



Informe Estado de la Nación en Desarrollo Humano Sostenible 2020

Investigación de base

Desigualdad y participación política Elecciones presidenciales y municipales: Costa Rica 2002- 2020

Investigador:
Alvaro Zúñiga Calderón 

San José | 2020



324.728.6
Z95d

Zúñiga Calderón, Álvaro

Desigualdad y participación política elecciones presidenciales y municipales: Costa Rica 2002-2020 : investigación de base / Álvaro Zúñiga Calderón. -- Datos electrónicos (1 archivo : 1400 kb). -- San José, C.R. : CONARE -- PEN, 2020.

ISBN 978-9930-540-84-8
Formato pdf (24 páginas)

1. ELECCIONES PRESIDENCIALES. 2. ELECCIONES MUNICIPALES. 3. PARTICIPACIÓN POLÍTICA. 4. DEMOCRACIA. 5. COSTA RICA. I. Título.

EBV



Indice

Presentación	4
Motivación	4
Revisión de literatura	4
¿Por qué la democracia no ha frenado el aumento de la desigualdad?	4
Datos y metodología	6
Construcción de variables distributivas	9
Resultados	12
Conclusiones	18
Referencias	19

Presentación

Esta investigación se realizó para el capítulo Fortalecimiento de la Democracia del *Informe Estado de la Nación 2020*.

Las cifras de esta investigación pueden no coincidir con las consignadas en el Informe Estado de la Nación en el capítulo respectivo, debido a revisiones posteriores. En caso de encontrarse diferencia entre ambas fuentes, prevalecen las publicadas en el Informe.

Motivación

Este trabajo estudia la relación entre abstención electoral y desigualdad en Costa Rica en las elecciones presidenciales y municipales de las últimas dos décadas. La abstención electoral comenzó a aumentar después de 1994, pasando de niveles inferiores al 20 por ciento a superiores al 30 por ciento en las últimas seis elecciones presidenciales. Después de dos incidentes contra la democracia en la primera mitad del siglo XX, Costa Rica ha celebrado elecciones justas y universales desde 1953, rotando el poder entre diferentes actores políticos. Esto la convierte en la democracia efectiva más antigua de América Latina. Sin embargo, la desigualdad también ha estado creciendo constantemente en el mismo periodo: siete puntos porcentuales del coeficiente de Gini desde 1990 (Programa Estado de la Nación, 2017). Por lo tanto, este trabajo explora un importante factor que influye en la salud y supervivencia del sistema democrático costarricense.

Aunque la relación entre participación política y desigualdad no está completamente clara en la literatura, su relevancia actual es innegable. Autores como Bonica et al. (2013), argumentan que, si la distribución de los votantes está cada vez más sesgada hacia niveles de ingresos más altos, es posible que la demanda de políticas de redistribución sea menor. En las siguientes secciones se busca responder a preguntas como la siguiente: ¿podemos explicar, al menos parcialmente, un aumento de la abstención electoral por un cambio en la proporción del ingreso total de los que están al final de la distribución? Este tipo de cuestionamientos son importantes, porque intentan medir una posible dimensión de exclusión para aquellos que se han beneficiado menos del crecimiento económico. En Costa Rica, una posible hipótesis subyacente es que la IED ha contribuido al aumento de la desigualdad. Por lo tanto, interesa estudiar el comportamiento electoral de aquellos que han ganado y perdido con la globalización.

Revisión de literatura

¿Por qué la democracia no ha frenado el aumento de la desigualdad?

Esta pregunta es precisamente el título del artículo de Bonica et al. (2013) y la principal motivación detrás de este proyecto de investigación. Es aún más relevante en un país como Costa Rica, que es constantemente elogiado por su historial democrático, pero que también ha experimentado una creciente desigualdad en las últimas décadas. Los autores sugieren varios canales para estudiar la relación entre desigualdad y participación electoral. Por ejemplo, el caso en que el votante decisivo (pivotal voter) bajo la regla de la mayoría tiene

ingresos mayores que la mediana. Alternativamente, cuando una sociedad tiene un gran número de residentes relativamente pobres sin derecho a voto, por ejemplo, inmigrantes, la redistribución se verá limitada incluso cuando todos los votantes empadronados participen plenamente. La participación también puede verse influenciada por medidas legales y administrativas que hacen que sea relativamente costoso para los pobres votar (Bonica et al. 2013, p. 104).

La hipótesis principal es que, si las personas con ingresos más bajos tienen menos probabilidades de votar, entonces el sistema político responderá menos al aumento de la desigualdad. Por lo tanto, la política y las políticas públicas deben considerarse explícitamente en cualquier discusión sobre las causas y consecuencias de la desigualdad. Ciertamente, la retroalimentación desde la política también puede surgir como resultado de leyes que se congelaron en el tiempo o que nunca se promulgaron (Bonica et al. 2013, p. 121). El libro de Leighley y Nagler (2014) proporciona el mejor análisis sistemático hasta la fecha sobre la relación entre la desigualdad de ingresos y la participación electoral en los Estados Unidos. Los autores revelan que un sesgo de clase persistente en la participación electoral tiene consecuencias políticas duraderas. Por lo tanto, importa quién vota y quién no.

Este proyecto también se nutre del modelo de voto económico para explicar por qué las personas votan de la manera en que lo hacen. Existe un enorme corpus de literatura en ciencias políticas que explota este modelo teórico y empíricamente (para revisiones de literatura, ver: Lewis-Beck y Stegmaier 2000; Lewis-Beck y Stegmaier 2007; Duch 2009). En resumen, el voto económico es la importancia que el votante otorga al desempeño económico en su decisión de votar por un partido político y es una de las raras regularidades empíricas en la que los científicos sociales parecen estar de acuerdo (Duch 2009, p. 806). La idea básica detrás del voto económico se conoce como hipótesis de recompensa-castigo. Esta hipótesis sostiene que los votantes recompensarán-castigarán con su voto al titular en el gobierno condicional a si la economía es buena o mala (Lewis-Beck y Stegmaier 2007, p. 519).

En este proyecto, el principio del voto económico se aplica a la participación electoral. En esta construcción, los votantes recompensan-castigan no solo al titular en el gobierno, sino también al sistema político en su conjunto. Esta idea es particularmente poderosa en las democracias donde es difícil distinguir entre derecha e izquierda y donde los actores políticos cambian con el tiempo. Además, este proyecto considera el ingreso personal y los cambios en la distribución del ingreso como elementos claves de la economía que afectan las preferencias de los votantes. A medida que la inseguridad laboral y la desigualdad de ingresos continúan aumentando, el desempeño económico nacional podría cambiar de ser una cuestión de consenso a una cuestión de conflicto. Por lo tanto, los “votantes económicos” podrían centrarse cada vez más en el crecimiento de su porción particular del pastel, en lugar del crecimiento del pastel completo (Lewis-Beck y Stegmaier 2007, p. 532; Lewis-Beck y Tien 2004).

La pregunta clave es si los que están cada vez más excluidos del crecimiento tienen menos probabilidades de votar. En este sentido, este proyecto contribuye a una aplicación más sofisticada del voto económico, donde el lugar que ocupan los individuos en la distribución del ingreso, así como la forma en que este lugar cambia con el tiempo afecta su voto. Por lo

tanto, la cuestión aquí es si un aumento de la desigualdad genera exclusión de la participación política. Piketty (1995) ofrece un marco teórico más complejo donde presenta un modelo de conflicto político basado en creencias sobre la redistribución. Según él, la experiencia individual de movilidad y no sólo los ingresos actuales son importantes para las actitudes políticas y cómo diferencias persistentes en las percepciones sobre la movilidad social pueden generar diferencias persistentes en la redistribución entre los países. Este modelo es una explicación más refinada en el intento de relacionar desigualdad y la participación política.

La elección del voto económico como marco conceptual está motivada por su capacidad de relacionar la situación económica personal del individuo, así como su percepción del estado de la economía que lo rodea, con su comportamiento de participación electoral. En este sentido, el paradigma del voto económico ha llegado a rivalizar con otros modelos de comportamiento político, como la identificación de partidos, los clivajes sociales y la votación por temas (Lewis-Beck y Stegmaier 2007, p. 522). Sin embargo, este tipo de análisis no está exento de endogeneidad. Fiorina (1978) resuelve el problema rezagando la identificación del partido y convirtiéndolo en un instrumento, antes de estimar los efectos económicos. Como se verá más adelante, este proyecto utiliza datos de panel. Por lo tanto, el comportamiento en elecciones anteriores puede usarse como instrumento para corregir los problemas de endogeneidad.

Para estudiar la participación electoral en Costa Rica, las fuentes ineludibles son la serie de libros de Raventós-Vorst, Fournier-Facio, Ramírez-Moreira, et al. (2005), Ramírez-Moreira (2010) y Raventós-Vorst, Fournier-Facio, Fernández-Montero, et al. (2011). Estos autores utilizan el registro electoral completo de votantes y no votantes para varias elecciones presidenciales, así como encuestas diseñada específicamente para sus estudios. Varios hechos estilizados se derivan de estas publicaciones: las mujeres votan más que los hombres, las personas del centro del país votan más que las de las costas y áreas periféricas, y las personas mayores votan más que las generaciones más jóvenes. También muestran que los más educados y ricos votan más. Recientemente, Alfaro-Redondo 2019 muestra que votar se convierte en un hábito. En otras palabras, es más probable que alguien que votó una vez continúe haciéndolo en el futuro. Estas son fuentes extremadamente valiosas. Sin embargo, ninguna de ellas responde las preguntas específicas que se presentan los siguientes apartados.

Datos y metodología

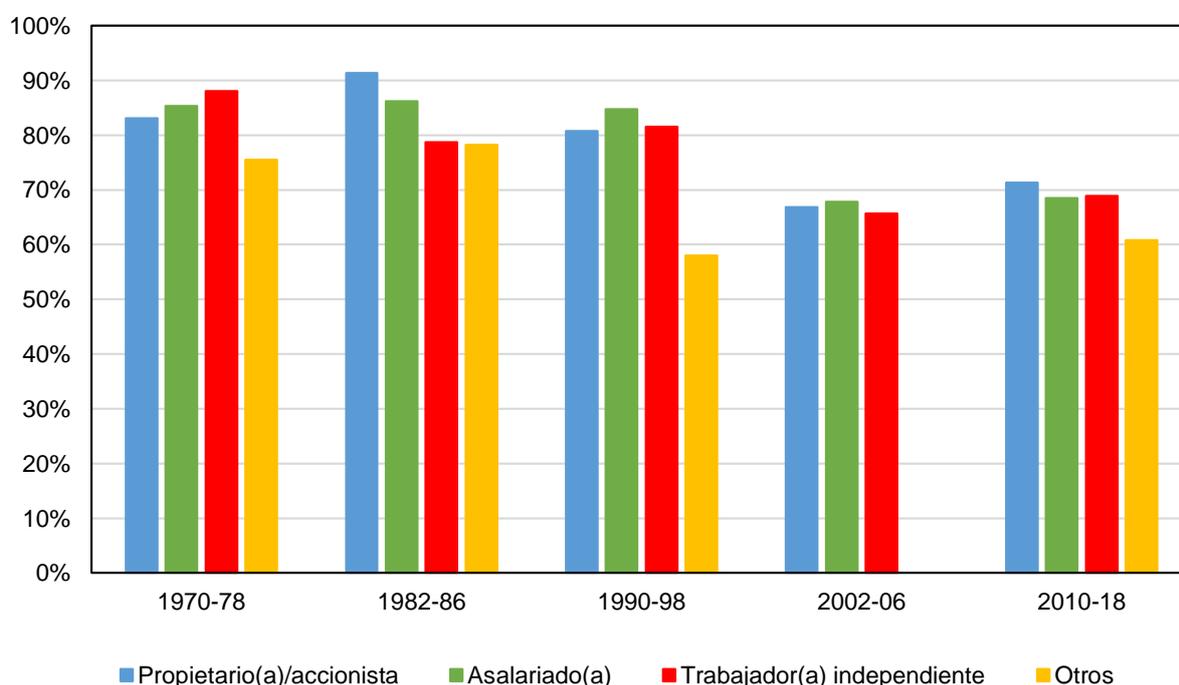
Este trabajo estudia la relación entre desigualdad del ingreso y participación política en las elecciones presidenciales y municipales en Costa Rica del 2002 al 2020¹. Con este objetivo, se combinan dos grandes fuentes de información: en primer lugar, se utilizan los datos agregados por cantón y distrito del Tribunal Supremo de Elecciones (TSE). En segundo lugar, se usan datos de la Caja Costarricense del Seguro Social (CCSS) para crear variables de distribución del ingreso, desempleo y formalidad a nivel de cantón y distrito. En este apartado se presentan las variables más importantes y la metodología utilizada.

¹ Elecciones presidenciales: 2002, 2006, 2010, 2014 y 2018. Elecciones municipales: 2002, 2006, 2010, 2016 y 2020.

Los datos laborales provienen de la Dirección Sistema Centralizado de Recaudación (SICERE) de la CCSS. Se cuenta con el ingreso declarado para todas las personas que poseen los siguientes tipos de condición de aseguramiento: asalariados, cuenta propia (independientes), servicio doméstico, voluntarios, convenios especiales y pensionados. De manera adicional, las bases de datos poseen variables sociodemográficas que permiten caracterizar a las personas según su lugar de trabajo, sector (público/privado), ocupación, industria, edad, sexo, nacionalidad (nacional/extranjero) y tipo de trabajador, entre otras.

En este estudio, todas las variables distributivas que se presentan a continuación han sido construidas utilizando únicamente a los trabajadores asalariados. Ciertamente, el análisis puede extenderse a todos los demás (por ejemplo, pensionados). Sin embargo, se ha tomado la decisión de centrarse en los asalariados, porque son los datos que mejor reflejan la distribución de ingresos presente en las encuestas de hogares (ENAHO y EHPM). Esta decisión no está exenta de limitaciones. Por ejemplo, los asalariados no necesariamente representan a toda la población de un cantón o distrito.

Gráfico 1
Participación electoral por tipo de trabajador, 1970-2018



Nota: El gráfico presenta la proporción de participación electoral por tipo de trabajador.

Fuente: Elaboración propia con datos de las encuestas de actitudes políticas LAPOP Costa Rica.

Al analizar el comportamiento electoral de distintos tipos de trabajadores en las encuestas de opinión pública de LAPOP, se observa que los asalariados no se comportan significativamente distinto a otras categorías ocupacionales, particularmente en las últimas

dos décadas (2002-2018)². Asimismo, dado que el análisis se centra en agregados por cantón y distrito, las variables de distribución del ingreso describen la realidad de más personas y no exclusivamente la de los asalariados (por ejemplo, dependientes). Por lo tanto, parece factible relacionar la realidad socioeconómica de una comunidad con su nivel de participación agregado (Gráfico 1).

Con el objetivo de mostrar la relación entre distribución del ingreso y participación electoral se construyen variables a partir de los datos de la CCSS y el TSE. Para un listado completo véase **Anexo 1** al final del texto. Sobre la distribución del ingreso, se crean variables que describen el porcentaje del ingreso total (salarios) que pertenece al 50 por ciento de los trabajadores con menores ingresos (**bottom50**) y al 10 por ciento de los trabajadores con mayores ingresos al momento de cada elección (**top10**). Estas variables permiten hacerse una idea intuitiva de la distribución del ingreso entre el grupo más rico y el más pobre de la población.

Según los datos utilizados, la proporción del ingreso del 10 por ciento más rico era equivalente a la del 50 por ciento más pobre en el 2018, con valores de 28,15 y 28,87 por ciento, respectivamente. Como se mencionó anteriormente, esto es cierto para los asalariados del sector formal, pero no debe interpretarse como una medida completa de la desigualdad a nivel nacional. Asimismo, se calcula el coeficiente de Gini para todos los trabajadores asalariados en una región determinada al momento de cada elección (**gini**). Sin embargo, se debe mantener la misma advertencia presentada anteriormente para su interpretación.

Los datos de la CCSS también permiten construir variables que describen la importancia del sector formal en una región determinada. De esta manera, se extrae el número total de trabajadores (**num_workers**) y el número de trabajadores nacidos en el extranjero reportados por la CCSS al momento de cada elección (**num_foreign**). Estas variables permiten construir la proporción de trabajadores nacidos en el extranjero (**share_foreign**), al igual que, la proporción de empleo formal (**share_formal**). Para esta última variable se utiliza el electorado reportado por el TSE como una aproximación del número total de adultos.

Se utilizan datos públicos del TSE³ sobre el electorado (**electorate**) para cada elección en cada cantón y distrito, al igual que, la participación en elecciones presidenciales (**participation**) y elecciones municipales (**participation_local**). Finalmente, como variables de control, se utilizan el Índice de desarrollo humano (IDH) elaborado a nivel de cantón por la Universidad de Costa Rica (UCR) y el Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) y el índice de desarrollo social (IDS) estimado a nivel de distrito por el Ministerio de Planificación Nacional y Política Económica (MIDEPLAN) de Costa Rica.

Es importante mencionar que todas las variables presentadas anteriormente han sido estimadas a nivel de cantón y distrito, excepto el HDI que es exclusivo a nivel de cantón y el IDS que es exclusivo a nivel de distrito. Se considera que estas divisiones territoriales representan la mejor estrategia para empezar a estudiar el problema de investigación. No obstante, es posible realizar un análisis similar a nivel de centro de votación. Se espera

² Este tipo de diferencias en el voto según variables socioeconómicas y demográficas será el objetivo de futuras investigaciones.

³ https://www.tse.go.cr/estadisticas_elecciones.htm

avanzar en esta dirección para refinar aún más el análisis. En última instancia, se desea hacer un estudio a nivel individual para poder explotar toda la variabilidad de las bases de datos del TSE y de la CCSS.

En las siguientes secciones se presentan los resultados obtenidos a partir de un panel de datos de cinco elecciones presidenciales (del 2002 and 2018) y municipales (del 2002 al 2020) y 81 cantones⁴. En los modelos econométricos, los cantones están representados por $i = 1 \dots n$, y los años electorales por $t = 2002 \dots T$. Los resultados se presentan como gráficos del efecto marginal de la variable independiente (alguna medida de distribución del ingreso), sobre la variable dependiente (alguna medida de participación electoral). Para observar más detalles y especificaciones, se pueden consultar las tablas de regresiones en el **Anexo 3**.

Construcción de variables distributivas

Como se mencionó anteriormente, las variables sobre la distribución del ingreso se construyen a partir de datos de la Caja Costarricense de Seguro Social (CCSS). Los registros de la Seguridad Social contienen el universo de trabajadores formales en el país. Concretamente, el salario de todos los asalariados formales se informa a la CCSS, donde tanto el empleador como el empleado pagan una contribución basada en ese salario declarado. Estos datos no están disponibles para el público, pero es posible solicitarlos a la institución. Estas bases contienen información para todos los trabajadores del sector formal, así como importantes variables socioeconómicas: ingresos, ocupación, horas de trabajo, sector público/privado, industria, localización geográfica de la empresa, trabajador asalariado/independiente, sexo, edad, nacional/extranjero y región.

Si bien puede haber sub-declaración en los datos de la CCSS, no parece ser un problema generalizado por varias razones. Una de las explicaciones más convincentes es que las pensiones se estiman al final de la carrera del empleado en función del salario promedio de los últimos 20 años. Por lo tanto, el empleado es el más interesado en que sus salarios se informen adecuadamente. Esta observación ha sido confirmada por funcionarios públicos en Costa Rica que han actuado como contrapartes para este proyecto. Sin embargo, la calidad de los datos de los asalariados no coincide con los de los trabajadores independientes. Esta es la razón por la que sólo utilizamos la información sobre asalariados para construir las medidas de desigualdad usadas en este proyecto. Aunque esto presenta varias limitaciones, es la única fuente que tenemos para estimar medidas de desigualdad a nivel de cantón y distrito.

La construcción de las variables específicas que utilizamos para medir desigualdad está motivada por la línea de investigación desarrollada por Piketty (2003), Piketty y Saez (2003), Atkinson y Piketty (2007) y 2010, Atkinson et al. (2011), Alvaredo et al. (2013), Alvaredo et al. (2016) y Blanchet et al. (2017). Estas investigaciones empezaron por construir series de tiempo de la proporción del ingreso total en manos del 10 por ciento más rico, el 1 por ciento más rico, el 0,1 por ciento más rico e incluso subgrupos más pequeños.

⁴ Aún no se incluye el nuevo cantón Río Cuarto de la provincia de Alajuela.

Una característica en común de todos estos estudios es el uso de datos administrativos, en especial declaraciones de impuestos. En este sentido, esta línea de investigación (ver, por ejemplo, Atkinson et al. (2011) y Alvaredo et al. (2016)), favorece el análisis de la proporción de los ingresos superiores versus inferiores como un mejor instrumento para medir la desigualdad.

Dadas las características de los datos en muchos países, con frecuencia es posible construir series de tiempo más largas para las proporciones de los ingresos más altos que para el resto de la población. En el caso de este estudio, esto no es un factor determinante, pues el análisis se restringe al periodo 2002-2020. Sin embargo, es importante considerar que, en términos de ingreso laboral, los datos de la seguridad social probablemente reflejan mejor la realidad para los asalariados más ricos que para los más pobres. Sin embargo, este análisis se restringe por el momento sólo a ingresos laborales de los asalariados. Nuestras medidas de desigualdad no contienen información sobre la tenencia de capital y, por lo tanto, las ganancias de capital. Ciertamente, esta es una de las grandes limitaciones de nuestro análisis, pero como se mencionó no contamos con otras medias a nivel de cantón y distrito.

Una de las variables que utilizamos en este trabajo para estimar la desigualdad en la distribución del ingreso laboral es el conocido Coeficiente de Gini. Éste generalmente se define matemáticamente en función de la curva de Lorenz, que representa la proporción del ingreso total de la población Y (eje de las ordenadas) que le pertenece de manera agregada a la parte X de la población (eje de las abscisas). Por su parte, la línea a 45 grados representa la igualdad perfecta de ingresos (X por ciento de la población es dueña del X por ciento del ingreso). El coeficiente de Gini se puede considerar como la relación del área que se encuentra entre la línea de igualdad y la curva de Lorenz sobre el área total debajo de la línea de igualdad. Si todas las personas tienen ingreso no-negativo, el Coeficiente de Gini puede en teoría oscilar entre el 0 (igualdad completa) y el 1 (desigualdad completa). También se puede expresar como un porcentaje entre 0 y 100.

El coeficiente de Gini en Costa Rica ha pasado del 0.45 en 1990 al 0.52 en el 2017, según datos publicados por el PEN. Es importante mencionar que estos datos consideran el ingreso total de las personas estimado a partir de encuestas de hogares. Estas encuestas tienen la gran ventaja de considerar todas las fuentes de ingreso de los hogares. Sin embargo, tienen la desventaja de no ser estadísticamente representativas a niveles tales como cantón y distrito y, además, son bien conocidas sus limitaciones para captar los ingresos más altos de la distribución. Esta es una de las razones por la que se promueve el uso de datos administrativos para corregir las series de distribución. Por nuestra parte, a partir de datos de la CCSS, el valor promedio del Coeficiente de Gini estimado por cantón es de 0.34 y por distrito 0.33. Es normal que el valor promedio del Gini sea menor cuando se utilizan sólo datos de empleo formal, pues existe menos dispersión de ingresos entre los asalariados formales que en la totalidad de la población.

Aunque la desigualdad se puede desagregar por grupos de población, fuentes de ingreso u otras dimensiones, el coeficiente de Gini no se puede descomponer o agregar con facilidad. En otras palabras, el Gini total de la sociedad, no es igual a la suma de los coeficientes de Gini de los subgrupos (Haughton & Khandker, 2009).

Esta es una de las limitaciones de esta medida de desigualdad que es importante considerar en este trabajo. De esta manera, la suma de los coeficientes de Gini por distrito no es igual al Gini de un cantón, y la suma de los cantones, no es igual al Gini a nivel nacional. Esto juega un papel importante en las diferencias entre los datos publicados a nivel nacional y los Gini promedio a nivel de cantón y distrito mencionados más arriba. Asimismo, esto determinará parte de los resultados del análisis de modelos econométricos como se verá más adelante.

Los coeficientes de Gini utilizados en este trabajo deben entenderse como medidas de desigualdad salarial intra-cantones o intra-distritos (*within*). Como se mencionó, el Gini no permite una descomposición/adición geográfica o por fuente de ingreso. Otras medidas de desigualdad, tal como el Índice de Thiel, permiten descomponer la desigualdad en sus componentes intrarregionales (*within*) e interregionales (*between*) (OECD, 2016). Aunque es teóricamente posible utilizar una variación del índice de Theil para descomponer la desigualdad según fuentes de ingreso, no contamos con información suficiente. Por lo tanto, es importante insistir que el Gini y todas las demás medidas de desigualdad utilizadas en este trabajo, buscan clasificar a los cantones y distritos por su nivel de desigualdad salarial interna, pues no podemos estimar niveles de desigualdad del ingreso total.

La principal ventaja de utilizar el Coeficiente de Gini es que permite la comparación de la distribución del ingreso de dos o más poblaciones, independientemente de su tamaño. Lo mismo se puede decir de todas las medidas de desigualdad presentes en este trabajo (Gini, *Top10*, *Bottom50*), pues todas se relacionan con la curva de Lorenz de la distribución. Por un lado, el coeficiente de Gini corresponde al área normalizada entre la curva de Lorenz de la distribución y la línea de 45-grados. Por el otro, la proporción del ingreso que le pertenece al X por ciento más rico de la población, está dado por la distancia del punto $q = 1 - X$, a la línea horizontal en la ordenada = 1 (Neves Costa and Pérez-Duarte, 2019). Aunque entendemos las limitaciones de nuestras medidas de desigualdad, sabemos que no hay ninguna limitación conceptual para estudiar la distribución de los salarios formales dentro de un cantón o distrito.

Otra de las medidas de desigualdad utilizadas en este trabajo es la proporción del ingreso total que le pertenece al 10 por ciento más rico (*Top10*). El cálculo de esta variable es más sencillo que el Coeficiente de Gini, pues se trata simplemente de estimar qué porcentaje del ingreso total recibe el 10 por ciento que recibe mayores ingresos. Según estimaciones de Zuniga-Cordero (2020), esta medida ha aumentado del 36,32 por ciento en 2000 al 40,78 por ciento en el 2017 cuando se utilizan las encuestas de hogares y del 44,76 al 51,04 por ciento cuando se utilizan las series corregidas. En el contexto de esta investigación, a partir de datos de la CCSS, el Top 10 es en promedio igual a 28,27 por ciento cuando se estima a nivel de cantón y 27.23 por ciento cuando se calcula a nivel de distrito. Al igual que con el Coeficiente de Gini, es de esperar que el *Top10* sea menor cuando se calcula sólo para asalariados formales.

La tercera medida de desigualdad que se utiliza en este trabajo es la proporción del ingreso total que le pertenece al 50 por ciento más pobre (*Bottom50*). Al igual que el Top 10, el cálculo de esta variable es relativamente sencillo. Según Zuniga-Cordero (2020), esta medida ha pasado del 18,99 por ciento en 2000 al 13,80 en 2017, a partir de encuestas de hogares.

Cuando aplica la corrección de la serie, esta variable cambia del 14,76 al 10,49 por ciento en el mismo periodo. Según los datos de la CCSS, el *Bottom50* es igual a 28,01 a nivel de cantón y a 28,85 a nivel de distrito. En este caso también, es normal que esta variable sea mayor cuando se calcula sólo para asalariados formales.

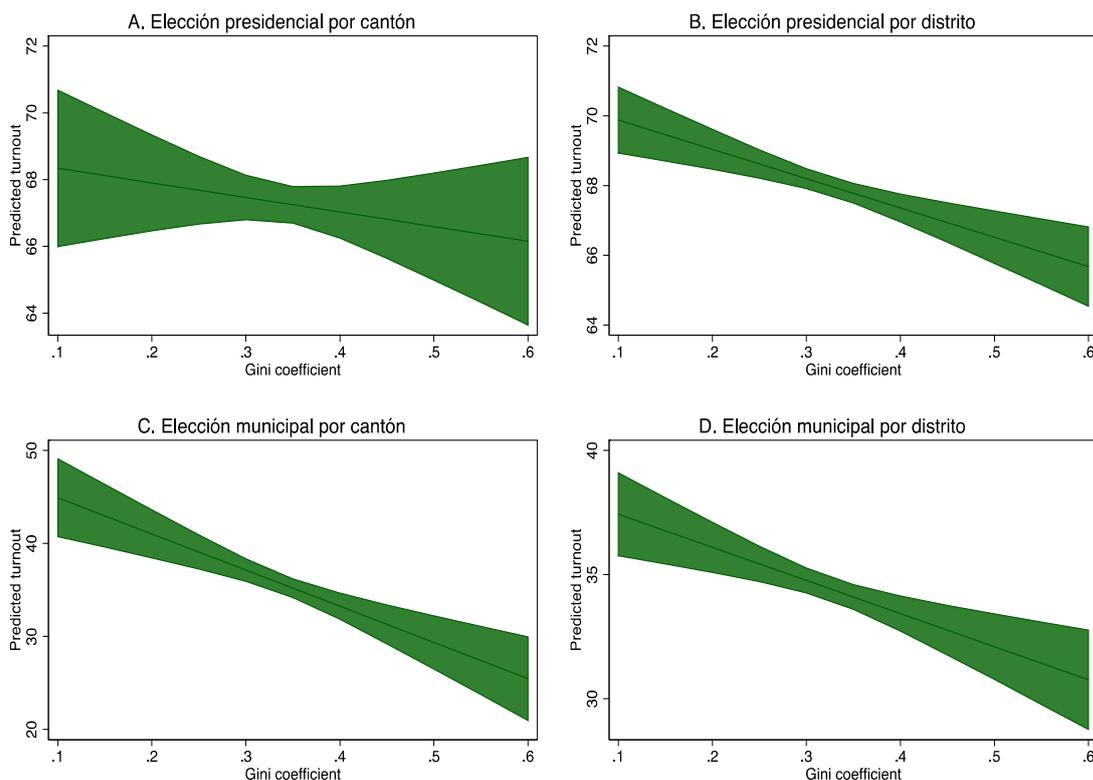
Un análisis rápido de las tres variables expuestas -Gini, *Top10* y *Bottom50* – denota un crecimiento importante de la desigualdad en Costa Rica en las últimas 2 décadas. El porcentaje de los ingresos que pertenece a los más ricos ha aumentado y la parte que corresponde a los más pobres ha disminuido.

En este trabajo también hemos construido una variable para medir el efecto de la cantidad de empleo formal en la participación electoral. Para construir esta variable, que llamamos *share_formal*, dividimos el número de trabajadores (asalariados) reportados por la CCSS, por el electorado reportado por el TSE en una región determinada al momento de cada elección. En otras palabras, estimamos el cociente entre el número de trabajadores extraído de los datos de la CCSS y el total de adultos reportados por el TSE para un cantón o distrito. Dado que en Costa Rica el registro para cada elección es automático, el electorado presenta una buena aproximación de la población total de adultos en un cantón o distrito. Naturalmente, esta medida no es perfecta, pues muchas personas inscritas en un determinado distrito, en realidad no viven ni trabajan ahí. No obstante, la variable *share_formal* transmite una idea de la cantidad de actividad económica formal de una región con respecto a su población.

Resultados

En este apartado se presentan los resultados de varios modelos econométricos que tienen como variable dependiente la participación en elecciones presidenciales o municipales y como variable explicativa principal alguna medida de desigualdad (*gini*, *top10*, *bottom50*). Además de estos dos elementos, las regresiones utilizan los índices de desarrollo humano y social (*HDI e IDS*), la proporción de trabajadores extranjeros (*share_foreign*) y la participación en el otro tipo de elecciones (presidenciales para las municipales y viceversa) como variables de control, al igual que, efectos fijos por año. Los resultados completos de las regresiones se encuentran en el Anexo 3. Los gráficos que se presentan a continuación muestran los efectos marginales de las variables derivados de las regresiones.

Gráfico 2
Coefficiente de Gini



Fuente: elaboración propia con datos del TSE y la CCSS.

El Gráfico 2 muestra la relación entre el Coeficiente de Gini y el nivel de participación electoral. Dado que cuanto mayor es el Gini, mayor es la desigualdad, la relación inversa que se muestra implica que, a mayor desigualdad, menor participación. Los paneles A y B utilizan los datos de las elecciones presidenciales, mientras que C y D se concentran en las municipales. A partir de esta visualización se pueden concluir dos cosas. Primero, el nivel de participación es significativamente mayor en las elecciones presidenciales con respecto a las municipales. Segundo, la relación que se encuentra empíricamente es estadísticamente más fuerte en las elecciones municipales.

La relación observada es la misma cuando el análisis se lleva a cabo a nivel de cantón, paneles A y C, o a nivel de distrito, paneles B y D. Las regresiones distritales tienen la ventaja de que reducen los errores estándar tanto con los datos presidenciales como con los municipales. Por lo tanto, los resultados son estadísticamente más significativos. Estos resultados son importantes, porque confirman los hallazgos y porque contemplan la diversidad que existe a lo interno de los cantones. Grandes cantones pueden tener cabeceras urbanas y desiguales, al igual que, distritos periféricos rurales y empobrecidos.

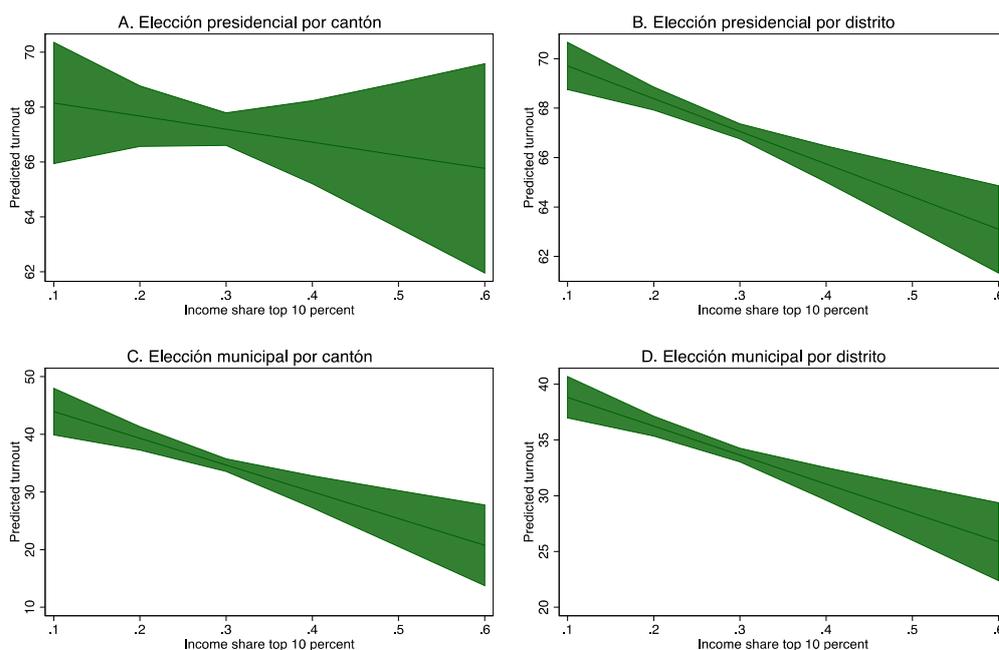
Este análisis también nos permite estimar el efecto marginal promedio de un cambio en los niveles de desigualdad, sobre los niveles de participación electoral. De esta manera, para las elecciones municipales a nivel de cantón, un aumento de 1 punto porcentual del coeficiente de Gini, produce una disminución del nivel de participación en 0,39 puntos porcentuales.

Asimismo, para estas mismas elecciones a nivel de distrito, el efecto de un aumento de 1 punto porcentual del Gini, es una disminución de 0,13 puntos porcentuales en el nivel de participación electoral. Por otro lado, para las elecciones presidenciales, la relación es de -0,08 puntos porcentuales por un aumento de 1 punto porcentual del Gini.

Los resultados a nivel de cantón y distrito coinciden en términos agregados. A manera de ilustración, los datos permiten la identificación cantones a ambos extremos del Gráfico 2. Por ejemplo, entre los cantones con bajo Gini y alta participación, se identifican: Dota, Montes de Oro, Valverde Vega, Guatuso y Zarcero. Por otro lado, entre los cantones con alto Gini y baja participación sobresalen: San José, Heredia, Goicoechea, Tibás, Curridabat, Alajuela, Limón y Liberia. Es importante que entre los segundos no sólo sobresalen las cabeceras de provincia de la Gran Área Metropolitana (GAM), sino que también las capitales costeras.

Es necesario hacer algunas advertencias sobre las limitaciones del coeficiente de Gini. Este indicador es la medida de desigualdad más ampliamente utilizada y comprendida en las ciencias sociales y por esa razón se incluye en este análisis. Sin embargo, no es perfecto. En este sentido, es importante tener claro que el Gini mide riqueza relativa y no absoluta. Pueden existir distintas distribuciones con un mismo coeficiente. Asimismo, esta medida genera resultados sesgados hacia abajo para regiones poco pobladas debido la granularidad de las medidas (Haughton & Khandker, 2009). Esta es la razón por la que el coeficiente de Gini estimado promedio por cantón (0.34), es menor al estimado promedio por distrito (0.33).

Gráfico 3
Porción ingreso total del 10 por ciento más rico



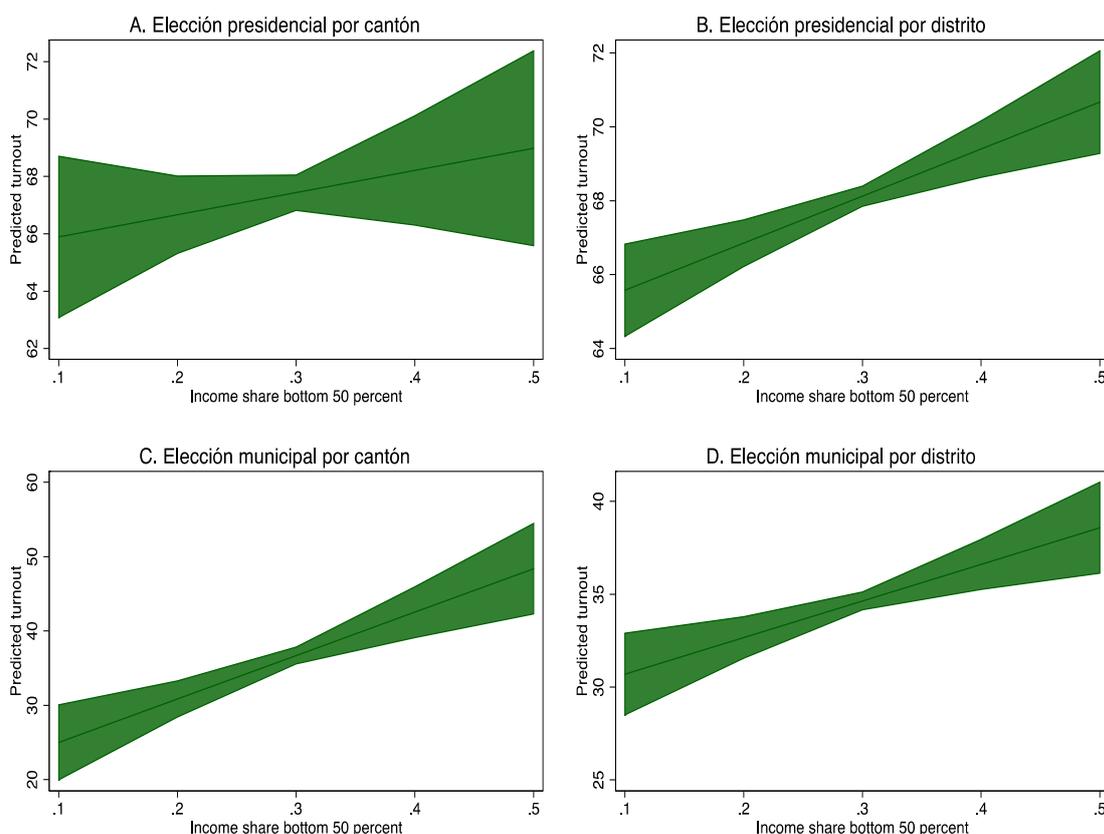
Fuente: elaboración propia con datos del TSE y la CCSS.

La relación entre la proporción del ingreso total del 10 por ciento más rico (*top10*) y la participación electoral es equivalente a la del Gini analizada anteriormente. Como se observa en el Gráfico 3, la relación entre el nivel de acumulación de la riqueza y el nivel de participación de un cantón es inversamente proporcional. La ventaja de esta variable es su claridad. Como se mencionó antes, el promedio estimado del *top10* es aproximadamente de

un 30 por ciento del ingreso total. Alrededor del promedio, los errores estándar son menores. Asimismo, los datos de las elecciones municipales presentan mayor significancia estadística. Los cantones que sobresalen por su bajo nivel de acumulación y alta participación son similares a los presentados en el modelo anterior, pero no son los mismos: Dota, Valverde Vega, Guatuso, Zarcero y Acosta. Los cantones con alto nivel de acumulación y baja participación son nuevamente: San José, Heredia, Goicoechea, Tibás, Curridabat, Alajuela, Limón y Liberia. Estos resultados permiten empezar a ver relaciones identificables entre las variables. Es importante mencionar que en todos los casos se controla por desarrollo humano (HDI). Esto permite, por ejemplo, que Limón que tiene un bajo valor de HDI se comporte como Heredia.

El análisis de los efectos marginales promedios nos indica que un aumento de un punto porcentual en la proporción de ingreso total que posee el 10 por ciento más rico, disminuye la participación política en elecciones municipales por cantón en 0,46 puntos porcentuales. Asimismo, a nivel de distrito, se observa una disminución de 0,26 puntos porcentuales, por cada punto porcentual de aumento en la proporción del ingreso total del *Top 10*. Por otro lado, para las elecciones presidenciales a nivel de distrito, la relación es de 0,13 puntos porcentuales menos por cada punto porcentual que aumente el *Top 10*. Es interesante notar que, en todos los casos, los efectos del *Top 10* sobre la participación son mayores en magnitud que los del Gini.

Gráfico 4
Proporción del ingreso total del 50 por ciento más pobre

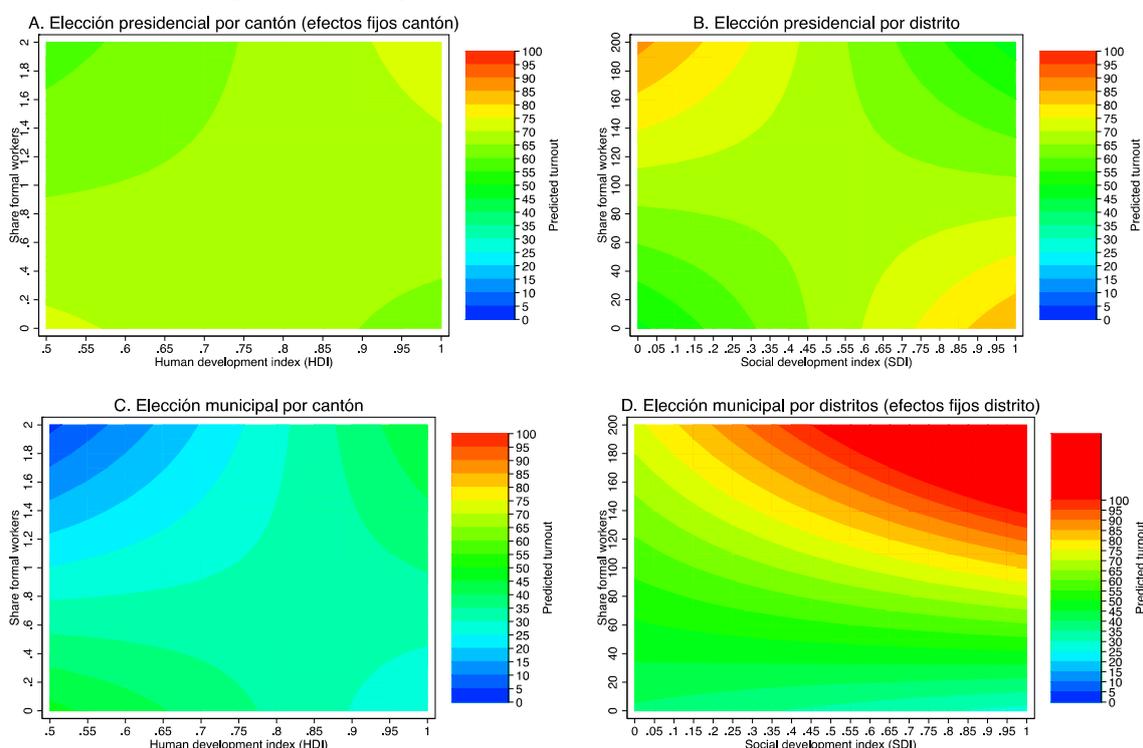


Fuente: elaboración propia con datos del TSE y la CCSS.

La relación entre la proporción del ingreso total del 50 por ciento más pobre y la participación electoral es directamente proporcional, como se observa en el Gráfico 4 (mayor *bottom50*, mayor participación). Nuevamente, la relación es estadísticamente más significativa para las elecciones municipales. Asimismo, los cantones con alta proporción de ingreso del *bottom50* y alta participación política son similares a los identificados en los modelos anteriores, pero no son exactamente los mismos. Entre otros sobresalen: Dota, Montes de Oro, Jiménez, Valverde Vega y Zarcero. Por el contrario, aquellos con baja proporción de ingreso del 50 por ciento más pobre y baja participación son los mismos que se han identificado antes.

Sobresale el efecto marginal promedio de 0,58 puntos porcentuales de aumento en participación en elecciones municipales por cada punto porcentual de aumento en la proporción del ingreso total en manos del 50 por ciento más pobre. Este resultado se obtiene a partir del análisis a nivel de cantón y representa el efecto más alto presentado hasta ahora. El mismo ejercicio a nivel de distrito para las elecciones municipales muestra un efecto de 0,20 puntos porcentuales de aumento en la participación por cada punto porcentual de aumento del *bottom50*. Finalmente, para las elecciones presidenciales a nivel del distrito, se observa un aumento 0,13 puntos porcentuales por cada punto porcentual de aumento en *bottom50*.

Gráfico 5
Efecto cruzado empleo formal y el IDH/IDS



Fuente: elaboración propia con datos del TSE y la CCSS.

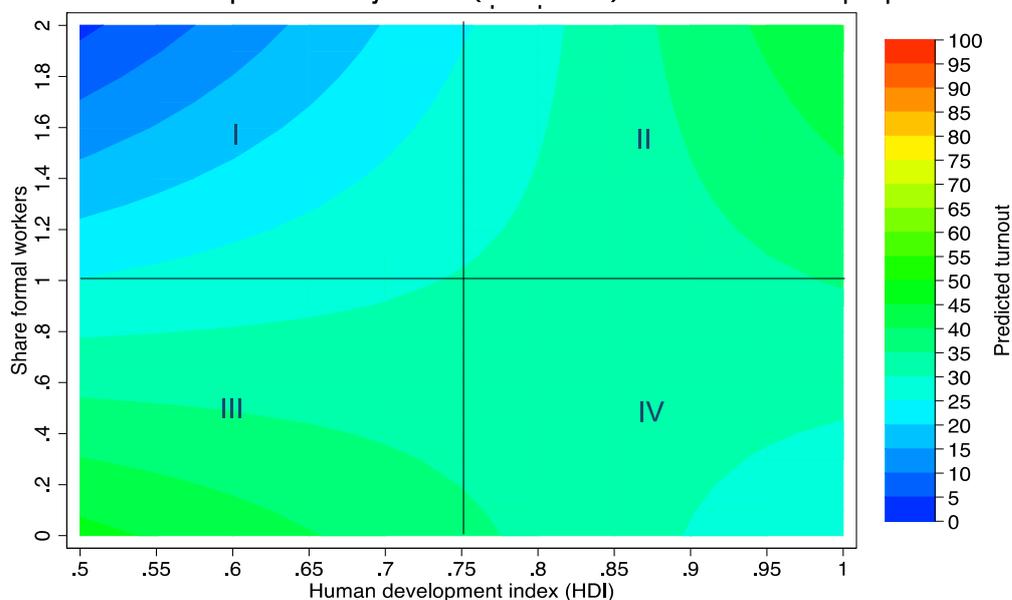
El Gráfico 5 presenta la interacción entre la proporción de empleo formal y el índice de desarrollo humano de la misma. Este modelo es un primer intento por entender la relación entre variables de empleo/desempleo y formalidad/informalidad y la participación política a nivel cantonal y distrital. Es importante mencionar que la escala de *share_formal* va de 0 a 2, porque hay algunos cantones donde el número de trabajadores formales es superior al

número de electores. Por ejemplo, en el año 2018, San José, Santa Ana, Belén y Montes de Oca, presentan un *share_formal* > 1. La variable *share_formal* puede entenderse como la proporción de empleo formal en el cantón o como una medida de actividad económica formal en la región.

La variable *share_formal* explica cuánto empleo formal existe dada la población adulta del cantón/distrito. Ciertamente, esta variable puede refinarse, por ejemplo, limitando el número de electores a menores de 65 años con el objetivo de aproximar mejor la población económicamente activa. Esta y otras mejoras se harán con acceso a datos individualizados en etapas siguientes del proyecto. Es importante mencionar que en el modelo del **Panel A**, se han utilizado efectos fijos de cantón, porque de lo contrario la interacción pierde significancia, pues el IDH explicaría la mayor parte de la participación electoral. Esto no es necesario en el **Panel C**, donde el nivel de participación es más sensible a cambios en la interacción entre las variables.

Gráfico 6

Efecto cruzado del empleo formal y el IDH (cuadrantes) C. Elección municipal por cantón



Fuente: elaboración propia con datos del TSE y la CCSS.

El Gráfico 6 caracteriza los distintos cuadrantes del área coloreada del **Panel C**: elección municipal por cantón. El **Cuadrante I** presenta una alta proporción de empleo formal (actividad económica) y bajo índice de desarrollo humano. Esta descripción coincide con *zonas urbano-marginales* o *cantones rurales agrícolas* con bajos niveles de desarrollo humano, pero gran cantidad de empleo formal. Entre los cantones que se pueden identificar con estas características se encuentran: Sarapiquí, Tibás y Guácimo. En estas regiones, se observa una participación electoral máxima del 35 por ciento.

El **Cuadrante II**, se caracteriza por una alta proporción de empleo formal (actividad económica) y alto índice de desarrollo humano. Aquí se identifican algunos de los *cantones más desarrollados del país*. Entre ellos, sobresalen: Santa Ana, Escazú y Belén. En estas regiones se observan niveles de participación superiores al 40 por ciento. Como se verá más adelante, es interesante notar, que los niveles de participación de estos cantones son similares a algunos de los *cantones menos desarrollados del país* (Cuadrante III).

En el **Cuadrante III**, se observa baja proporción de empleo formal (actividad económica) y bajo índice de desarrollo humano. Esta descripción coincide con la de *cantones menos desarrollados del país*. Sin embargo, en estas regiones se presentan niveles de participación superiores al 40 por ciento. De esta manera, se identifican los cantones de Coto Brus, Valverde Vega y Jiménez. Este cuadrante ilumina sobre la existencia de determinantes del voto local que trascienden el nivel de desarrollo humano o económico del cantón.

Finalmente, el **Cuadrante IV** se caracteriza por una Baja proporción de empleo formal (actividad económica) y alto índice de desarrollo humano. Estas zonas se pueden describir como *cantones donde viven hogares con alto IDH que trabajan en otros cantones*. Por ejemplo, sobresalen los cantones de San Rafael, Oreamuno y San Pablo. En estos lugares, se observan niveles de participación de hasta un 35 por ciento. Esta zona del gráfico está dominada por el nivel de participación medio que está entre un 30 y un 35 por ciento.

Conclusiones

En esta sección se han explorado distintas especificaciones para medir la correlación entre desigualdad del ingreso y participación electoral. Aunque esta correlación está clara, no todas las medidas de desigualdad generan los mismos resultados, tanto en magnitud como en significancia estadística. Sin embargo, sí se observa gran consistencia en la dirección de los efectos (signos) en todos los casos. Esta consistencia es el mayor resultado del estudio.

Con respecto a la magnitud estimada de la relación entre desigualdad y participación en elecciones municipales, el efecto más grande se encuentra en la proporción del ingreso del 50 por ciento más pobre, *bottom50*, con 0,58 puntos porcentuales y signo positivo; seguido de la proporción del 10 por ciento más rico, *top10*, con 0,46 puntos porcentuales y signo negativo; y finalmente, el coeficiente de Gini con 0,39 puntos porcentuales y signo negativo.

El análisis de la interacción entre empleo formal, *share_formal*, y el índice de desarrollo humano, sugiere la existencia de determinantes del voto local que trascienden el nivel de desarrollo humano o económico del cantón. De lo contrario, sería muy difícil explicar por qué algunos cantones relativamente poco desarrollados votan más que otros. Por lo tanto, aunque los resultados de este trabajo son ilustrativos para entender la relación entre las variables, no son de exhaustivos sobre todos los mecanismos que afectan el nivel de participación electoral.

No queda duda que desigualdad y participación electoral están inversamente relacionados. No obstante, los resultados no permiten aún comprender la relación causal entre los dos fenómenos. Los modelos teóricos que se presentan al inicio del texto sugieren que existe una relación circular entre las dos variables: mayor desigualdad produce menor participación y ésta a su vez produce mayor desigualdad. Aunque más investigación será necesaria para entender los mecanismos que operan en esta relación, este trabajo es una primera aproximación a un factor decisivo para el futuro de la democracia en Costa Rica.

Referencias

- Alfaro-Redondo, Ronald. (2019). *Divide y votarás*. Servicios Gráficos AC. San José.
<https://estadonacion.or.cr/investigaciones>
- Alfaro-Redondo, Ronald (2016). “Divided we vote... Turnout decline in established democracies: evidence from Costa Rica”. PhD thesis. Pittsburgh PA.
- Alvaredo, F., Atkinson, A., Piketty, T., and Saez, E. (2013). The top 1 percent in international and historical perspective. *The Journal of Economic Perspectives*, 27(3):3–20.
- Alvaredo, F., Atkinson, A., Chancel, L., Piketty, T., Saez, E., and Zucman, G. (2016). Distributional national accounts (DINA) guidelines: Concepts and methods used in wid.world. Technical report, Paris.
- Atkinson, A. and Piketty, T. (2007). *Top Incomes over the Twentieth Century: A Contrast between Continental European and English-Speaking Countries (Volume 1)*. Oxford University Press, Oxford, 1 edition.
- Atkinson, A. and Piketty, T. (2010). *Top Incomes: A Global Perspective (Volume 2)*. Oxford University Press, Oxford, 1 edition.
- Atkinson, A., Piketty, T., and Saez, E. (2011). Top incomes in the long run of history. *Journal of Economic Literature*, 49(1):3–71.
- Blanchet, T., Fournier, J., and Piketty, T. (2017). Generalized pareto curves: Theory and applications. Technical report, Paris.
- Bonica, Adam et al. (2013). “Why Hasn’t Democracy Slowed Rising Inequality?” In: *The Journal of Economic Perspectives* 27.3, pp. 103–123. ISSN: 08953309. URL: <http://www.jstor.org/stable/41955547>.
- Duch, Raymond M. (2009). *Comparative Studies of the Economy and the Vote*. In *The Oxford Handbook of Comparative Politics*. Edited by Carles Boix and Susan C. Stokes. Oxford University Press. URL: <http://www.oxfordhandbooks.com/view/10.1093/oxfordhb/9780199566020.001.0001/oxfordhb-9780199566020-e-33>.
- Fiorina, Morris P. (1978). “Economic Retrospective Voting in American National Elections: A Micro-Analysis”. In: *American Journal of Political Science* 22.2, pp. 426–443. ISSN: 00925853, 15405907. URL: <http://www.jstor.org/stable/2110623>.
- Leighley, Jan E. and Jonathan Nagler (2014). *Who Votes Now?: Demographics, Issues, Inequality, and Turnout in the United States*. Princeton University Press. ISBN: 9780691159348. URL: <http://www.jstor.org/stable/j.ctt4cgqcb>.
- Haughton, Jonathan & Khandker, Shahidur R. (2009). *Handbook on Poverty and Inequality*. The World Bank. Washington, DC.
<https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/11985>

Lewis-Beck, Michael S. and Mary Stegmaier (2000). “Economic Determinants of Electoral Outcomes.” In: *Annual Review of Political Science* 3.1, p. 183. ISSN: 10942939. URL: <http://search.ebscohost.com.proxy.rubens.ens.fr/login.aspx?direct=true&db=a9h&AN=5366737&site=ehost-live>.

Lewis-Beck, Michael S. and Mary Stegmaier (2007). *Economic Models of Voting*. In *The Oxford Handbook of Political Behavior*. Edited by Russell J. Dalton and Hans-Dieter Klingemann. Oxford University Press. URL: <http://www.oxfordhandbooks.com/view/10.1093/oxfordhb/9780199270125.001.0001/>

[oxfordhb-9780199270125-e-027](#).

Lewis-Beck, Michael S. and Charles Tien (2004). “Jobs and the Job of President: A Forecast for 2004”. In: *PS: Political Science and Politics* 37.4, pp. 753–758. ISSN: 10490965, 15375935. URL: <http://www.jstor.org/stable/4488901>.

López-Calva, Luis and Nora Lustig (2010). *Declining Inequality in Latin America: A Decade of Progress?* Brookings Institution Press. ISBN: 9780815704102. URL: <http://www.jstor.org/stable/10.7864/j.ctt6wvdpkq>.

Neves Costa, Rita and Sebastian Pérez-Duarte (2019). *Not all inequality measures were created equal: the measurement of wealth inequality, its decompositions, and an application to European household wealth*. European Central Bank. Statistics Paper Series. No 31. December 2019.

OECD (2016), “Indexes and estimation techniques”, in *OECD Regions at a Glance 2016*, OECD Publishing, Paris. DOI: https://doi.org/10.1787/reg_glance-2016-50-en

Piketty, T. (2003). Income inequality in France, 1901–1998. *Journal of Political Economy*, 111(5):1004–1042.

Piketty, T. and Saez, E. (2003). *Income inequality in the United States, 1913-1998*. The Quarterly Journal of Economics, 118(1):1–39.

Piketty, Thomas (1995). “Social Mobility and Redistributive Politics”. In: *The Quarterly Journal of Economics* 110.3, pp. 551–584. ISSN: 00335533, 15314650. URL: <http://www.jstor.org/stable/2946692>.

Programa Estado de la Nación (2017). *Estado de la Nación 2017*. 1st ed. San José, Costa Rica: Consejo Nacional de Rectores (CONARE).

Ramírez-Moreira, Olman, ed. (2010). *Comportamiento del electorado costarricense: Elecciones del 2006*. 1st ed. San José, Costa Rica: Editorial UCR.

Raventós-Vorst, Ciska, Marco-Vinicio Fournier-Facio, Diego Fernandez-Montero, et al. (2011). *Respuestas ciudadanas ante el malestar con la política: salida, voz y lealtad*. 1st ed. San José, Costa Rica: Tribunal Supremo de Elecciones - Editorial UCR.

Raventós-Vorst, Ciska, Marco-Vinicio Fournier-Facio, Olman Ramírez-Moreira, et al. (2005). *Abstencionistas en Costa Rica: ¿quiénes son y por qué no votan?* 1st ed. San José, Costa Rica: IIDH/CAPEL - Tribunal Supremo de Elecciones - Editorial UCR.

Zuniga-Cordero, Alvaro (2020). *Income inequality in Costa Rica: An inquiry towards Distributional National Accounts (DINA)*. Tech. rep. Paris.

ANEXO 1

Datos y variables

Variables electorales

- **electorate:** número de personas inscritas en el padrón electoral al momento de cada elección. Se considera que esta variable se aproxima al número total de adultos (mayores de 18 años).
- **participation:** porcentaje de personas que votaron en una determinada elección PRESIDENCIAL con respecto al número total de personas inscritas en el padrón electoral.
- **participation_local:** porcentaje de personas que votaron en una determinada elección MUNICIPAL con respecto al número total de personas inscritas en el padrón electoral.

Variables distributivas

- **num_workers:** número total de trabajadores (asalariados) reportados por la CCSS al momento de cada elección.
- **num_foreign:** número de trabajadores (asalariados) nacidos en el extranjero reportados por la CCSS al momento de cada elección.
- **bottom50:** porcentaje del ingreso total (salarios) que pertenece al 50 por ciento de los trabajadores con menores ingresos al momento de cada elección.
- **mid40:** porcentaje del ingreso total (salarios) que pertenece al 40 por ciento de los trabajadores con ingresos intermedios al momento de cada elección.
- **top10:** porcentaje del ingreso total (salarios) que pertenece al 10 por ciento de los trabajadores con mayores ingresos al momento de cada elección.
- **gini:** coeficiente de Gini calculado para todos los trabajadores (asalariados) en una región determinada (cantón) al momento de cada elección.
- **share_foreign:** porcentaje de trabajadores (asalariados) nacidos en el extranjero sobre el total de trabajadores reportados por la CCSS al momento de cada elección.
- **share_formal:** porcentaje de trabajadores (asalariados) reportados por la CCSS sobre la población total de adultos en una región determinada (electorado) al momento de cada elección. Esta variable es el cociente entre el número de trabajadores extraído de los datos de la CCSS y el total de adultos reportados por el TSE para un cantón o distrito: ***num_workers / electorate***.

Otras variables

- **hdi:** índice de desarrollo humano (IDH) a nivel de cantón. Esta variable proviene del proyecto de la Universidad de Costa Rica (UCR) y el Programa de

las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD): Atlas de desarrollo humano cantonal de Costa Rica 2016⁵.

- **ids:** índice de desarrollo social (IDS) a nivel de distrito. Esta variable es elaborada con una periodicidad variable por el Ministerio de Planificación Nacional y Política Económica (MIDEPLAN) de Costa Rica⁶. En esta sección se ha utilizado el IDS para los años 2001, 2007, 2013 y 2017. Aunque la metodología de estos índices cambia a lo largo del tiempo, en términos generales tienen los siguientes componentes: económico, participación electoral en elecciones presidenciales y municipales, salud, educación y seguridad. Es importante mencionar que, para los efectos del análisis presentado, se ha extraído el componente de participación electoral del IDS, precisamente porque participación es la variable dependiente en el análisis.

ANEXO 2

Modelos econométricos

1. Gini y participación electoral

- **Elecciones presidenciales:**

- $participation_{it} = \beta_0 + \beta_1 gini_{it} + \beta_2 shareforeign_{it} + \beta_3 HDI_{it} + \beta_4 participationlocal_{it} + \gamma_2 year2 + \dots + \gamma_T yearT + u_{it}$
- β_1 significativo al 90 por ciento.

- **Elecciones municipales:**

- $participationlocal_{it} = \beta_0 + \beta_1 gini_{it} + \beta_2 shareforeign_{it} + \beta_3 HDI_{it} + \beta_4 participation_{it} + \gamma_2 year2 + \dots + \gamma_T yearT + u_{it}$
- β_1 significativo al 99 por ciento.

2. Proporción del ingreso total del 10 por ciento más rico y participación electoral

- **Elecciones presidenciales:**

- $participation_{it} = \beta_0 + \beta_1 top10_{it} + \beta_2 shareforeign_{it} + \beta_3 HDI_{it} + \gamma_2 year2 + \dots + \gamma_T yearT + u_{it}$

- **Elecciones municipales:**

- $participationlocal_{it} = \beta_0 + \beta_1 top10_{it} + \beta_2 shareforeign_{it} + \beta_3 HDI_{it} + \gamma_2 year2 + \dots + \gamma_T yearT + u_{it}$
- β_1 significativo al 99 por ciento.

3. Proporción del ingreso total del 50 por ciento más pobre

- **Elecciones presidenciales:**

- $participation_{it} = \beta_0 + \beta_1 bottom50_{it} + \beta_2 shareforeign_{it} + \beta_3 HDI_{it} + \beta_4 participationlocal_{it} + \gamma_2 year2 + \dots + \gamma_T yearT + u_{it}$

⁵ <https://desarrollohumano.or.cr/mapa-cantonal/index.php/informacion-adicional>

⁶ <https://www.mideplan.go.cr/indice-desarrollo-social>

- β_1 significativo al 90 por ciento.
- **Elecciones municipales:**
 - $participation_{local\ it} = \beta_0 + \beta_1 bottom50_{it} + \beta_2 shareforeign_{it} + \beta_3 HDI_{it} + \beta_4 participation_{it} + \gamma_2 year2 + \dots + \gamma_T yearT + u_{it}$
 - β_1 significativo al 99 por ciento.

4. Efecto cruzado del empleo formal y el índice de Desarrollo Humano (IDH)

- **Elecciones presidenciales:**
 - $participation_{it} = \beta_0 + \beta_1 shareformal_{it} + \beta_2 gini_{it} + \beta_3 participation_{local\ it} + \beta_4 HDI_{it} + \beta_5 shareformal_{it} * HDI_{it} + \beta_6 shareforeign_{it} + \gamma_2 year2 + \dots + \gamma_T yearT + \delta_2 county2 + \dots + \delta_n countyn + u_{it}$
 - β_5 significativo al 95 por ciento.
- Cuando no se usan efectos fijos de cantón en la regresión para la participación en elecciones presidenciales, la interacción pierde significancia, pues el IDH explica la mayor parte de la participación.
- **Elecciones municipales:**
 - $participation_{local\ it} = \beta_0 + \beta_1 shareformal_{it} + \beta_2 gini_{it} + \beta_3 participation_{it} + \beta_4 HDI_{it} + \beta_5 shareformal_{it} * HDI_{it} + \beta_6 shareforeign_{it} + \gamma_2 year2 + \dots + \gamma_T yearT + u_{it}$
 - β_5 significativo al 99 por ciento.
- El efecto de la interacción es mucho más claro en la regresión para la participación en elecciones municipales. No son necesarios efectos fijos por cantón y el nivel de participación es más sensible a cambios en la interacción entre las variables.

ANEXO 3

Regresiones por cantón y distrito