

*Sofisticación, participación y compromiso político en América Latina*¹

Bastían González-Bustamante²

University of Oxford

✉ bastian.gonzalezbustamante@politics.ox.ac.uk

Resumen:

Abstract:

Introducción³

La sofisticación política, también definida como conocimiento político, tiene relación con la cantidad de temas públicos que conoce un individuo, la profundidad con la cual los maneja y su capacidad para estructurar ideas sobre estos tópicos (Luskin, 1987, véase también Cohen y Zechmesiter, 2018). La sofisticación se tiende a correlacionar de forma robusta con distintas formas convencionales y no convencionales de participación política, como también con expresiones de compromiso.

La literatura suele asociar a la participación política convencional principalmente con actividades como el sufragio, la participación en partidos políticos y en campañas electorales (Norris, 2009). La participación no convencional, por otra parte, se vincula a la política contenciosa de corte protestatario, la cual se ajusta al repertorio de acción colectiva disponible en un momento sociohistórico específico y está delimitada por estructuras de experiencias compartidas de aprendizaje basadas en la forma de organización de la acción colectiva (Tarrow, 2012; Tilly, 2006). En este sentido, la ciencia política y la sociología han estudiado bastante, durante el último medio siglo, cuáles son los factores sociodemográficos y actitudinales que emergen como predictores de la participación política (Almond y Verba, 1980; Verba y Nie, 1972; Verba, Nie y Kim, 1978).

Es posible identificar variables de largo (modelo de Columbia), mediano (modelo de Michigan) y corto plazo (modelo de Rochester) que afectan la percepción y predisposiciones políticas de los individuos (Arriagada, Navia y Schuster, 2010; González-Bustamante y

¹ Este trabajo es una versión revisada de la ponencia presentada en el VII Congreso Internacional de Comunicación Política y Estrategias de Campaña organizado por la Asociación Latinoamericana de Investigadores en Campañas Electorales (ALICE), Murcia, España, del 20 al 22 de septiembre de 2018.

² PRS DPhil in Politics, Department of Politics and International Relations and St Hilda's College, University of Oxford. Profesor Instructor, Departamento de Gestión y Políticas Públicas, Facultad de Administración y Economía, Universidad de Santiago de Chile. ORCID iD: [0000-0003-1510-6820](https://orcid.org/0000-0003-1510-6820)

Palabras clave:

Keywords:

³ Agradezco al Proyecto de Opinión Pública de América Latina (LAPOP) y a sus principales donantes (la Agencia de los Estados Unidos para el Desarrollo Internacional, el Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo, el Banco Interamericano de Desarrollo y Vanderbilt University) por poner a disposición los datos utilizados en este trabajo. También agradezco los comentarios de Antoine Mailet. Esta investigación fue parcialmente financiada por el Convenio de Desempeño 2018 de la Universidad de Santiago de Chile. El autor declara no tener potenciales conflictos de interés con respecto a esta investigación.

Henríquez, 2013). Estos modelos se adecuan al caso y al contexto sociohistórico específico. Por otra parte, también existen cuerpos teóricos complementarios, por ejemplo, Bargsted et al. (2015) identifican al menos cuatro grupos de teorías para explicar específicamente la participación electoral: (a) explicaciones sociodemográficas; (b) aproximaciones basadas en la teoría de la elección racional; (c) enfoques basados en capital social; y (d) teorías asociadas a la movilización y acceso a la información. En el marco de esta diversidad teórica, generalmente se tiende a vincular los recursos sociales, como el nivel educacional y los ingresos, con la participación y el compromiso político (Corvalán y Cox, 2013; Dalton, 1988; Schlozman, Verba y Brady, 2012; Verba, Schlozman y Brady, 1995). Variables que representan estos recursos se suelen combinar con mediciones tradicionales para aproximarse al concepto operacional de sofisticación política (Cohen y Zechmeister, 2018).

En las encuestas de opinión la sofisticación se ha medido con distintas baterías de preguntas tradicionales, principalmente a través de preguntas de conocimiento factual. Recientemente el Barómetro de las Américas 2016/17 de LAPOP ha cambiado su forma de medir conocimiento político por una aproximación más eficiente y efectiva donde es el entrevistador el que califica el nivel de conocimiento político del entrevistado. Esta nueva medición fue validada por Cohen y Zechmeister (2018) con preguntas de conocimiento factual que se mantuvieron en el cuestionario aplicado en Colombia⁴.

Este trabajo, aún en desarrollo, analiza la pertinencia y consistencia de la medición de sofisticación política como predictor de participación y compromiso político con la ola del Barómetro de las Américas 2016/17 en 19 países de América Latina ($N = 31.285$). Se evalúan como formas de participación y compromiso político: participación electoral, en protestas, eficacia política, identificación partidaria, interés en la política y consumo de medios.

Este documento se estructura en tres apartados. En primer lugar, en el apartado método, se ofrece información sobre los datos, variables y los modelos econométricos que se utilizan. Luego se presentan los resultados de los análisis en tres subapartados: (a) descriptivo-correlacional; (b) modelos logísticos agrupados de un nivel; y (c) modelos de efectos mixtos de dos niveles. Finalmente, se presenta un breve resumen con los principales hallazgos y futuras líneas de investigación.

Método

Datos y medición

Se trabaja con las encuestas del Barómetro de las Américas 2016/17 de LAPOP en 19 países de América Latina ($N = 31.285$). A saber, Argentina (ARG: $n = 1.528$), Bolivia (BOL: $n = 1.691$), Brasil (BRA: n

⁴ Las preguntas son las siguientes: GI1. ¿Cómo se llama el actual presidente de los Estados Unidos de América?; GI4. ¿Cuánto tiempo dura el período presidencial en Colombia?; y GIX4. ¿En qué continente queda Nigeria?

= 1.532), Chile (CHL: $n = 1.625$), Colombia (COL: $n = 1.563$), Costa Rica (CRI: $n = 1.514$), Ecuador (ECU: $n = 1.545$), El Salvador (SLV: $n = 1.551$), Guatemala (GTM: $n = 1.546$), Haití (HTI: $n = 2.221$), Honduras (HND: $n = 1.560$), México (MEX: $n = 1.563$), Nicaragua (NIC: $n = 1.560$), Panamá (PAN: $n = 1.521$), Paraguay (PRY: $n = 1.528$), Perú (PER: $n = 2.647$), República Dominicana (DOM: $n = 1.518$), Uruguay (URY: $n = 1.514$) y Venezuela (VEN: $n = 1.558$).

Se utiliza la nueva variable de conocimiento político del Barómetro de las Américas 2016/17 de LAPOP como independiente y diversas variables relacionadas con formas de participación y compromiso político como variables dependientes, tal como se detalla en la tabla 1.

Tabla 1
Operacionalización de variable independiente y dependientes

Código	Variable	Pregunta	Tipo
CONOCIM	Conocimiento político	Usando la escala que se presenta abajo, por favor califique su percepción sobre el nivel de conocimiento político del entrevistado: (1) muy alto; (2) alto; (3) ni alto ni bajo; (4) bajo; (5) muy bajo.	Ordinal
VB2	Participación electoral	¿Votó usted en las últimas elecciones presidenciales?	Binaria
PROT3	Participación en protestas	¿En los últimos 12 meses ha participado en una manifestación o protesta pública?	Binaria
EFF1	Eficacia política externa	A los que gobiernan el país les interesa lo que piensa gente como usted. ¿Hasta qué punto está de acuerdo o en desacuerdo con esta frase? (1) muy en desacuerdo a (7) muy de acuerdo.	Ordinal
VB10	Identificación partidaria	¿En este momento, simpatiza con algún partido político?	Binaria
POL1	Interés en la política	¿Qué tanto interés tiene usted en la política? (1) mucho; (2) algo; (3) poco; (4) nada.	Ordinal
GI0	Consumo de medios	¿Con qué frecuencia sigue las noticias, ya sea en la televisión, la radio, los periódicos o el Internet? (1) diariamente; (2) algunas veces a la semana; (3) algunas veces al mes; (4) rara vez; (5) nunca.	Ordinal

Fuente: Elaboración propia con datos del Barómetro de las Américas 2016/17 por LAPOP, www.LapopSurveys.org.

La participación electoral varía dependiendo del país, por lo cual la medición va desde la participación en 2011 a 2016, dependiendo del trabajo de campo en cada país. Por ejemplo, en Nicaragua y México se preguntó sobre la participación en las últimas elecciones presidenciales de 2011 y 2012 respectivamente. En Ecuador, Honduras, Paraguay y Venezuela sobre la participación en las últimas elecciones presidenciales de 2013, mientras que en Chile sobre la participación

en la primera ronda del mismo año. En otro conjunto de países se midió la participación en las últimas elecciones presidenciales de 2014: Bolivia, Brasil, Colombia, Costa Rica, El Salvador, Panamá y Uruguay. En el caso de Costa Rica, El Salvador y Uruguay se midió la participación en primera ronda, mientras que lo mismo sucedió con Argentina y Guatemala, pero en 2015. Por último, las mediciones más recientes corresponden a Haití, Perú y República Dominicana en 2016, de los cuales los dos primeros casos fueron participación en la primera ronda de las elecciones presidenciales.

Es importante destacar que la participación electoral tiende a presentar problemas de sobre-reporte (Corvalán, Cox y Hernández, 2015). La respuesta a esta pregunta puede ser altamente sensible al falseamiento (faking) por deseabilidad social dadas las características de la situación que se desea medir (Calderón y Ximénez, 2014; Stark et al., 2001). En este caso, la deseabilidad social puede estar asociada a una connotación moral del sufragio sin importar si el sistema de votación es obligatorio o voluntario. Sin embargo, aunque la medición de este ítem presenta una alta variabilidad dados los contextos particulares de cada país, una ventaja importante es que se controlan los riesgos del sobre-reporte ya que en todos los casos se mide participación postelectoral auto-reportada y no participación preelectoral o intención futura de voto, la cual es más propensa a la deseabilidad social (Smets y van Ham, 2013).

También se utilizan como variables de control en los modelos econométricos sexo (Q1: 0 = mujer; 1 = hombre), edad (Q2) y zona de residencia (UR: 0 = rural; 1 = urbana). Como se utilizan modelos con distribuciones binomiales hay tres variables dependientes que se deben recodificar como binarias: eficacia política, interés en la política y consumo de medios. La primera se recodifica tomando como valor positivo las tres categorías más “de acuerdo”. La variable interés por la política considera como valor positivo las categorías “mucho” y “algo”. Por último, para consumo de medios solo se considera el consumo diario.

Modelos econométricos

Primero se estiman modelos logísticos de un nivel (Maximum Likelihood Logit Models) con un conjunto de datos agrupado que contiene a todos los países. Los modelos logísticos buscan explicar y_i como variable dependiente binaria para la observación i ($y = 0$; $y = 1$). Como tienen distintas probabilidades de ocurrencia se utiliza una distribución Bernoulli para modelar y_i (Cameron y Trivedi, 2010; Greene, 2012; Long y Freese, 2014).

Se ajusta un modelo por variable dependiente utilizando la variable independiente sofisticación política y como control sexo, edad y residencia. Adicionalmente, se agregan 18 variables dummies, una por país de las muestras nacionales incorporadas al conjunto agrupado. Se utiliza el caso chileno como categoría de referencia. Se realizan

pruebas con el factor de impacto de varianza (*Variance Impact Factor*, VIF) asimilando la distribución Bernoulli a una gaussiana para así controlar el nivel de multicolinealidad.

Para las regresiones logísticas se utiliza un ajuste para modelos con muestras complejas con el estimador de varianza Taylor linealizado (Särndal, Swensson y Wretman, 1992; Skinner, Holt y Smith, 1989). Se consideran los estratos de la muestra (*strata*), las unidades primarias de muestreo (*PSUs*) y un factor de expansión muestral o ponderador construido especialmente para realizar comparación entre países (*weight1500*). Para esto se sigue el esquema de ponderación y las recomendaciones técnicas de Vanderbilt University para el uso de datos del Barómetro de las Américas.

Para obtener el factor de expansión especial se utiliza el ponderador de cada muestra nacional y se multiplica por un indicador simple compuesto por un valor estandarizado ($n = 1.500$) sobre el n de cada muestra nacional. Esto asegura la confiabilidad del proceso de inferencia estadística, sin embargo, un límite es que solo resulta posible evaluar la bondad de ajuste de los modelos con McKelvey y Zavoina R^2 (Freese y Long, 2006; Long, 1997).

Posteriormente, se utilizan regresiones logísticas multinivel de efectos mixtos (*Mixed-Effects Logistic Regressions*), las cuales contienen efectos fijos y aleatorios. Esto permite una modelación con correlación intracluster donde las observaciones se ajustan porque comparten efectos de su mismo nivel o grupo (Cebolla, 2013; Demidenko, 2004; Maillet, González-Bustamante y Olivares, 2016; McCulloch, Searle y Neuhaus, 2008; Rabe-Hesketh y Skrondal, 2012).

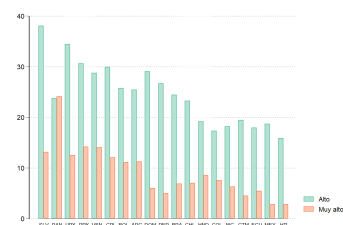
Se utilizan modelos de dos niveles por cada variable dependiente: donde para una serie de M clústeres independientes, en este caso las muestras nacionales, hay también un conjunto u_j de efectos aleatorios (Pinheiro y Bates, 1995; Pinheiro y Chao, 2006). En el primer nivel se modela la variable de conocimiento político y las de control, mientras que en el segundo se anida a los países. Para estos modelos solo se reporta el logaritmo de verosimilitud (*Log Likelihood*, LL) y los valores del criterio de información de Akaike (1973) (*Akaike Information Criterion*, AIC), calculado como $(-2\ln L + 2k)/n$, y el criterio de información bayesiano (*Bayesian Information Criterion*, BIC; véase Raftery, 1995), calculado con $D2 - (n - k) * \ln(n)$.

Resultados

Análisis descriptivo y correlacional

La figura 1 presenta la distribución de las categorías más elevadas (i.e., “muy alto” y “alto”) de conocimiento político para los países analizados. Se aprecia que los países con mayor sofisticación política en la región son El Salvador (51,19 %), Panamá (47,86 %) y Uruguay

Figura 1
Distribución del conocimiento político-entrevistador, América Latina 2016/17



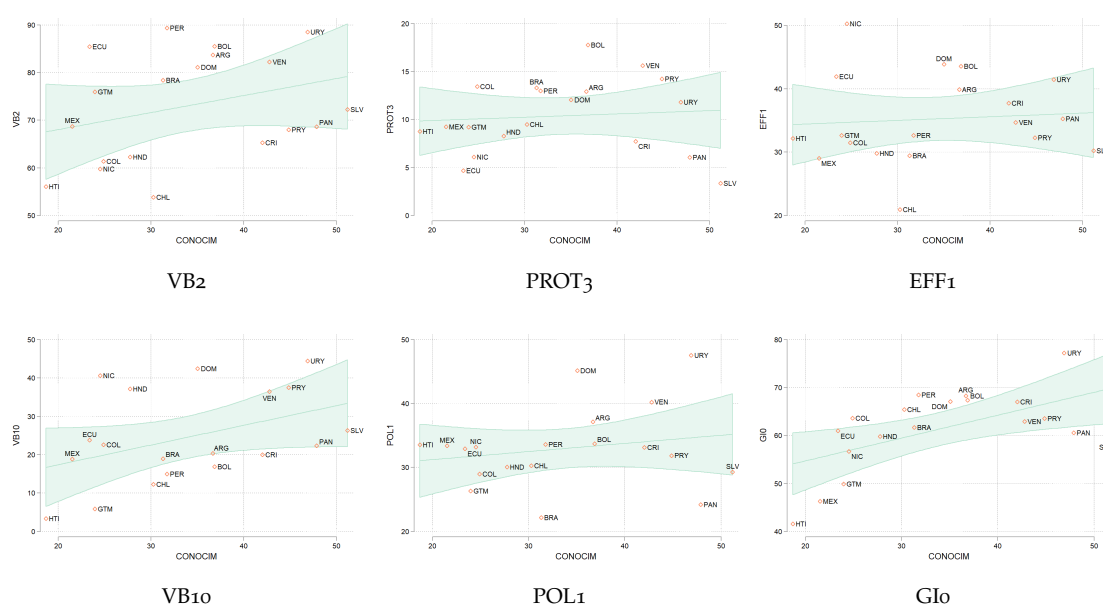
Nota: Estimaciones puntuales ponderadas de la evaluación del conocimiento político realizada por el entrevistador. Solo se grafican las categorías “alto” y “muy alto”. Fuente: Elaboración propia con datos del Barómetro de las Américas 2016/17 por LAPOP, www.LapopSurveys.org.

(46,89 %). Por el contrario, los países con los valores más bajos son Ecuador (23,37 %), México (21,50 %) y Haití (18,68 %).

En el gráfico 2 se puede apreciar la relación entre conocimiento político y las distintas variables dependientes con las cuales se trabaja a nivel agregado, es decir, considerando las estimaciones puntuales ponderadas de cada país. No se advierten relaciones estadísticamente significativas para participación electoral ($p = 0,194$), protestas ($p = 0,720$), eficacia política ($p = 0,736$) e interés en la política ($p = 0,414$). Se advierte una relación significativa positiva solo al 90 % entre conocimiento político e identificación partidaria: a mayor conocimiento, mayor identificación con los partidos ($p = 0,074$). Por último, entre conocimiento y consumo de medios se advierte una relación estadísticamente significativa, también positiva (R^2 ajustado = 0,274; $F(1,17) = 7,80$; $p = 0,013$; $\beta = 0,477$; $SD = 0,171$; $p = 0,013$; $CI_{95\%} = 0,117$; 0,837; Breusch-Pagan/Cook-Weisberg = 0,810).

Figura 2

Conocimiento político-entrevistador, participación y compromiso político, América Latina 2016/17



Fuente: Elaboración propia con datos del Barómetro de las Américas 2016/17 por LAPOP, www.LapopSurveys.org.

Modelos logísticos agrupados de un nivel

A continuación, en la tabla 2, se presentan los resultados de los modelos con regresiones logísticas agrupadas para cada una de las variables dependientes utilizadas. En los modelos se presentan los coeficientes beta y los errores estándar. Posteriormente, para las variables significativas se presentan en el texto la razón de momios (*odds ratio*, OR) y sus respectivos intervalos de confianza al 95 %.

El primer modelo muestra que el conocimiento político aumenta la probabilidad de participar electoralmente (OR = 1,262; $CI_{95\%} =$

Tabla 1 (Parte 1/2)
Regresiones logísticas agrupadas para participación y compromiso político, América Latina 2016/17

	VB2	PROT3	EFF1	VB10	POL1	GI0
Control						
Q1	-0,105*** (0,028)	0,125*** (0,039)	0,036 (0,024)	0,243*** (0,029)	0,184*** (0,027)	0,040 (0,025)
Q2	0,053*** (0,001)	-0,008*** (0,001)	0,007*** (0,001)	0,018*** (0,001)	-0,011*** (0,001)	0,024*** (0,001)
UR	-0,172*** (0,036)	0,032 (0,054)	-0,134*** (0,030)	-0,198*** (0,034)	0,010 (0,032)	0,295*** (0,032)
Sofisticación						
CONOC.	0,233*** (0,016)	0,265*** (0,021)	-0,093*** (0,014)	0,208*** (0,015)	0,396*** (0,015)	0,283*** (0,014)
Países						
ARG	1,726*** (0,099)	0,319* (0,144)	0,936*** (0,088)	0,599*** (0,092)	0,280** (0,088)	0,123 (0,080)
BOL						
BRA						
COL						
CRI						
ECU						
SLV						
GTM						

† $p \leq 0,1$ | * $p \leq 0,05$ | ** $p \leq 0,01$ | *** $p \leq 0,001$

Nota: Se reportan coeficientes β y errores estándar entre paréntesis. Se aplica un ajuste para modelos con muestras complejas con el estimador de varianza Taylor linealizado considerando los estratos de la muestra (*strata*), las unidades primarias de muestreo (*PSUs*) y el factor de expansión muestral estandarizado para comparabilidad entre países (*weight1500*). Se reporta McKelvey y Zavoina R^2 .

Fuente: Elaboración propia con datos del Barómetro de las Américas 2016/17 por LAPOP, www.LapopSurveys.org.

1,225; 1,302), lo mismo ocurre con la edad (OR = 1,054; CI95 % = 1,052; 1,057). Por otra parte, ser hombre (OR = 0,900; CI95 % = 0,852; 0,951) y vivir en zonas urbanas (OR = 0,842; CI95 % = 0,785; 0,904) disminuyen las probabilidades de participar electoralmente.

El conocimiento político también aumenta la probabilidad de participar en protestas (OR = 1,032; CI95 % = 1,250; 1,359), al igual que ser hombre (OR = 1,133; CI95 % = 1,050; 1,223). La edad tiende a disminuir la probabilidad de participar en protestas (OR = 0,992; CI95 % = 0,990; 0,994), mientras que el tipo de residencia no resulta ser una variable significativa ($p = 0,560$).

En el caso de la eficacia política el conocimiento funciona de forma inversa ya que disminuye sus probabilidades (OR = 0,911; CI95 % = 0,887; 0,936). Lo mismo ocurre con residir en zonas urbanas (OR

Tabla 1 (Parte 2/2)
Regresiones logísticas agrupadas para participación y compromiso político, América Latina 2016/17

	VB2	PROT3	EFF1	VB10	POL1	GI0
Países						
HTI						
HND						
MEX						
NIC						
PAN						
PRY						
PER						
DOM						
URY						
VEN						
Constante						
N						
N (strata)						
N (PSUs)						
Pseudo-R ²						

† $p \leq 0,1$ | * $p \leq 0,05$ | ** $p \leq 0,01$ | *** $p \leq 0,001$

Nota: Se reportan coeficientes β y errores estándar entre paréntesis. Se aplica un ajuste para modelos con muestras complejas con el estimador de varianza Taylor linealizado considerando los estratos de la muestra (*strata*), las unidades primarias de muestreo (*PSUs*) y el factor de expansión muestral estandarizado para comparabilidad entre países (*weight1500*). Se reporta McKelvey y Zavoina R^2 .

Fuente: Elaboración propia con datos del Barómetro de las Américas 2016/17 por LAPOP, www.LapopSurveys.org.

= 0,875; CI95 % = 0,825; 0,928). La edad, por otro lado, aumenta la eficacia política (OR = 1,007; CI95 % = 1,005; 1,008), mientras que el sexo no resulta significativo ($p = 0,131$).

Para la identificación partidaria el conocimiento vuelve a funcionar de forma directa aumentando las probabilidades de que una persona sienta cercanía con un partido (OR = 1,232; CI95 % = 1,197; 1,268), lo mismo sucede con ser hombre (OR = 1,275; CI95 % = 1,205; 1,350) y con la edad (OR = 1,018; CI95 % = 1,016; 1,019). Por otro lado, vivir en zonas urbanas disminuye la identificación con partidos (OR = 0,821; CI95 % = 0,767; 0,878).

El conocimiento político también aumenta el interés en la política (OR = 1,485; CI95 % = 1,443; 1,528), al igual que ser hombre (OR = 1,202; CI95 % = 1,140; 1,267). Por otra parte, la edad disminuye las probabilidades de tener interés en la política (OR = 0,989; CI95 % =

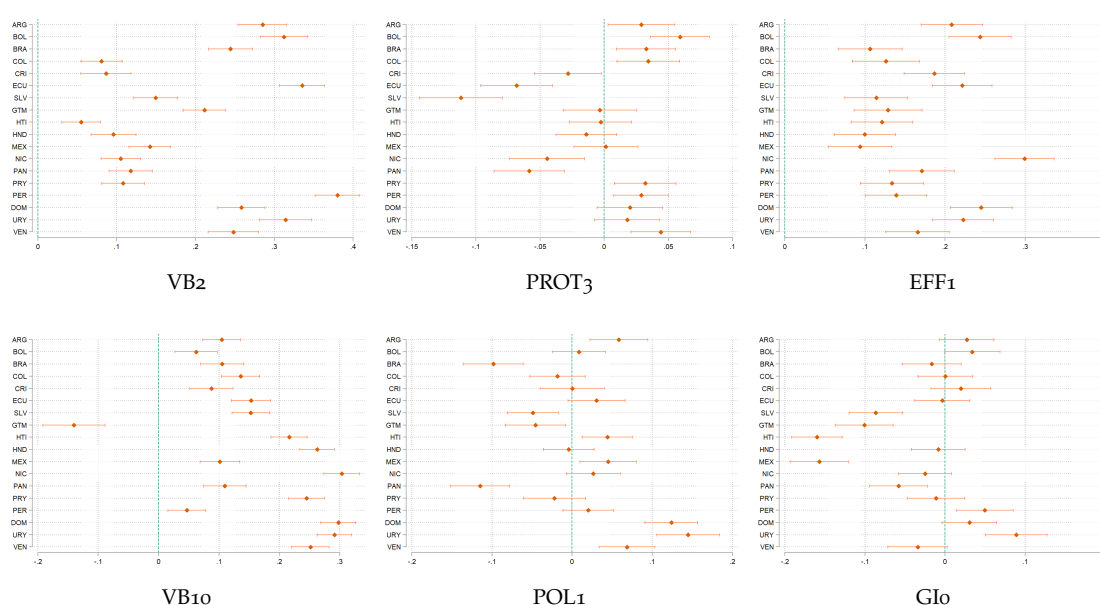
0,987; 0,990) y la zona de residencia no emerge como variable estadísticamente significativa ($p = 0,752$).

Por último, el conocimiento político aumenta la probabilidad de consumir medios (OR = 1,327; CI95 % = 1,292; 1,364), al igual que la edad (OR = 1,024; CI95 % = 1,023; 1,026) y vivir en zonas urbanas (OR = 1,343; CI95 % = 1,261; 1,429). El sexo no es una variable estadísticamente significativa en este modelo ($p = 0,115$).

En el gráfico 3 se muestran los efectos marginales promedio por país para los distintos modelos. Las *dummies* de países sugieren que para participación electoral existen considerables efectos de país en todos los casos en distintas proporciones, aunque en todos se verifica mayor propensión a votar que en Chile.

Figura 3

Efectos marginales promedio de participación y compromiso político, América Latina 2016/17



Nota: Se utiliza Chile como país de referencia.

Fuente: Elaboración propia con datos del Barómetro de las Américas 2016/17 por LAPOP, www.LapopSurveys.org.

Con respecto a la manifestación, los casos que tienden a protestar más que Chile son: Argentina, Bolivia, Brasil, Colombia, Paraguay, Perú y Venezuela. Los países que tienen menor propensión son: Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Nicaragua y Panamá. No existen diferencias significativas con Guatemala ($p = 0,816$), Haití ($p = 0,827$), Honduras ($p = 0,249$), México ($p = 0,914$), República Dominicana ($p = 0,122$) y Uruguay ($p = 0,164$).

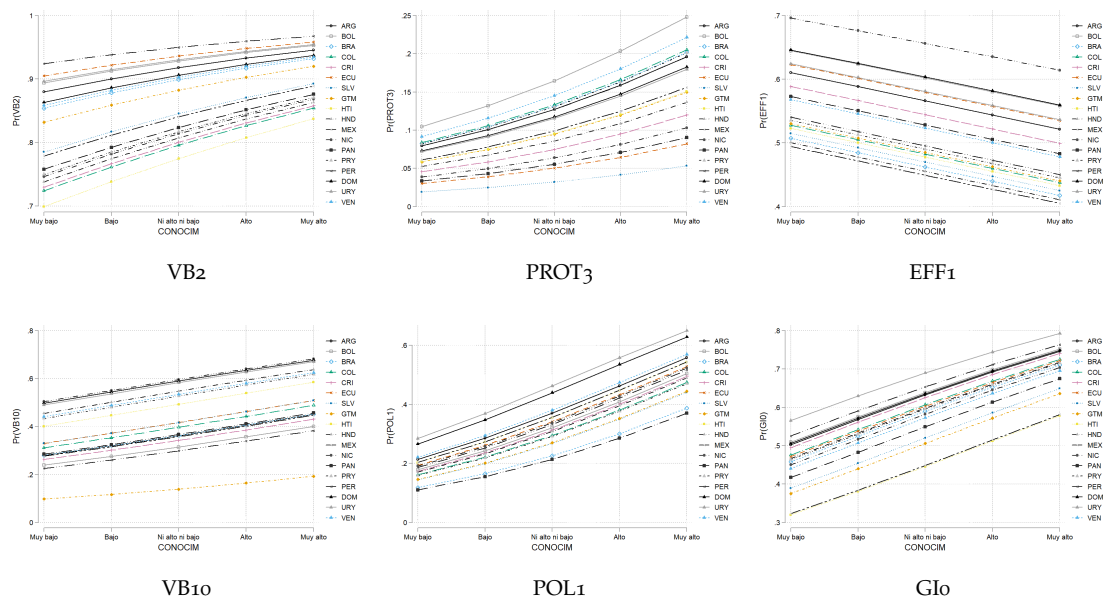
Por otro lado, en eficacia política también se advierten efectos de país en todos los casos en distintas proporciones y, al igual que en la participación electoral, todos verifican mayor propensión que Chile. Lo mismo sucede en el caso de la identificación partidaria, con la única excepción de que Guatemala es el único caso donde la identificación tiende a ser menor que en Chile.

El interés en la política tiene distintos efectos por país. En Argentina, Haití, México, República Dominicana, Uruguay y Venezuela hay mayor propensión a presentar interés en la política que en Chile. Por otra parte, Brasil, El Salvador, Guatemala y Panamá tienen menor propensión. No se advierten diferencias estadísticamente significativas con Bolivia ($p = 0,611$), Colombia ($p = 0,300$), Costa Rica ($p = 0,990$), Ecuador ($p = 0,092$), Honduras ($p = 0,797$), Nicaragua ($p = 0,122$), Paraguay ($p = 0,268$) y Perú ($p = 0,209$).

Por último, solo en dos países hay mayor propensión al consumo de medios que en Chile: Perú y Uruguay. De forma contraria, El Salvador, Guatemala, Haití, México y Panamá presentan menor propensión. El resto de los países no presenta diferencias estadísticamente significativas: Argentina ($p = 0,122$), Bolivia ($p = 0,054$), Brasil ($p = 0,373$), Colombia ($p = 0,986$), Costa Rica ($p = 0,304$), Ecuador ($p = 0,840$), Honduras ($p = 0,623$), Nicaragua ($p = 0,139$), Paraguay ($p = 0,544$), República Dominicana ($p = 0,082$) y Venezuela ($p = 0,069$).

A continuación, en el gráfico 4, se pueden apreciar los efectos del conocimiento político en cada modelación: participación electoral ($p = 0,000$), en protestas ($p = 0,000$), eficacia política ($p = 0,000$), identificación partidaria ($p = 0,000$), interés en la política ($p = 0,000$) y consumo de medios ($p = 0,000$). Solo para eficacia el efecto es inverso: a mayor conocimiento político, menor percepción de que a los gobernantes les interesa lo que piensa la ciudadanía.

Figura 4
Márgenes predictivos de conocimiento político para participación y compromiso político, América Latina 2016/17



Nota. Se utiliza Chile como país de referencia. Otras variables *ceteris paribus*.

Fuente: Elaboración propia con datos del Barómetro de las Américas 2016/17 por LAPOP, www.LapopSurveys.org.

Modelos de efectos mixtos de dos niveles

A continuación, en la tabla 3, se presentan los modelos de efectos mixtos. En el modelo de participación electoral se puede apreciar que el conocimiento político aumenta su probabilidad de ocurrencia (OR = 1,262; CI95 % = 1,225; 1,299), de la misma forma que la edad (OR = 1,054; CI95 % = 1,052; 1,056). De forma opuesta, ser hombre (OR = 0,921; CI95 % = 0,871; 0,974) y vivir en zonas urbanas (OR = 0,842; CI95 % = 0,791; 0,897) disminuyen la participación electoral. El modelo de efectos mixtos ratifica los resultados del modelo logístico, de hecho, la razón de momios de las variables significativas varía en promedio solo un 0,58 %.

Tabla 3
Regresiones logísticas de efectos mixtos para participación y compromiso político, América Latina 2016/17

VB2	PROT3	EFF1	VB10	POL1	GI0
Control					
Q1					
Q2					
UR					
Sofisticación					
CONOC.					
Constante					
Efectos aleatorios					
País					
LL					
N					
AIC					
BIC					

† $p \leq 0,1$ | * $p \leq 0,05$ | ** $p \leq 0,01$ | *** $p \leq 0,001$

Nota: Se reportan coeficiente beta y errores estándar entre paréntesis. Para los efectos aleatorios el anidamiento en segundo nivel es por país y se indica la significancia de la prueba de contraste entre efectos fijos y aleatorios.

Fuente: Elaboración propia con datos del Barómetro de las Américas 2016/17 por LAPOP, www.LapopSurveys.org.

En el modelo de participación en protestas el conocimiento político también tiene un efecto positivo (OR = 1,306; CI95 % = 1,256; 1,358), lo mismo ocurre con ser hombre (OR = 1,157; CI95 % = 1,074; 1,246). La edad tiende un efecto inverso: a mayor edad, menores probabilidades de manifestar (OR = 0,992; CI95 % = 0,990; 0,995). La zona de residencia, al igual que en el modelo logístico agrupado, no es estadísticamente significativa ($p = 0,912$). La variación promedio de las probabilidades de las variables significativas entre el modelo lo-

gístico y el de efectos mixtos es de un 9,56 %, principalmente porque el conocimiento político aumenta en un 26,55 %.

Por otra parte, al igual que en el modelo logístico, el conocimiento político disminuye la eficacia ($OR = 0,913$; $CI_{95} \% = 0,890; 0,936$), lo mismo aplica para residir en zonas urbanas ($OR = 0,896$; $CI_{95} \% = 0,849; 0,946$). La edad, en cambio, aumenta la eficacia ($OR = 1,006$; $CI_{95} \% = 1,005; 1,008$). El sexo del individuo no resulta ser una variable estadísticamente significativa ($p = 0,140$). También se mantienen los mismos patrones del modelo logístico con una variación mínima, solo de un 0,84 %.

Con respecto a la identificación partidaria, el conocimiento aumenta sus probabilidades ($OR = 1,232$; $CI_{95} \% = 1,198; 1,267$), lo mismo ocurre en el modelo logístico. Otras variables que son predictores de identificación con los partidos son ser hombre ($OR = 1,299$; $CI_{95} \% = 1,230; 1,372$) y la edad ($OR = 1,017$; $CI_{95} \% = 1,016; 1,019$), patrones que también se advierten en la regresión logística. Vivir en zonas urbanas, por otra parte, disminuye las probabilidades de identificación partidaria ($OR = 0,820$; $CI_{95} \% = 0,771; 0,872$). La variación entre el modelo logístico y el de efectos mixtos es solo de un 0,42 % para las variables significativas.

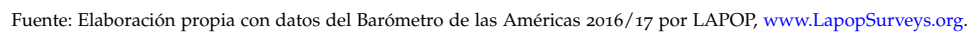
El conocimiento político también aumenta el interés en la política ($OR = 1,490$; $CI_{95} \% = 1,451; 1,530$), también ocurre este efecto con ser hombre ($OR = 1,225$; $CI_{95} \% = 1,166; 1,287$). Por otro lado, mientras la edad disminuye el interés ($OR = 0,989$; $CI_{95} \% = 0,987; 0,990$), vivir en zonas urbanas o rurales resulta irrelevante ($p = 0,519$). Estos son los mismos resultados que arrojó el modelo logístico para interés en la política. Se advierte una variación promedio de un 0,75 %.

Finalmente, el conocimiento político también constituye un predictor de consumo de medios ($OR = 1,331$; $CI_{95} \% = 1,298; 1,365$), al igual que la edad ($OR = 1,024$; $CI_{95} \% = 1,022; 1,026$) y vivir en zonas urbanas ($OR = 1,319$; $CI_{95} \% = 1,250; 1,392$). El sexo no resulta ser una variable significativa ($p = 0,076$). Se advierten los mismos patrones que en el modelo logístico y la variación promedio de las variables significativas es solo de un 0,50 % negativo ya que la razón de momios de la residencia disminuye en un 1,79 % con respecto al modelo logístico.

A continuación, en el gráfico 5, se grafica el logaritmo de las razones de momios por país para evaluar el efecto del conocimiento político en cada modelo de efectos mixtos: participación electoral ($p = 0,000$), participación en protestas ($p = 0,000$), eficacia política ($p = 0,000$), identificación partidaria ($p = 0,000$), interés en la política ($p = 0,000$) y consumo de medios ($p = 0,000$). El efecto es inverso solo en eficacia política, al igual que en los modelos logísticos agrupados de un nivel.

La propensión para las distintas variables de participación y compromiso político están expresadas en los efectos fijos de los modelos de

Figura 5

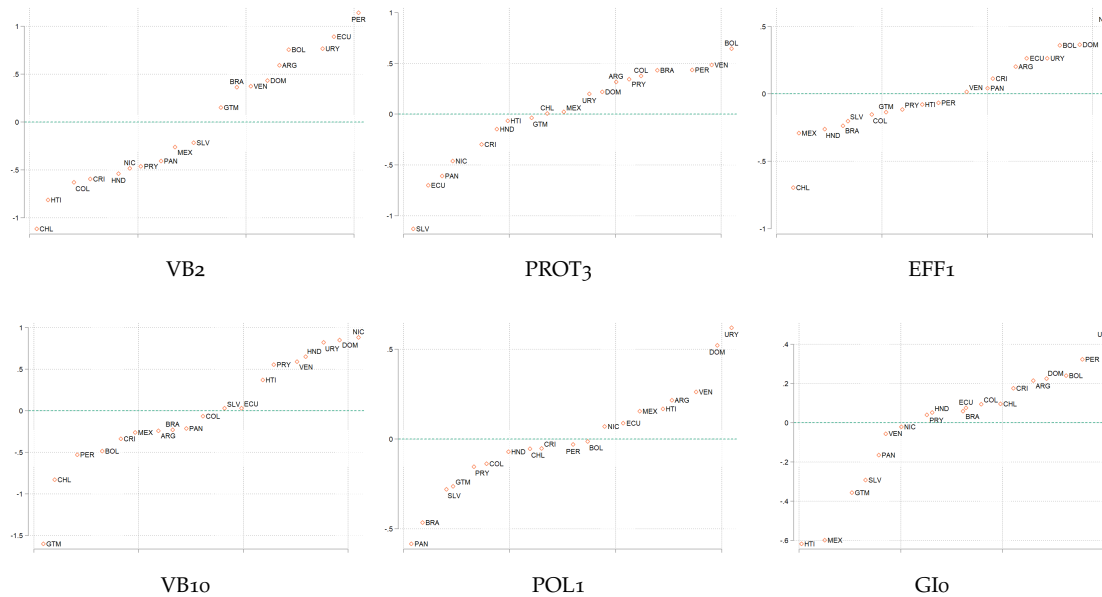


Al efecto fijo se añade la perturbación aleatoria entre los distintos países que presenta las siguientes varianzas: participación electoral ($\sigma_u^2 = 0,414$; CI95 % = 0,218; 0,786), en protestas ($\sigma_u^2 = 0,216$; CI95 % = 0,111; 0,423), eficacia política ($\sigma_u^2 = 0,088$; CI95 % = 0,046; 0,170), identificación partidaria ($\sigma_u^2 = 0,399$; CI95 % = 0,209; 0,761), interés en la política ($\sigma_u^2 = 0,087$; CI95 % = 0,045; 0,169) y consumo de medios ($\sigma_u^2 = 0,084$; CI95 % = 0,044; 0,162). Además, todas las pruebas de contraste entre efectos fijos y aleatorios fueron estadísticamente significativas de forma robusta ($p = 0,000$).

Discusión

El análisis descriptivo y correlacional permite ver que El Salvador, Panamá y Uruguay tienen los mayores niveles de sofisticación política de la región. En el extremo opuesto es posible ubicar a Ecuador, México y Haití. Por otra parte, al usar las estimaciones puntuales

Figura 6
Efectos aleatorios en torno a la constante por país, América Latina 2016/17



Fuente: Elaboración propia con datos del Barómetro de las Américas 2016/17 por LAPOP, www.LapopSurveys.org.

ponderadas de las muestras nacionales como indicadores agregados, la única relación estadísticamente significativa identificable es entre sofisticación política y consumo de medios.

Los modelos logísticos muestran distintas relaciones entre las variables analizadas que son confirmadas con el análisis multinivel. Además, a través de la incorporación de variables que representan a las muestras por país en el conjunto agregado de datos, se identifican considerables efectos en ese nivel de análisis, lo que sugiere la necesidad generar un anidamiento en otro nivel. Los modelos de efectos mixtos, por su parte, muestran que la sofisticación política es significativa de forma robusta para todas las variables dependientes evaluadas con un efecto positivo, con excepción de la eficacia política donde se advierte un efecto inverso: a mayor sofisticación, menor eficacia. Si bien esto es teóricamente sostenible ya que, a mayor conocimiento, podría, en efecto, existir una percepción de que los gobernantes no se interesan por lo que piensa la mayoría de la ciudadanía, también puede deberse al criterio de recodificación utilizado.

Con respecto a las variables de control se advierte que los hombres tienen mayores probabilidades de participar en protestas, identificarse con un partido y sentir interés por la política. Las mujeres, en cambio, tienen mayores probabilidades de participar en procesos electorales. Por otra parte, la edad aumenta las probabilidades de participación electoral, eficacia política, identificación y consumo de medios, en cambio disminuye las de participar en protestas e interesarse en la política. Por último, vivir en zonas urbanas aumenta las probabilidades de consumo de medios, mientras que residir en

zonas rurales aumenta las probabilidades de votar, eficacia política y sentir identificación con un partido político.

Por otra parte, se advierte que los modelos de efectos mixtos presentan las mismas relaciones estadísticas que los logísticos con una variabilidad de probabilidades promedio que se mueve entre -0,50 % y +9,56 % para las variables significativas. En estos modelos, los efectos fijos sugieren una propensión negativa para todas las variables de participación y compromiso político y además muestran que la mayor perturbación aleatoria entre países se advierte en la participación electoral e identificación partidaria. Por otro lado, la varianza más baja a nivel comparado se advierte en eficacia política, interés por la política y consumo de medios.

En síntesis, la nueva medición de sofisticación política constituye un predictor robusto para distintas variables de participación y compromiso político que se han evaluado con la última ola del Barómetro de las Américas 2016/17 en 19 países de América Latina. Aun así, esta investigación en progreso tiene trabajo futuro pendiente que se puede resumir principalmente en dos temas. Primero, la incorporación de variables asociadas al nivel socioeconómico, aunque en estricto rigor la sofisticación política debiese representar teóricamente aquella dimensión. Una posibilidad es la construcción de un índice más complejo de sofisticación que incorpore variables de recursos sociales. Segundo, la incorporación de variables institucionales que podrían ser importantes para ciertos fenómenos, por ejemplo, el tipo de régimen de votación para la participación electoral.

Referencias

- Akaike, H. (1973). Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle. En B. N. Petrov & F. Csáki (eds.), *Proceedings of the Second International Symposium on Information Theory*. Budapest: Akademiai Kiado.
- Almond, G. A., & Verba, S. (1980). *The Civic Culture Revisited*. Boston: Little Brown.
- Arriagada, A., Navia, P., & Schuster, M. (2010). ¿Consumo luego pienso, o pienso y luego consumo? Consumo de medios, predisposición política, percepción económica y aprobación presidencial. *Revista de Ciencia Política*, 30(3), 669-695.
- Bargsted, M., Valenzuela, S., De La Cerda, N., & Mackenna, B. (2015). Participación ciudadana en las elecciones municipales del 2012: Diagnóstico y propuestas en torno al sistema de voto voluntario. En *Condicionantes de la participación electoral en Chile*. Santiago: Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo.
- Calderón, C., & Ximénez, C. (2014). Análisis factorial de ítems de respuesta forzada: una revisión y un ejemplo. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 46(1), 24-34.

- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2010). *Microeconometrics Using Stata*. College Station: Stata Press.
- Cebolla, H. (2013). *Introducción al análisis multinivel*. Colección Cuadernos Metodológicos, núm. 49. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Cohen, M. J., & Zechmeister, E. J. (2018). Medición del conocimiento político con el Barómetro de las Américas. *Nota Metodológica*, (3), 1-17.
- Corvalán, A., & Cox, P. (2013). Class-biased Electoral Participation: The Youth Vote in Chile. *Latin American Politics and Society*, 55(3), 47-68.
- Corvalán, A., Cox, P., & Hernández, C. (2015). Evaluando los determinantes de la participación electoral en Chile: sobre el uso de datos individuales y el sobre-reporte en encuestas. En *Condicionantes de la participación electoral en Chile*. Santiago: Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo.
- Dalton, R. J. (1988). *Citizen Politics in Western Democracies: Public Opinion and Political Parties in the United States, Great Britain, West Germany, and France*. Chatham: Chatham House.
- Demidenko, E. (2004). *Mixed Models: Theory and Applications*. Hoboken: Wiley.
- Freese, J., & Long, J. S. (2006). *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*. College Station: Stata Press.
- Greene, W. H. (2012). *Econometric Analysis*. 7th ed. Upper Saddle River: Prentice Hall.
- González-Bustamante, B., & Henríquez, G. (2013). Chile: la campaña digital 2009-2010. En I. Crespo & J. del Rey (eds.), *Comunicación Política & Campañas Electorales en América Latina*. Buenos Aires: Biblos.
- Long, J. S. (1997). *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Thousand Oaks: Sage Publications.
- Long, J. S., & Freese, J. (2014). *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*. 3rd ed. College Station: Stata Press.
- Luskin, R. C. (1987). Measuring Political Sophistication. *American Journal of Political Science*, 31(4), 856-899.
- Maillet, A., González-Bustamante, B., & Olivares, A. (2016). ¿Puerta giratoria? Análisis de la circulación público-privada en Chile (2000-2014). *Serie de Documentos de Trabajo PNUD-Desigualdad*, (7), 1-40.
doi: [10.13140/RG.2.2.25510.42566](https://doi.org/10.13140/RG.2.2.25510.42566)
- McCulloch, C. E., Searle, S. R., & Neuhaus, J. M. (2008). *Generalized, Linear, and Mixed Models*. Hoboken: Wiley.
- Norris, P. (2009). Political Activism: New Challenges, New Opportunities. En C. Boix & S. C. Stokes (eds.), *The Oxford Handbook of Comparative Politics*. Nueva York: Oxford University Press.
- Pinheiro, J. C., & Bates, D. M. (1995). Approximations to the Log-Likelihood Function in the Nonlinear Mixed-Effects Model. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 4(1), 12-35.

- Pinheiro, J. C., & Chao, E. C. (2006). Efficient Laplacian and Adaptive Gaussian Quadrature Algorithms for Multilevel Generalized Linear Mixed Models. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 15(1), 58-81.
- Rabe-Hesketh, S., & Skrondal, A. (2012). *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*. College Station: Stata Press.
- Raftery, A. E. (1995). Bayesian Model Selection in Social Research. *Sociological Methodology*, 25, 111-163.
- Särndal, C.-E., Swensson, B., & Wretman, J. (1992). *Model Assisted Survey Sampling*. Nueva York: Springer.
- Schlozman, K. L., Verba, S., & Brady, H. E. (2012). *The Unheavenly Chorus: Unequal Political Voice and the Broken Promise of American Democracy*. Princeton: Princeton University Press.
- Skinner, C. J., Holt, D., & Smith, T. M. F. (1989). *Analysis of Complex Surveys*. Nueva York: Wiley.
- Smets, K., & van Ham, C. (2013). The embarrassment of riches? A meta-analysis of individual-level research on voter turnout. *Electoral Studies*, 32(2), 344-359.
- Stark, S., Chernyshenko, O. S., Chan, K. Y., Lee, W. C., & Drasgow, F. (2001). Effects of the testing situation on item responding: cause for concern. *Journal of Applied Psychology*, 86(5), 943-953.
- Tarrow, S. (2012). *Strangers at the Gates: Movements and States in Contentious Politics*. Nueva York: Cambridge University Press.
- Tilly, C. (2006). *Regimes and Repertoires*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Verba, S., & Nie, N. H. (1972). *Participation in America: Political democracy and social equality*. Chicago: University of Chicago Press.
- Verba, S., Nie, N. H., & Kim, J.-O. (1978). *Participation and Political Equality: A Seven-Nation Comparison*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Verba, S., Schlozman, K. L., & Brady, H. E. (1995). *Voice and Equality: Civic Voluntarism in American Politics*. Cambridge: Harvard University Press.