o probabilidad de victoria. Esa crítica converge con enfoques formales que proponen estimar probabilidades explícitas en conteos rápidos, como el tratamiento bayesiano de Mendoza y Nieto-Barajas (2016). En conjunto, estas aportaciones sugieren que, en elecciones cerradas, el núcleo del desacuerdo debe traducirse a probabilidades y criterios transparentes, no a etiquetas mediáticas.

Una tercera línea anti-fraude recurre a evaluaciones externas y a resoluciones institucionales para establecer un umbral mínimo de evidencia. La Misión de Observación Electoral de la Unión Europea (2006) consideró que discrepancias observadas se asociaban principalmente a errores no intencionales, lo cual apunta a mecanismos administrativos antes que a un patrón de manipulación sistemática. En el plano jurisdiccional, el Tribunal Electoral del Poder Judicial de la Federación (TEPJF) emitió el dictamen correspondiente y cerró la calificación formal del proceso (TEPJF, 2006). Si bien estas fuentes no sustituyen un análisis estadístico, sí condicionan el tipo de evidencia requerido para sostener afirmaciones extraordinarias de fraude determinante.

Por lo anterior, el debate sobre 2006 puede organizarse como una confrontación entre (i) narrativas que interpretan irregularidades, encuestas y decisiones institucionales como indicios convergentes de manipulación y (ii) evaluaciones que distinguen error administrativo de sesgo sistemático, y que traducen incertidumbre en probabilidades explícitas. Esta última estrategia permite formular

preguntas empíricas verificables y evita confundir discrepancias ideológicas con prueba de fraude. Sobre esa base, mi posición no es negar irregularidades, sino evaluar el grado en que los datos son compatibles con manipulación sistemática frente a explicaciones alternativas basadas en heterogeneidad, error y variación muestral (Aparicio, 2009; Erdely Ruiz, 2018; Mendoza y Nieto-Barajas, 2016).

En consecuencia, mi contribución se inscribe en una tradición de la literatura que entiende el fraude como una hipótesis empíricamente evaluable y no como un axioma incuestionable. En particular, muestro que la discrepancia entre encuestas preelectorales favorables a AMLO y un margen agregado final a favor del PAN puede surgir de manera esperable cuando se considera la incertidumbre inducida por el muestreo, la heterogeneidad territorial del voto y el diseño del procedimiento de estimación (Wahba, 1990). En la siguiente sección muestro cómo bajo un diseño muestral estratificado, la probabilidad de observar una reversión (es decir, que una muestra sugiera un triunfo de AMLO) es de poco más de 15%, lo que implica que tales discrepancias no constituyen, por sí mismas, evidencia de manipulación sistemática, sino que son compatibles con riesgos inferenciales inherentes al muestreo (Mayo, 2018).

III. ESTRATEGIA METODOLÓGICA Y RESULTADO

Para realizar este análisis utilicé los cómputos distritales de la elección presidencial de 2006, de acceso público, por lo que la unidad de análisis es la casilla. La base incluye votos, participación y variables de identificación por casilla, distrito y estado, lo que permite estudiar márgenes y comportamiento electoral en la unidad operativa y evitar que los agregados estatales o distritales oculten heterogeneidad relevante. Además, estos datos son un insumo natural para vincular el debate poselectoral con herramientas de inferencia muestral y conteo rápido (Aparicio, 2009; IFE, 2006; Mendoza y Nieto-Barajas, 2016).

Construí variables operativas: votos válidos como denominador, votos para el PAN y la coalición PBT como numeradores y el margen por casilla $\theta_i = PAN_i - PBT_i$, base del análisis del margen de victoria. Un punto metodológico clave es distinguir margen y participación, pues no comparten denominador: el margen se define sobre votación válida, mientras que la participación suele referirse a lista nominal, lo que exige un tratamiento separado de las casillas especiales que carecen de lista nominal; además, la elección del denomina-

dor afecta el estimador y su variabilidad, por lo que se fija explícitamente antes de simular (Cochran, 1977; Lohr, 2010; Särndal et al., 1992).

Para fortalecer el análisis, traté a las casillas especiales (822) como un subconjunto analítico y no como casos “defectuosos” que deban eliminarse. Dado que estas casillas corresponden a votantes en tránsito y típicamente no cuentan con lista nominal, es metodológicamente más defendible excluirlas del cálculo de participación basado en lista nominal, y analizarlas por separado. Esto evita fabricar tasas de participación sin denominador válido y preserva la comparabilidad (Lohr, 2010; Särndal et al., 1992).

Adicionalmente, identifiqué y separé un conjunto de casillas con inconsistencia aritmética (117 donde el total de votos excede lista nominal) para analizar si existe un patrón diferenciado con el resto de las casillas. La lógica es doble: (i) no contaminar el “marco limpio” con registros cuya interpretación es ambigua sin auditoría documental casilla por casilla, y (ii) conservarlas para un análisis de sensibilidad que muestre si los resultados inferenciales dependen de incluir/excluir estas observaciones.

La medida de interés para esta investigación es un margen nacional de victoria como proporción de votos válidos:

$$\theta = \frac{\sum_{i=1}^n (PAN_i - PBT_i)}{\sum_{i=1}^n \text{válidos}_i}.$$

Sobre esa base, comparé dos diseños muestrales: (a) Muestreo Aleatorio Simple (MAS) sobre casillas, sin reemplazo, y (b) Muestreo Estratificado por estado y distrito. Implementé el diseño estratificado con asignación proporcional a tamaños de estrato, imponiendo un mínimo de una unidad por estrato para asegurar cobertura territorial, lo cual es una práctica habitual cuando se busca reducir varianza manteniendo representatividad por dominios (Cochran, 1977; Särndal et al., 1992). Conceptualmente, el contraste MAS *vs.* estratificado permite mostrar cuánto del “riesgo de reversión” es puro azar muestral y cuánto se amortigua al incorporar estructura territorial en el diseño.

En el diseño de MAS calculé el estimador por réplica como razón directa en la muestra: $\hat{\theta} = \frac{\sum_{i=1}^n \theta_i}{\sum_{i=1}^n \text{válidos}_i}$. En el muestreo estratificado, asigné cada ca-

silla a un estrato territorial definido por el cruce estado \times distrito, es decir, agrupé todas las casillas que comparten el mismo par (estado, distrito). Dentro de cada estrato h seleccioné n_h casillas de un total de N_h , y por ello utilicé el ponderador de expansión N_h/n_h para reconstruir el total del estrato a partir

de su muestra (Gelman y Hill, 2006). En términos intuitivos, este ponderador significa que cada casilla observada representa a N_h/n_h casillas del mismo estado y distrito, de modo que al expandir y sumar los estratos se obtiene una estimación del total coherente con la estructura territorial del proceso electoral. Esta elección evita modelos paramétricos *ad hoc* (Lohr, 2010; Särndal et al., 1992) y mantiene el foco en incertidumbre inducida por el diseño, que es precisamente el punto metodológico que quiero resaltar.

Por su parte, implementé una estrategia de inferencia estadística a través de simulaciones Monte Carlo (que detallaré con posterioridad), en donde repetí el proceso de muestreo 100,000 veces bajo cada diseño, con un tamaño de muestra de 1500 casillas. De esta forma, obtuve la distribución empírica de $\hat{\theta}$. Este procedimiento me permitió aproximar probabilidades de interés sin depender de aproximaciones asintóticas frágiles en escenarios cerrados, y es una herramienta estándar para estudiar el desempeño de estimadores y eventos raros o de cola (Rubinsein y Kroese, 2016; Robert y Casella, 2004).

Como señalé previamente, la pregunta de esta nota apunta a la reversión del margen de victoria, por lo que la cantidad de interés es $Pr(\hat{\theta} < 0)$, la cual se estima por la fracción de réplicas con reversión con respecto al total de simulaciones. De manera complementaria, reporto desviación estándar y cuantiles 2.5%–97.5% de la distribución simulada para dar una imagen completa del rango plausible bajo cada diseño.

Para cerrar esta parte es importante señalar que incorporé explícitamente un análisis por submuestras (casillas especiales y con inconsistencia aritmética) para evitar que el argumento dependa de una sola decisión de limpieza. Esta estrategia responde a una preocupación central del debate público: distinguir entre patrones sistemáticos y artefactos de medición, y por tanto hacer transparente qué parte de la evidencia proviene de unidades comparables entre sí. En términos de comunicación, el resultado principal no se presenta como “certeza total”, sino como un juicio probabilístico basado en diseño y simulación.

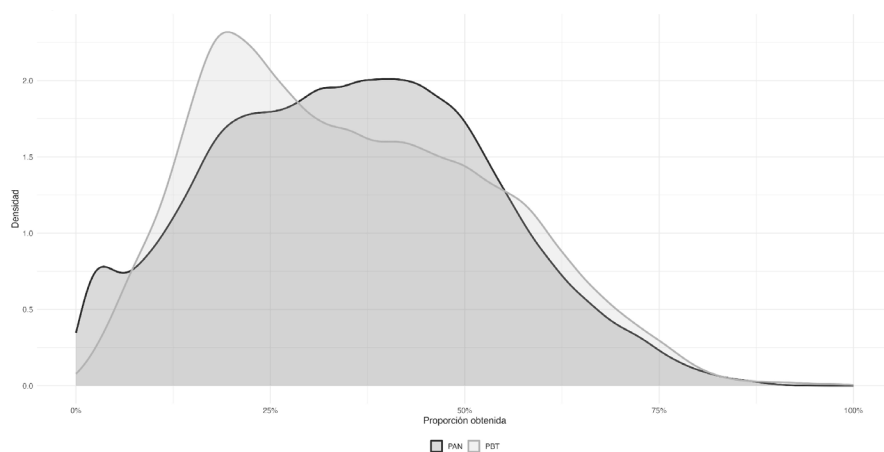
1. Resultados

En el marco de casillas básicas, contiguas y extraordinarias (se excluyen casillas especiales), el total de votos válidos asciende a 40,368,623, con 14,777,567 votos para el PAN y 14,560,807 para la coalición PBT, lo que equivale a proporciones nacionales de 0.366 y 0.361, respectivamente. El margen nacional de victoria como razón de votos válidos es $\hat{\theta} = 0.00537$, es decir, aproximada-

mente 0.537% a favor del PAN, lo que establece la referencia empírica contra la cual se evalúa la probabilidad de reversión en las simulaciones. Como prueba descriptiva de robustez, al excluir las 117 casillas identificadas con inconsistencia aritmética (total de votos > lista nominal) el margen apenas cambia a 0.00531 ($\approx 0.531\%$), lo que indica que dicho subconjunto no conduce el resultado agregado ni altera su signo.

En términos del comportamiento empírico de las variables de interés, la gráfica 1 presenta las distribuciones de la proporción de votos válidos por casilla para el PAN y la coalición PBT, mostrando heterogeneidad territorial con colas hacia valores altos asociadas a casillas de dominio partidista. Descriptivamente, la coalición PBT concentra mayor densidad en proporciones bajas–medias, mientras que el PAN lo hace en proporciones medias–altas, con un traslape amplio coherente con un escenario competitivo. Crucialmente, las curvas son suaves y no exhiben discontinuidades, acumulaciones anómalas o “cortes” que sugieran una distorsión compatible con manipulación sistemática del conteo, por lo que el patrón es consistente con variación electoral real y estructura territorial.

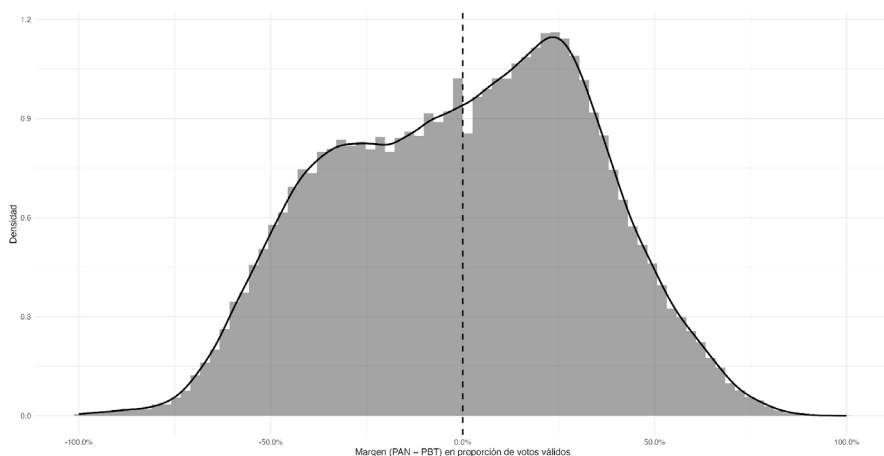
GRÁFICA 1.
VOTO POR CASILLA PAN VS PBT
PROPORCIÓN DE VOTOS VÁLIDOS



FUENTE: elaboración propia, con base en datos de los cómputos distritales en la elección presidencial de 2006. Se omiten casillas especiales.

La gráfica 2, por su parte, sintetiza las distribuciones del margen PAN-PBT por casilla (diferente de proporciones sobre votos válidos), mostrando directamente la heterogeneidad del desempeño relativo entre unidades. La distribución es amplia y presenta masa sustantiva a ambos lados de cero, lo que indica que existen numerosas casillas donde cada partido obtiene ventajas locales, y que el margen estrecho puede entenderse como el resultado de compensaciones territoriales en la agregación. Quisiera señalar que no se observan acumulaciones anómalas en torno al umbral de cero ni discontinuidades en puntos específicos del margen, patrones que serían más compatibles con una manipulación intencional.

GRÁFICA 2.
DISTRIBUCIÓN DEL MARGEN PAN-PBT POR CASILLA
MARGEN DEFINIDO COMO DIFERENCIA DE
PROPORCIONES SOBRE VOTOS VÁLIDOS

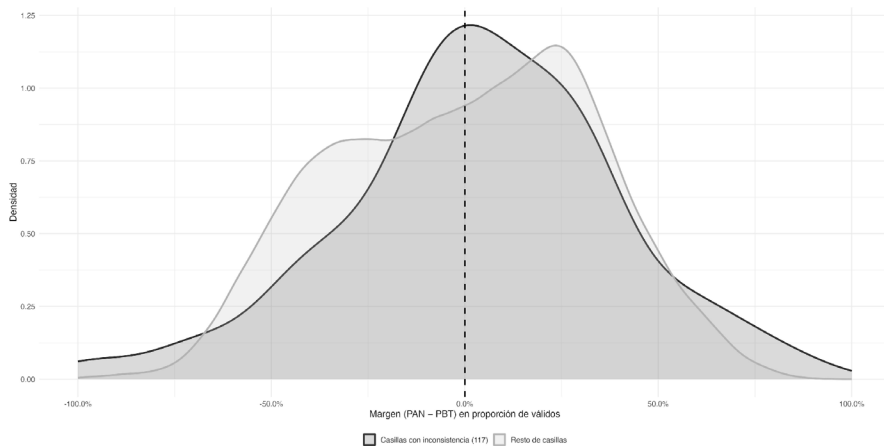


FUENTE: elaboración propia, con base en datos de los cómputos distritales en la elección presidencial de 2006. Se omiten casillas especiales.

La gráfica 3 contrasta explícitamente el comportamiento del margen PAN-PBT entre las 117 casillas con inconsistencia aritmética y el resto de las casillas. Las densidades son cualitativamente similares y no exhiben un cambio direccional claro ni acumulaciones anómalas alrededor del umbral de cero que sugieran que el subconjunto inconsistente funcione como un mecanismo sistemático para desplazar el margen hacia un partido. En todo caso, el sub-

conjunto inconsistente muestra mayor dispersión, pero su influencia sobre el agregado es limitada, lo cual es consistente con que la exclusión de estas casillas apenas modifica el margen nacional (0.00537 *vs.* 0.00531) y no altera su signo.

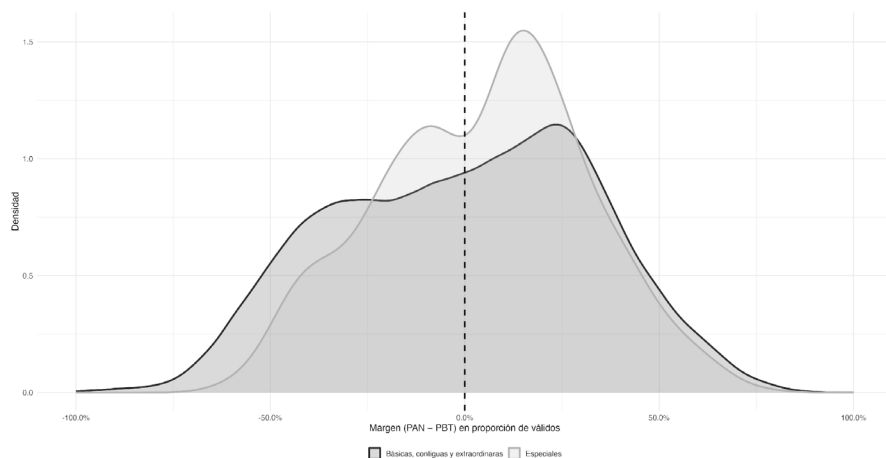
GRÁFICA 3.
CASILLAS CON INCONSISTENCIAS VS RESTO DE CASILLAS
COMPARACIÓN DESCRIPTIVA DEL MARGEN PAN-PBT POR CASILLA



FUENTE: elaboración propia, con base en datos de los cómputos distritales en la elección presidencial de 2006. Se omiten casillas especiales.

La gráfica 4 evalúa un subconjunto conceptualmente distinto: las 822 casillas especiales, que atienden votantes en tránsito. La distribución del margen PAN-PBT en casillas especiales se observa más concentrada y con mayor densidad en márgenes ligeramente positivos, mientras que el resto presenta mayor dispersión y una cola más marcada hacia márgenes negativos, un patrón plausible dadas las diferencias de composición y localización de las casillas especiales. Crucialmente, aun cuando las distribuciones difieren, no se aprecian discontinuidades o acumulaciones anómalas compatibles con manipulación sistemática de los cómputos distritales, por lo que la evidencia descriptiva sugiere heterogeneidad por tipo de casilla más que intervención deliberada.

GRÁFICA 4.
CASILLAS ESPECIALES MARGEN PAN-PBT
COMPARACIÓN POR CASILLAS ESPECIALES Y EL RESTO



FUENTE: elaboración propia, con base en datos de los cómputos distritales en la elección presidencial de 2006.

A partir de los resultados descriptivos, el siguiente paso consiste en traducir esa evidencia en una respuesta a mi pregunta de investigación. Para lograrlo, me sustento en una estrategia de inferencia por diseño cuyo objetivo es cuantificar cuán incierto puede ser el margen PAN-PBT cuando se observa únicamente una muestra de casillas. El punto de partida es fijar la estimación relevante: el margen de victoria como proporción de los votos válidos.

Con esto definido, aproximo la incertidumbre mediante simulaciones Monte Carlo con 100,000 réplicas. En cada réplica se extrae una muestra de 1,500 casillas y se calcula el margen estimado a partir de la información contenida en esa submuestra, generando una distribución empírica del estimador bajo repetición hipotética del muestreo. Este enfoque permite estudiar directamente la variabilidad inducida por el muestreo sin imponer supuestos paramétricos fuertes sobre la forma de la distribución del voto a nivel casilla, algo pertinente dadas las colas y la dispersión observadas en las secciones descriptivas.

Ejecuto este ejercicio bajo dos diseños muestrales para evaluar la sensibilidad del riesgo de reversión en función de la manera en que se seleccionan casillas. El primer diseño es el MAS, que asigna la misma probabilidad de selección a todas las casillas de los cómputos distritales; el segundo es un mues-

treo estratificado por estado y distrito, que asegura representación territorial al seleccionar casillas (Gelman y Hill, 2006). La comparación es metodológicamente sustantiva porque, cuando el voto presenta concentración geográfica, el estratificado suele reducir varianza al evitar que la muestra “sobrerrepresente” por azar regiones con perfiles particulares.

El producto central de las simulaciones es la estimación de la probabilidad de reversión, operacionalizada como la fracción de réplicas en las que el margen estimado es negativo (esto es, en las que la muestra sugeriría que AMLO supera a Felipe Calderón). Además de esta probabilidad, se reportan medidas de dispersión y cuantiles para describir el rango plausible del margen estimado bajo cada diseño y facilitar comparaciones directas entre procedimientos muestrales. En conjunto, esta evidencia convierte el diagnóstico descriptivo en un criterio probabilístico: no pregunta si existen irregularidades en abstracto, sino qué tan plausible es observar un “ganador equivocado” por variación muestral, y en qué medida esa plausibilidad cambia cuando se incorpora estructura territorial al diseño.

En este sentido, los resultados confirman que el margen de victoria verdadero es pequeño pero positivo ($\hat{\theta} = 0.00537, \approx 0.537\%$), lo que hace metodológicamente razonable evaluar explícitamente la probabilidad de reversión bajo muestreo. Al simular estimaciones repetidas del margen, ambas estrategias producen distribuciones centradas alrededor de $\hat{\theta}$, pero con dispersión suficiente para cruzar el umbral de cero en una fracción no trivial de réplicas. En otras palabras, incluso sin postular ninguna intervención deliberada, una elección cerrada combinada con heterogeneidad por casilla puede generar escenarios en los que una muestra “sugiere” el ganador opuesto.

Como se muestra en la tabla 1, la diferencia sustantiva entre diseños se observa en la magnitud de la incertidumbre: el muestreo estratificado reduce claramente la variabilidad del estimador ($sd = 0.00526$) frente al muestreo aleatorio simple ($sd = 0.00920$). Esa reducción se refleja en la probabilidad empírica de reversión: 15.4% bajo estratificación frente a 28.0% bajo MAS, así como en intervalos más estrechos ($q_{025} = -0.00494$ y $q_{975} = 0.0157$ vs. $q_{025} = -0.0127$ y $q_{975} = 0.0233$). La lectura es directa: incorporar estructura territorial al muestreo amortigua la probabilidad de una reversión, porque evita que la muestra quede desbalanceada por azar hacia regiones con perfiles atípicos.

En términos de mi propuesta, estos resultados sostienen que la reversión es, en buena medida, un evento probabilístico esperable en un contexto de margen estrecho, y que su frecuencia depende del diseño muestral, no de

un mecanismo oculto de manipulación. Esto implica que observar encuestas preelectorales que estimaban que AMLO ganaría no es una prueba de fraude, sino de un evento aleatorio. Si hubiera una manipulación sistemática “inscrita” en los datos, se observarían patrones más difíciles de reconciliar con la lógica de muestreo (por ejemplo, distribuciones con sesgos direccionales persistentes o evidencia de que ciertos subconjuntos determinan el signo del margen), mientras que aquí lo que domina es la variación muestral y la heterogeneidad territorial. Por ello, el hallazgo central no es que “no exista error”, sino que, dadas las propiedades observadas del universo de casillas, la probabilidad de reversión estimada es compatible con incertidumbre muestral y no aporta evidencia de manipulación sistemática.

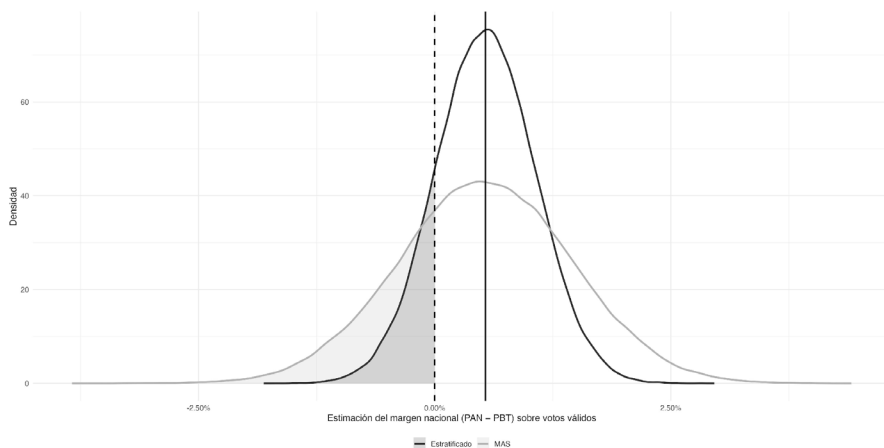
TABLA 1.
RESULTADOS PRINCIPALES DE LAS SIMULACIONES MONTE CARLO

Diseño muestral	Margen verdadero	Prob. de reversión	Desv. estándar	Percentil 2.5%	Percentil 97.5%
Estratificado	0.00537	0.154	0.00526	-0.00494	0.0157
MAS	0.00537	0.280	0.00920	-0.0127	0.0233

FUENTE: elaboración propia

Ahora bien, la gráfica 5 presenta la distribución muestral simulada del margen PAN-PBT bajo MAS y estratificado, con el umbral de reversión en cero y el margen verdadero como referencia positiva. La curva estratificada es más alta y estrecha, lo que refleja menor varianza y, por tanto, una menor masa a la izquierda de cero que en el muestreo aleatorio simple, cuya distribución es más dispersa y con colas más largas. En conjunto, la figura muestra que la reversión o el “observar al ganador equivocado” es un evento de cola plausible en una elección cerrada y que su probabilidad depende del diseño muestral sin requerir un desplazamiento sistemático compatible con manipulación deliberada.

GRÁFICO 5.
DISTRIBUCIÓN MUESTRAL DEL MARGEN NACIONAL (PAN-PBT)
MUESTREO ESTRATIFICADO Y ALEATORIO SIMPLE



FUENTE: elaboración propia, con base en datos de los cómputos distritales en la elección presidencial de 2006. Línea sólida: Margen verdadero; línea punteada; revisión del margen.

IV. CONCLUSIONES

Mi propuesta es reordenar el debate sobre 2006 como un problema de inferencia bajo incertidumbre: distinguir entre irregularidades y error administrativo esperable, por un lado, y evidencia compatible con una manipulación sistemática capaz de invertir el signo del margen de victoria, por el otro. Con datos de cómputos distritales a nivel casilla y procedimientos replicables, el comportamiento descriptivo del margen PAN-PBT —incluyendo la comparación de casillas especiales y de casillas con inconsistencia aritmética— no revela patrones direccionales o discontinuidades que, por sí mismas, sustenten la hipótesis de un mecanismo uniforme de manipulación del conteo. En ese sentido, mi argumento no es negar irregularidades, sino establecer que la evidencia disponible no exige postular un sesgo agregado suficiente para explicar, por sí solo, un cambio de ganador.

Mi contribución empírica y metodológica consiste en cuantificar el riesgo inferencial inherente a una contienda cerrada: aun con un margen verdadero positivo, la reversión en una muestra es un evento probabilísticamente plausible cuando existe heterogeneidad territorial del voto (Wahba, 1990). Al com-

parar diseños, el muestreo estratificado reduce la variabilidad del estimador y ubica la probabilidad de reversión en 15.4 %, lo que permite interpretar discrepancias entre ejercicios muestrales y el resultado agregado como posibles consecuencias del diseño y no como evidencia automática de intervención deliberada. En términos teóricos, el artículo refuerza la crítica a las etiquetas ambiguas (por ejemplo, “empate técnico”) y muestra la utilidad de comunicar incertidumbre electoral con probabilidades explícitas de reversión o victoria.

Finalmente, sugiero una implicación normativa y pública: cuando actores políticos convierten la hipótesis de fraude en “verdad indiscutible”, el debate se desplaza desde estándares verificables hacia afirmaciones identitarias que tienden a clausurar la evaluación empírica. A partir de los resultados, propongo un criterio operativo exigente: si se afirma manipulación determinante del resultado, deben presentarse mecanismos y patrones agregados que resistan contrastes descriptivos y evaluaciones probabilísticas transparentes, especialmente en elecciones con márgenes estrechos. El alcance del estudio es deliberadamente acotado —se centra en evidencia a nivel casilla y en incertidumbre muestral sobre el margen agregado—, pero precisamente por ello ofrece un estándar replicable para evaluar afirmaciones fuertes sin confundir controversia política con prueba empírica. En última instancia, el legado metodológico de 2006 no es un eslogan, sino un llamado a sustituir la sospecha como axioma por la evidencia como criterio.

V. REFERENCIAS

- Aparicio, Javier. (2009). Análisis estadístico de la elección presidencial de 2006: ¿Fraude o errores aleatorios? *Política y Gobierno*, 16(2), 225–243.
- Cochran, William Gemmill. (1977). *Sampling techniques* (3a. ed.). Wiley.
- Crespo, José Antonio. (2008). *2006: Hablan las actas*. Debate.
- Díaz-Polanco, Héctor. (2012). *La cocina del diablo: El fraude de 2006 y los intelectuales*. Temas de Hoy.
- Erdely Ruiz, Arturo. (2018). La falacia del empate técnico electoral. *Revista Mexicana de Estudios Electorales*, 2(20), 11–47.
- Eslava, Guillermina. (2006). Las elecciones de 2006: Un análisis del conteo rápido. *Ciencias*, (84), 30–37.
- Gelman, Andrew, y Hill, Jennifer. (2006). *Data Analysis Using Regression and Multilevel/Hierarchical Models*. Cambridge University Press.

- Instituto Federal Electoral. (2006). Informe sobre las actividades del Comité Técnico Asesor para la Realización de Conteos Rápidos. IFE.
- Lohr, Sharon L. (2010). *Sampling: Design and analysis* (2a. ed.). Brooks/Cole, Cengage Learning.
- Mayo, Deborah G. (2018). *Statistical Inference as Severe Testing: How to Get Beyond the Statistics Wars*. Cambridge University Press.
- Mendoza, Manuel, y Nieto-Barajas, Luis E. (2016). Quick counts in the Mexican presidential elections: A Bayesian approach. *Electoral Studies*, 43, 124–132. <https://doi.org/10.1016/j.electstud.2016.06.007>
- Misión de Observación Electoral de la Unión Europea. (2006). Informe final: Elecciones presidenciales y legislativas, 2 de julio de 2006 (México). Unión Europea.
- Murphy, Susan A. (2003). Optimal Dynamic Treatment Regimes. *Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodology*, 65(2), 331-355. <https://doi.org/10.1111/1467-9868.00389>
- Pliego Carrasco, Fernando. (2007). *El mito del fraude electoral en México*. Pax México.
- Robert, Christian P., y Casella, George. (2004). *Monte Carlo statistical methods* (2a. ed.). Springer.
- Rubinstein, Reuven Y., y Kroese, Dirk P. (2016). *Simulation and the Monte Carlo method* (3rd ed.). Wiley.
- Särndal, Carl-Erik, Swensson, Bengt, y Wretman, Jan. (1992). *Model assisted survey sampling*. Springer.
- Scheaffer, Richard L., Mendenhall, William, y Ott, R. Lyman. (2006). *Elementary survey sampling* (6a. ed.). Thomson Brooks/Cole.
- Tribunal Electoral del Poder Judicial de la Federación. (2006). Dictamen relativo al cómputo final de la elección de Presidente de los Estados Unidos Mexicanos, declaración de validez de la elección y de presidente electo. TEPJF.
- Wahba, Grace. (1990). *Spline Models for Observational Data*. Society for Industrial and Applied Mathematics.

Recepción: 13 de noviembre de 2025

Aceptación: 11 de marzo de 2026

Publicación: 27 de marzo de 2026

Edwin ATILANO ROBLES. Mexicano. Doctor en Ciencia Política por el CIDE. Profesor Ordinario de Carrera Asociado C de Tiempo Completo en la Facultad de Estudios Superiores Acatlán de la UNAM. Correo electrónico: edwin_atilano@politicas.unam.mx.

CÓMO CITAR

IJJ-UNAM

Atilano Robles, Edwin, “Más allá del “fraude” como axioma: inferencia estadística del conflicto poselectoral de 2006 veinte años después”, *Revista Mexicana de Derecho Electoral*, México, vol. 13, núm. 24, enero-junio de 2026, e20981. <https://doi.org/10.22201/ijj.24487910e.2026.24.20981>

APA

Atilano Robles, E. (2026). Más allá del “fraude” como axioma: inferencia estadística del conflicto poselectoral de 2006 veinte años después. *Revista Mexicana de Derecho Electoral*, 13(24), e20981. <https://doi.org/10.22201/ijj.24487910e.2026.24.20981>

RMDE

Atilano Robles, Edwin. (2026). Más allá del “fraude” como axioma: inferencia estadística del conflicto poselectoral de 2006 veinte años después. *Revista Mexicana de Derecho Electoral*, 13(24), e20981. <https://doi.org/10.22201/ijj.24487910e.2026.24.20981>