



UNIVERSIDAD CATÓLICA ANDRÉS BELLO
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y SOCIALES
DIRECCIÓN DE POSGRADO
MAESTRÍA DE ECONOMÍA APLICADA

**LA DESIGUALDAD DE INGRESOS Y SU INCIDENCIA EN LOS NIVELES DE
PARTICIPACIÓN ELECTORAL EN VENEZUELA**

Trabajo de Grado de Maestría presentado ante la Universidad Católica Andrés Bello como
requisito parcial para optar al Título de:
Magíster en Economía Aplicada

TUTOR: Dr. Luis Morales La Paz

AUTOR: Renato Pérez

Caracas, octubre 2016

Resumen

El presente trabajo de investigación tiene como objetivo analizar la relación entre participación electoral y desigualdad, su relación causal desigualdad-participación, bajo la hipótesis que municipios más homogéneos en términos de ingresos son más participativos. Utilizando datos de los Censos de Población y Vivienda de los años 2001 y 2011 y los niveles de abstención reportados por el Consejo Nacional Electoral (CNE), y utilizando controles sociodemográficos, se concluye que mayores niveles de abstención se asocian con mayores niveles de desigualdad intramunicipal.

Palabras claves: Desigualdad, Participación electoral, Capital Social, Desarrollo, Ingresos.

LA DESIGUALDAD DE INGRESOS Y SU INCIDENCIA EN LOS NIVELES DE PARTICIPACIÓN ELECTORAL EN VENEZUELA

INDICE GENERAL

INTRODUCCIÓN	6
PARTE I. DESCRIPCIÓN GENERAL	7
1.1 Descripción del problema	7
1.2 Objetivos	9
1.2.1 General.....	9
1.2.2 Específicos.....	9
1.3 Hipótesis.....	10
1.4 Justificación de la investigación	10
PARTE II. REVISIÓN TEÓRICA	11
2.1 ¿Qué es la Desigualdad?	11
2.1.1 Desigualdad en la Región.....	12
2.2 Medidas de Desigualdad	13
2.2.1 Índice de Gini y Curva de Lorenz.....	14
2.3 Participación y Abstención.....	15
2.3.1 Enfoques de la Participación Electoral en Venezuela.....	18
2.4 ¿Por qué participar?	20
2.5 ¿Qué influye sobre la participación?	22
2.6 Desigualdad y Participación.....	25
2.7 Hechos estilizados	26
PARTE III. METODOLOGÍA Y RESULTADOS	29
3.1 Tipo de investigación.....	29
3.2 Manejo de datos.....	29
3.3 Mínimos Cuadrados Ordinarios	30

3.4 Variable independiente	35
3.6 Variable Dependiente.....	38
3.7 Variables de Control	39
3.8 Modelo base y Prueba de Endogeneidad para 1998 y 2012.....	42
4. RESULTADOS.....	44
4.1 Primera regresión 1998	44
4.2 Segunda regresión para 1998	49
4.3 Tercera regresión para 1998.....	53
4.4 Primera regresión para 2012	57
4.5 Segunda regresión para 2012	61
4.6 Tercera regresión para 2012.....	65
CONCLUSIONES	70
BIBLIOGRAFÍA	72

INDICE DE TABLAS

TABLA 1. EVOLUCIÓN DE LA PARTICIPACIÓN EN EL INGRESO TOTAL DE LA POBLACIÓN VENEZOLANA PARA EL PERÍODO 1960-2000	7
TABLA 2. EFECTOS EXPLICADOS POR EL INDICADOR DE POBREZA MEDIDA POR NBI	23
TABLA 3. PRUEBA DE NORMALIDAD PARA 1998	34
TABLA 4. PRUEBA DE NORMALIDAD PARA 2012	35
TABLA 5. DISTRIBUCIÓN DE INGRESOS POR DECILES Y POR BANDAS RESPECTIVAMENTE	36
TABLA 6. RESUMEN DE VARIABLES UTILIZADAS	44
TABLA 7. MODELO BASE PARA 1998.....	45
TABLA 8. PRUEBA DE NO-DEBILIDAD DEL INSTRUMENTO PARA PRIMERA REGRESIÓN 1998	47
TABLA 9. PRIMERA ETAPA DEL MODELO BASE PARA 1998 CON ESTRUCTURA POBLACIONAL ACTIVA COMO VARIABLE INSTRUMENTAL	47
TABLA 10. SEGUNDA ETAPA DEL MODELO BASE PARA 1998 CON ESTRUCTURA POBLACIONAL ACTIVA COMO VARIABLE INSTRUMENTAL	48
TABLA 11. PRUEBA DE ENDOGENEIDAD AL MODELO BASE PARA 1998 CON ESTRUCTURA POBLACIONAL ACTIVA COMO VARIABLE INSTRUMENTAL	49
TABLA 12. MODELO BASE 1998 CON ÍNDICE DE URBANIZACIÓN COMO PRIMER CONTROL	50
TABLA 13. PRUEBA DE NO-DEBILIDAD DEL INSTRUMENTO PARA SEGUNDA REGRESIÓN 1998	50
TABLA 14. PRIMERA ETAPA DEL MODELO BASE PARA 1998 CON ÍNDICE DE URBANIZACIÓN COMO PRIMER CONTROL Y ESTRUCTURA POBLACIONAL ACTIVA COMO VARIABLE INSTRUMENTAL	51
TABLA 15. SEGUNDA ETAPA DEL MODELO BASE PARA 1998 CON ÍNDICE DE URBANIZACIÓN COMO PRIMER CONTROL Y ESTRUCTURA POBLACIONAL ACTIVA COMO VARIABLE INSTRUMENTAL	52
TABLA 16. PRUEBA DE ENDOGENEIDAD AL MODELO BASE PARA 1998 CON ESTRUCTURA POBLACIONAL ACTIVA COMO VARIABLE INSTRUMENTAL	53
TABLA 17. MODELO BASE PARA 1998 CON ÍNDICE DE URBANIZACIÓN Y TELEVISOR COMO CONTROLES	54
TABLA 18. PRUEBA DE NO-DEBILIDAD DEL INSTRUMENTO PARA TERCERA REGRESIÓN 1998	55
TABLA 19. PRIMERA ETAPA DEL MODELO BASE PARA 1998 CON AMBOS CONTROLES Y ESTRUCTURA POBLACIONAL ACTIVA COMO VARIABLE INSTRUMENTAL	55
TABLA 20. SEGUNDA ETAPA DEL MODELO BASE PARA 1998 CON AMBOS CONTROLES Y ESTRUCTURA POBLACIONAL ACTIVA COMO VARIABLE INSTRUMENTAL	56
TABLA 21. PRUEBA DE ENDOGENEIDAD AL MODELO BASE PARA 1998 CON AMBOS CONTROLES Y ESTRUCTURA POBLACIONAL ACTIVA COMO VARIABLE INSTRUMENTAL	57
TABLA 22. MODELO BASE PARA 2012.....	58
TABLA 23. PRIMERA ETAPA DEL MODELO BASE PARA 2012 CON ESTRUCTURA POBLACIONAL ACTIVA COMO VARIABLE INSTRUMENTAL	59
TABLA 24. SEGUNDA ETAPA DEL MODELO BASE PARA 2012 CON ESTRUCTURA POBLACIONAL ACTIVA COMO VARIABLE INSTRUMENTAL	60
TABLA 25. PRUEBA DE ENDOGENEIDAD AL MODELO BASE 2012 CON ESTRUCTURA POBLACIONAL ACTIVA COMO VARIABLE INSTRUMENTAL	61

TABLA 26. MODELO BASE PARA 2012 CON ÍNDICE DE URBANIZACIÓN COMO PRIMER CONTROL.....	62
TABLA 27. PRIMERA ETAPA DEL MODELO BASE PARA 2012 CON ÍNDICE DE URBANIZACIÓN COMO PRIMER CONTROL Y ESTRUCTURA POBLACIONAL ACTIVA COMO VARIABLE INSTRUMENTAL .	63
TABLA 28. SEGUNDA ETAPA DEL MODELO BASE PARA 2012 CON ÍNDICE DE URBANIZACIÓN COMO PRIMER CONTROL Y ESTRUCTURA POBLACIONAL ACTIVA COMO VARIABLE INSTRUMENTAL .	64
TABLA 29. PRUEBA DE ENDOGENEIDAD AL MODELO BASE 2012 CON ESTRUCTURA POBLACIONAL ACTIVA COMO VARIABLE INSTRUMENTAL	64
TABLA 30. MODELO BASE 2012 CON ÍNDICE DE URBANIZACIÓN Y TELEVISOR COMO CONTROLES .	66
TABLA 31. PRIMERA ETAPA DEL MODELO BASE PARA 2012 CON AMBOS CONTROLES Y ESTRUCTURA POBLACIONAL ACTIVA COMO VARIABLE INSTRUMENTAL	67
TABLA 32. SEGUNDA ETAPA DEL MODELO BASE PARA 2012 CON AMBOS CONTROLES Y ESTRUCTURA POBLACIONAL ACTIVA COMO VARIABLE INSTRUMENTAL	68
TABLA 33. PRUEBA DE ENDOGENEIDAD AL MODELO BASE 2012 CON AMBOS CONTROLES Y ESTRUCTURA POBLACIONAL ACTIVA COMO VARIABLE INSTRUMENTAL	68

INDICE DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1. HISTÓRICO DEL COEFICIENTE DE GINI VS ABSTENCIÓN ELECTORAL 1958-2001	8
GRÁFICO 2. CURVA DE LORENZ PARA VENEZUELA 2001	15
GRÁFICO 3. VARIACIÓN DE LOS NIVELES DE ABSTENCIÓN NIVEL MUNICIPAL.....	27
GRÁFICO 4. VARIACIÓN DEL COEFICIENTE DE GINI A NIVEL MUNICIPAL	28
GRÁFICO 5. CRITERIO DE MÍNIMOS CUADRADOS	32
GRÁFICO 6. DISTRIBUCIÓN ACUMULADA EMPÍRICA VS DISTRIBUCIÓN NORMAL PARA 1998.....	33
GRÁFICO 7. DISTRIBUCIÓN ACUMULADA EMPÍRICA VS DISTRIBUCIÓN NORMAL PARA 2012.....	34

INTRODUCCIÓN

En este estudio se analiza la relación entre la participación social –medida a través de la participación electoral- y los niveles de desigualdad –medidos a través del coeficiente de Gini- para las elecciones presidenciales de 1998 y 2012. La participación electoral en Venezuela tuvo una clara tendencia a la baja desde inicios de los años 80 hasta inicios de la década pasada, cuando la participación comenzó a incrementarse, de acuerdo con Briceño (2009).

Como todo fenómeno social, existen múltiples variables que pueden afectar la participación ciudadana en un país. En Venezuela, se puede intuir que la reducción de la desigualdad de ingresos en los últimos diecisiete años pudo haber incidido en los niveles de participación, como consecuencia de las políticas económicas y sociales implementadas con orientación a la redistribución progresiva de la riqueza.

Para cuantificar la desigualdad de ingresos en un territorio se tienen distintas metodologías, entre ellas se pueden mencionar medidas estadísticas como: rango de variación, desviación media relativa, varianza, además la Curva de Lorenz y el Coeficiente de Gini, Indicadores basados en funciones de Utilidad e Indicadores basados en la Entropía, siendo el coeficiente de Gini la medida más utilizada para medir y comparar este indicador entre países debido a la facilidad de su uso y pragmática explicación de la desigualdad de ingresos en cualquier comunidad (Goerlich, 1998). Para los efectos de este estudio, se medirá la desigualdad de ingresos bajo la metodología del Índice de Gini.

El escrito está dividido en cuatro partes. La primera es una descripción general compuesta por el primer capítulo, en donde se da una representación del problema, justificación y objetivos de la investigación. La segunda parte del trabajo está integrada por el capítulo II, en el cual se esbozan las principales orientaciones conceptuales en torno a la desigualdad de ingresos, los niveles de participación y su medición. La tercera parte estará conformada por los capítulos III y IV; en el primero se tratará lo referente a la metodología utilizada siguiendo el planteamiento de Alesina & La Ferrara (2000); y el siguiente los cálculos realizados y resultados obtenidos para el período de estudio seleccionado. Finalmente, se presentan las conclusiones del trabajo.

PARTE I. DESCRIPCIÓN GENERAL

1.1 Descripción del problema

Salamanca (2012), plantea que, desde los inicios del período democrático hasta la década de los ochenta, Venezuela se caracterizó por tener altos niveles de participación electoral debido a los altos niveles de identificación con los partidos y niveles de legitimidad del sistema. Tal como apunta el autor: “...*El elemento predictor fundamental del voto en Venezuela fue la identificación con un partido hasta los años 90 del siglo XX*” (p.90). Luego de este período las razones por las que una persona decide participar en una elección no son tan evidentes.

Como todo fenómeno social, existen múltiples variables que pueden afectar la participación ciudadana en un país. En Venezuela se puede intuir que la reducción de la desigualdad de ingresos en los últimos diecisiete años pudo haber incidido en los niveles de participación, como consecuencia de las políticas implementadas con orientación a la redistribución progresiva de la riqueza.

Baptista (2000) muestra la evolución de la participación en el ingreso total de la población venezolana para el período 1960-2000. En la siguiente tabla se evidencia que el 5% más pobre de la población mantuvo una participación constante en el ingreso total del país, mientras que el 5% más rico vio disminuida su proporción de ingresos cada vez más, hasta la década de los noventa, cuando retomó sus valores históricos del 27,2%.

Tabla 1. Evolución de la participación en el ingreso total de la población venezolana para el período 1960-2000

Años	5% más pobre	10% más pobre	20% más pobre	5% más rico
1962	0.6	1.1	2.4	27.2
1975	0.5	0.9	2.1	27.2
1980	0.7	1.2	2.6	24.9
1990	0.7	1.2	2.4	23.7
1998	0.5	0.9	2.2	27.2

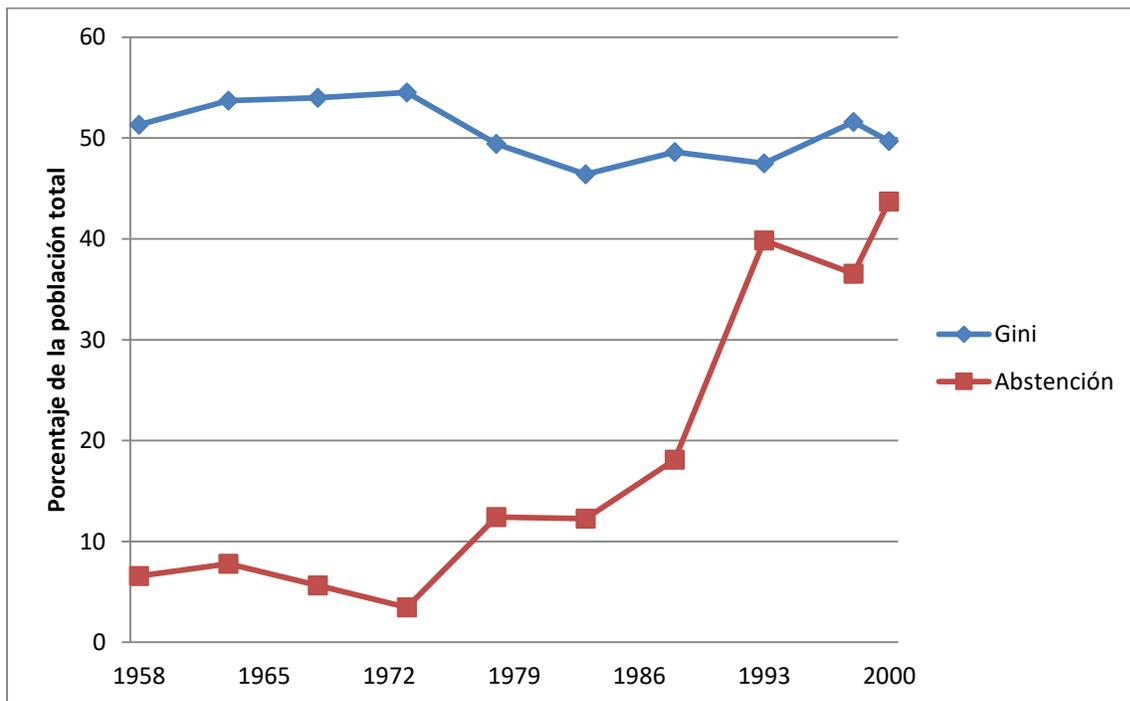
Fuente: Baptista (2000).

Por su parte, Fernández *et al* (2008) muestran que a inicios de los años noventa el índice de Gini nacional pasó del valor de 0,351 a 0,413 para finales de la década/comienzos del siglo XXI. Con base en datos provenientes del Censo de Población, estos autores demuestran un aumento en la desigualdad de la población en términos de ingresos.

Puntualmente, en una Síntesis Estadística de Pobreza e Indicadores de Desigualdad (2011), el Instituto Nacional de Estadística (INE) verifica como para el año 1997, el 20% más rico de la población percibió el 53,6% del ingreso, mientras que en el año 2011 cayó al 44,8%, lo que significa una disminución de 8,8 puntos porcentuales. El quintil intermedio aumentó su participación en la distribución de ingresos del 1997 al 2011 en 2,7 puntos porcentuales, pasando del 13,2% a 15,9%. De forma similar se registran los valores del 20% más pobre del país, los cuales en 1997 tomaron 4,1% de los ingresos nacionales y 5,7% para el año 2011, con un 1,6% de aumento.

El gráfico 1 muestra la evolución de ambas variables para el período desde 1958 hasta el año 2001.

Gráfico 1. Histórico del coeficiente de Gini vs Abstención electoral 1958-2001



Fuente: INE, CNE.

Al comparar ambas variables de interés, se evidencia en el gráfico 1 que hasta el año 2001 hay una correlación inversa de (-0.3229) entre la desigualdad de ingresos y la abstención en comicios electorales.

En este sentido, Alesina & La Ferrara (2000) afirman que el grado de heterogeneidad de la población (medido en términos de desigualdad racial, étnica y de ingresos) es un factor determinante sobre la participación ciudadana en actividades sociales para los Estados Unidos, mostrando que mayor homogeneidad en esos tres aspectos implica mayor participación. Agostini & Pérez (2013) demostraron que para el caso venezolano, los municipios más homogéneos tuvieron mayores niveles de participación para las elecciones presidenciales de 1998.

Siguiendo la hipótesis de Alesina & La Ferrara (2000), y de acuerdo con los resultados obtenidos por Agostini & Pérez (2013), esta investigación pretende corroborar que la desigualdad de ingresos a nivel municipal -como medida de heterogeneidad-, ha sido determinante en la participación electoral -como forma de participación ciudadana- en las elecciones presidenciales de 1998 y 2012. Para llevar a cabo esta tarea, se han planteado los siguientes objetivos:

1.2 Objetivos

1.2.1 General

Analizar la incidencia de la desigualdad de ingresos sobre los niveles de participación ciudadana en Venezuela para las elecciones presidenciales del año 1998 y 2012.

1.2.2 Específicos

- Calcular una aproximación del Coeficiente de Gini por municipios para los años 2001 y 2011 con datos del censo de los mismos años.
- Evaluar la relación entre las variables desigualdad de ingresos y participación electoral y comparar su posible relación causal para los años 1998 y 2012.
- Comparar los resultados obtenidos para las elecciones presidenciales 1998 y 2012.

1.3 Hipótesis

Hipótesis alternativa: No existe relación entre la desigualdad de ingresos y participación política electoral en Venezuela.

Hipótesis nula: Mayores niveles de desigualdad de ingresos en Venezuela se asocian con menores niveles de participación electoral.

1.4 Justificación de la investigación

El capital social se ha identificado como factor clave en la estabilidad democrática y desarrollo social y económico por numerosos autores como Coleman (1990), Norris (2002), Putnam (1993) y Fukuyama (1995). Adicionalmente Fukuyama (1995) plantea que mayores niveles de capital social se asocian con mayor desarrollo humano y económico. Su incremento se relaciona al cambio social gradual logrado por medio de reformas, gracias a políticas públicas eficientes e integradas (Putnam, 1993).

Siguiendo a Norris (2002), la participación ciudadana puede considerarse como el punto de partida del fortalecimiento político y desarrollo institucional de un país. Mayores niveles de participación consolidan el capital social y la función de monitoreo que hacen los ciudadanos sobre la gestión pública, favoreciendo una mayor eficacia y eficiencia de las mismas. De ahí la importancia de entender cómo incide la desigualdad sobre la participación política y social.

El trabajo de Agostini y Pérez (2013) muestran cómo la fragmentación social -que podría aproximarse en términos de la desigualdad de ingresos-, inhibió la participación ciudadana, en particular para comicios presidenciales de 1998. En este trabajo se pretende ampliar las conclusiones de estos autores para las elecciones presidenciales –octubre 2012-, mediante un análisis estático y luego una comparación entre períodos (1998 vs 2012).

PARTE II. REVISIÓN TEÓRICA

El siguiente trabajo de investigación enfoca su estudio en torno a dos variables: La desigualdad de ingresos, como forma de fragmentación social y la participación política. Resulta indispensable realizar una revisión de ambos conceptos como punto de partida para una mejor comprensión del tema a tratar y abordar ambas definiciones desde un mismo enfoque. A continuación se destacan los estudios más relevantes y pertinentes para el trabajo relativo a ambos conceptos

2.1 ¿Qué es la Desigualdad?

Comenzando con el desarrollo del concepto de desigualdad, merece destacar que el mismo no es sinónimo de diferencia. Según Phelan, M. & Fundación Escuela de Gerencia Social (2006) diferencia se refiere a una o varias características y atributos que distinguen a personas y a grupos entre sí, como elementos culturales, lingüísticos, étnicos y demás. Por su parte la desigualdad *“remite a las brechas o a las distancias que se establecen entre personas o grupos sociales, definidas a partir del acceso o distribución inequitativo de bienes, tanto en el tipo como en la cantidad”*(p.2).

La literatura contempla varias metodologías para descomponer la desigualdad de ingresos. Por ejemplo, el trabajo de Bourguignon, Ferreira y Lustig (2005) divide los métodos para medir la desigualdad en escalares o en la función de distribución. Morduch y Sicular (2002) proponen agrupar las descomposiciones de acuerdo a sus componentes: fuentes causales, fuentes de ingreso, subgrupos y otros.

Dante y Gallegos (2007) establece que cada método tiene ventajas y desventajas. Lo importante es el proceso de generación de ingresos de los hogares, lo que determina si se debe utilizar un método paramétrico o semiparamétrico.

Por su parte, el concepto de desigualdad de ingresos enmarcado dentro del concepto de desigualdad social, se define como *“una situación socioeconómica (no necesariamente vinculada con la apropiación o usurpación privada de bienes, recursos y recompensas), en un contexto de competencia y lucha”* (p.113) (Silva, 2010). López-Aranguren (2005) por su parte describe la

desigualdad social como la condición por la cual las personas tienen un acceso desigual a los recursos de todo tipo, a los servicios y a las posiciones que valora la sociedad.

Podemos así considerar la desigualdad social como una condición que aleja los agentes de una comunidad entre sí, dado un acceso inequitativo a recursos y servicios, debido a diferencias sexuales, religiosas, étnicas, económicas, políticas u otras. Por lo antes expresado el concepto de desigualdad contiene una amplia gama de enfoques, como pueden ser: las desigualdades sociales, económicas, jurídicas y educativas.

De esta forma se puede abordar puntualmente el término de desigualdad de ingresos como todas las disparidades en el acceso y distribución de bienes e ingresos económicos, en especial la distribución de la renta. El término se refiere normalmente a la desigualdad entre individuos y grupos al interior de una sociedad, pero también se puede referir a la desigualdad entre países y/o regiones.

2.1.1 Desigualdad en la Región

En Latinoamérica el fenómeno descrito anteriormente juega un rol protagónico, el cual a lo largo de su historia ha representado una de las principales críticas sociales y por ello uno de los mayores retos a superar por parte de los gobiernos. En un estudio llevado a cabo por el Banco Mundial para el año 2003, se destaca el comportamiento de la desigualdad que padece la región, donde el país más equitativo en cuanto a ingresos sigue siendo más desigual que cualquier país Europeo, (Ferranti *et al*, 2003). En este sentido, estos autores destacan que la desigualdad de ingresos influye sobre múltiples variables:

1. Afecta el acceso a la educación, la salud y los servicios públicos.
2. Limita el acceso a la tierra y otros activos como mercados de créditos y mercados laborales formales.
3. Moldea la participación y las relaciones políticas.

Finalmente, los autores subrayan la necesidad de incorporar la valoración de las desigualdades en educación, salud, suministro de agua, saneamiento, electricidad y telefonía, como variables relacionadas con la diferencia de ingresos.

Estudios similares fueron realizados por la Comisión Económica Para América Latina y el Caribe (CEPAL) en el 2007 para los países latinoamericanos, tomando como período de estudio la década de los noventa. Se buscaron los determinantes de la desigualdad salarial en la región, enfocándose únicamente en los trabajadores del sector formal. Los resultados demuestran la diferencia entre varios indicadores de desigualdad tales como la varianza del logaritmo del salario por hora y el coeficiente de Gini. El primero y menos popular, se centra en la dispersión salarial por hora de cada individuo, y el segundo por la diferencia existente entre la distribución del ingreso del hogar y los asalariados que lo ocupan.

Estos indicadores se caracterizan por no tomar en cuenta el número de habitantes por hogar, donde aquellos más empobrecidos que suelen poseer un elevado número personas, arrojan mayores tasas de desempleo y menor participación laboral femenina, en contraste con aquellos menos pobres que tienden a tener un menor número de habitantes. Por otra parte, Contreras & Gallegos (2007) concluyen que alguno de estos indicadores no logran medir cambios en los aspectos antes mencionados en el tiempo, y adicionalmente, difieren inter-temporalmente entre sí.

2.2 Medidas de Desigualdad

La medida más utilizada para calcular los niveles de desigualdad de ingresos de una ciudad es el coeficiente de Gini; sin embargo debemos aclarar que no representa la única forma de cálculo. Goerlich (1998), plantea que existen distintas maneras o indicadores que miden la desigualdad, además del índice de Gini. El investigador destaca estudios de Theil (1967) quien propone dos medidas diferentes de desigualdad a partir del concepto de entropía de la teoría de la información. Los índices de Theil son “*resultado de casos particulares de las clases de medidas generalizadas de entropía, conocidos como la familia de los índices de Theil*” (p.18) (Goerlich, 1998).

Hay otros índices destacados por Goerlich (1998) llamados índices éticos o normativos. Estos indicadores miden la desigualdad basada en la pérdida de bienestar social que presente una comunidad dada una dispersión de rentas específica. Los índices cuantifican el coste potencial ocasionado por la desigualdad, por lo que necesitan utilizar “*alguna Función de Bienestar Social concreta que incorpore un conjunto de juicios de valor de forma explícita*” (p.18) (Goerlich, 1998) como es el caso del índice de Atkinson.

Siguiendo a Goerlich (1998) el índice de Atkinson “define la renta igualitaria equivalente como aquel nivel de renta per cápita tal que, si fuese disfrutado por toda la población, generaría el mismo nivel de bienestar que la distribución inicial de la renta.” (p.21). Esto significa que la función de bienestar social sería cóncava, recogiendo la pérdida de bienestar social asociada a una distribución desigual de la renta.

Goerlich (1998) concluye afirmando la preponderancia en el uso del índice de Gini como aquel indicador que goza mayor popularidad y aceptación debido a la facilidad de su uso y pragmática explicación de la desigualdad de ingresos en cualquier comunidad.

2.2.1 Índice de Gini y Curva de Lorenz

Gujarati y Porter (2009), definen el índice de Gini¹ como una medida de la desigualdad y se sitúa entre 0 y 1. Cuanto más cerca se sitúe de 0, mayor será la igualdad, y cuanto más próximo se encuentre de 1, mayor será la desigualdad del ingreso. Formalmente esto se muestra en la ecuación 1:

$$G = 1 - \sum_{k=1}^{k=n-1} (X_{k+1} - X_k)(Y_{k+1} + Y_k) \quad (1)$$

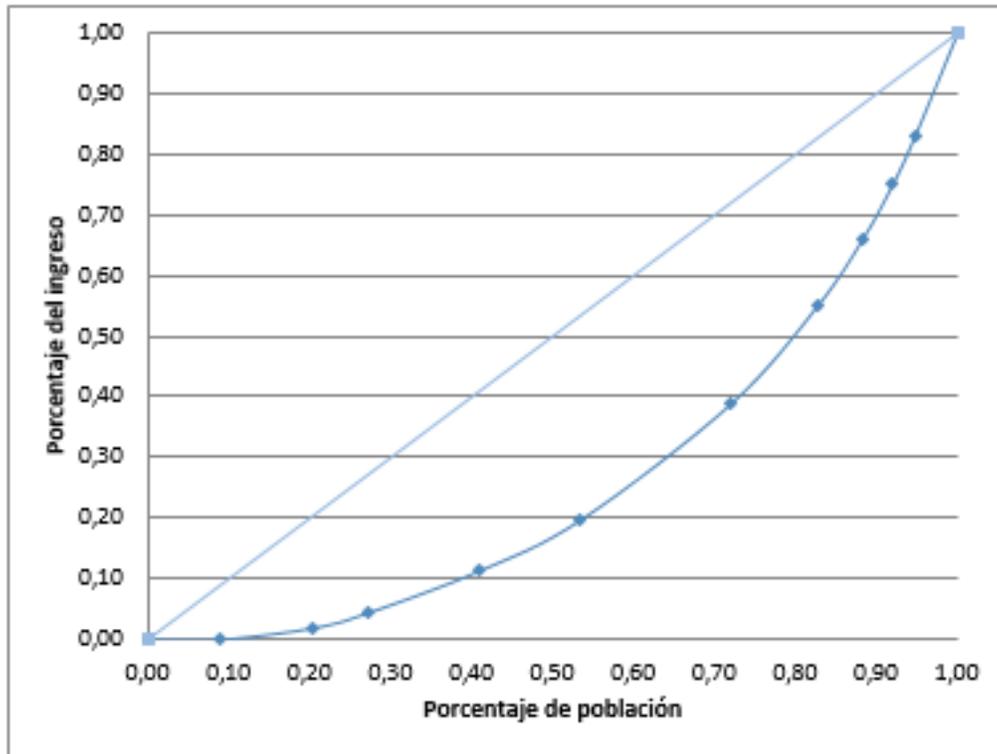
Donde :

G es el coeficiente de Gini, X_k es la proporción acumulada de la variable de población y Y_k es la proporción acumulada de la variable ingresos.

La Curva de Lorenz es la representación gráfica del coeficiente de Gini en términos porcentuales. Cuanto mayor es la concentración, mayor es el área entre la diagonal –igualdad en la distribución de ingresos- y la curva de Lorenz. Cuando la concentración es máxima, la curva coincide con los ejes. En el caso contrario donde la concentración es mínima, la curva coincide con la diagonal. Por la forma de la función, todas las curvas que se deriven van a tener como puntos comunes el (0,0) y el (1,1). En el siguiente gráfico se ejemplifica lo expuesto anteriormente:

¹ Este índice fue creado por un estadístico italiano llamado Corrado Gini en 1912.

Gráfico 2. Curva de Lorenz para Venezuela 2001



Fuente: Censo de Población y Vivienda 2001; cálculos propios.

2.3 Participación y Abstención

Como segunda variable fundamental en este trabajo, se debe aclarar qué se entiende por participación electoral, sus elementos más característicos, los mecanismos para medirla y su conexión con el capital social y la participación ciudadana. Como referencia inicial, se puede acotar la definición de participación electoral al proceso mediante el cual un grupo de personas votan en unas elecciones, siendo la abstención electoral su espejo, donde un grupo de personas decide no votar o simplemente no puede participar en unas elecciones.

Vale la pena remitirse al estudio de “Raíces de la abstención electoral”, Domènech, (2011) evalúa los diversos motivos por los cuales las personas votan o se abstienen, pudiendo ser estos:

instrumentales, utilitarios y consecuencialistas por un lado, o estructurales, morales e incrustados en un marco de acción colectiva por el otro.

Domènech se encarga de destacar varios estudios que abogan por la preponderancia de la motivación/desmotivación a votar como parte de *“una participación individual más o menos sólidamente incrustada en un marco de acción colectiva”* (p.1), donde los individuos van a votar o se abstienen de hacerlo por la sencilla razón de formar parte de un grupo social con intereses en común, encarnándose en asociaciones de personas afines entre sí.

Por su parte, Salamanca (2012) concluye que el acto de sufragar de los ciudadanos está condicionado por un conjunto de factores de carácter institucional, económico, social y político. Estos factores los divide principalmente en tres categorías. La primera, factores estructurantes, identificando como principales los aspectos culturales, sociales y sociodemográficos. La segunda, componentes desencadenantes, vinculados a la dinámica política y contextual, generando interés en participar. La última categoría son los cristalizadores, donde su eje central es la campaña política.

En una nota muy parecida, otros estudios han resaltado teorías de orden psicológico para explicar razones más individuales y emocionales para ir a votar, y teorías sociológicas para explicar razones más estructurales como la clase social y la renta económica de los individuos. Boix, C. & Riba, C. (2000) atribuyen la participación a explicaciones sociológicas, entendidas como fenómenos determinados por los grados de identificación de los ciudadanos con las instituciones políticas, el grado de eficacia interna y externa percibido por los electores del gobierno y los cálculos estratégicos de los votantes en base a costos y beneficios que genera el acto del sufragio. Briceño (2009) respalda esta teoría argumentando que el manejo de variables a nivel societal suelen tener mayor preponderancia y significancia en años de alta participación electoral, aunque para años de baja participación, recomienda más el uso de variables a nivel individual por el rol protagónico que estas representarían.

Boix & Riba (2000) incorporan argumentos adicionales a favor de la importancia de la magnitud de recursos electorales invertidos, la “movilización estratégica” de las élites -candidatos, medios de comunicación y organizaciones intermedias- y las instituciones político-electorales como principales fuentes de la cadena electoral. Por último, demuestran que cuanto más

equilibrados se encuentren los partidos entre sí, más inseguridad habrá en el resultado de las elecciones, lo que genera incentivos adicionales a votar.

Es importante resaltar como se aborda el término de participación electoral enmarcado dentro de la participación política y ciudadana, a su vez como el referente más importante del capital social. En Venezuela Pérez (2006) explica por qué resulta que la participación ciudadana a través del sufragio representa la forma más extendida y frecuente de la participación política. Este argumento lo ratifica Briceño (2009) por lo incorporada que está la cultura electoral en el imaginario político del venezolano. Por su parte Pérez (2006) citando a Kim, et al. (1978) agrega que las elecciones representan la actividad participativa más utilizada en las democracias contemporáneas, *“puesto que constituye la manera menos complicada de ejercer presión sobre la política gubernamental, requiere bajos niveles de información y poca iniciativa.”*(p.75)

Pérez (2006) define la participación electoral como el número o porcentaje de ciudadanos que acudieron a las urnas de votación en elecciones políticas. Expone cómo su medición puede llevarse a cabo en términos agregados con los resultados de las votaciones, proveyendo información referente a las circunscripciones definidas políticamente y relacionadas con variables demográficas, económicas y culturales, o a nivel individual mediante encuestas que expliquen variables actitudinales, afectivas o de comportamiento, relacionadas con el contexto político, social y cultural.

Para el caso de Venezuela, Pérez (2006) destaca un significativo obstáculo para el análisis de la abstención como medidor de la participación electoral. Básicamente la abstención oficial es calculada en base al número de inscritos en el Registro Electoral Permanente (REP) venezolano, el cual es un registro voluntario que debería realizar el elector al cumplir los 18 años. El problema radica en que una parte de la población no determinada con exactitud, falla en el cumplimiento de esta formalidad o deber, quedando fuera de los registros oficiales de votación, es decir, hay una discrepancia entre el total de personas que se pueden inscribir en el REP y las que efectivamente lo hacen. El universo de personas posibles se conoce como Población en edad electoral².

² Se denomina “Población en edad electoral” al número de personas que según censos y proyecciones de población, hay en una nación, independientemente del número de inscritos en el Registro Electoral, para los países en que el registro es voluntario.

Adicionalmente, las deficiencias del Registro en su actualización como exclusión de fallecidos e inhabilitados políticamente, plantean serias dudas sobre su exactitud.

2.3.1 Enfoques de la Participación Electoral en Venezuela

Pérez (2006) aborda la clasificación de la participación electoral bajo cuatro enfoques:

1. Sociológico.
2. Psicológico.
3. Económico.
4. Institucional.

Este aporte nos ayuda a enmarcar un marco conceptual definitivo para el caso de estudio de esta investigación, donde se destacan los marcos sociológico y económico como los más cercanos al campo en el que se desarrolla esta investigación.

El enfoque sociológico ha predominado en los estudios del comportamiento electoral desde sus inicios, debido al fácil acceso que ha existido a los datos agregados sociales y económicos. Los estudios de Pérez (2006), exponen el alto grado de influencia que tienen los grupos sociales sobre la definición de las políticas públicas, dado que el voto se condiciona por lo que uno es y uno cree. A partir de allí, Pérez declara como las condiciones etarias, económicas y ocupacionales de los individuos, junto con el entorno social, clase, religión y demás características sociológicas, representan los principales determinantes de la abstención. En este caso, menores grados de integración social generan mayores índices de abstención, donde las redes de comunicación laboral, familiar, vecinal y de amistad juegan un rol protagónico a medida que su interés en la política sea mayor o menor. Sin embargo, destaca cómo el simple hecho de participar activamente en asociaciones que no estén politizadas, *“aumenta la propensión a votar, ya que provee al individuo con la autoconfianza necesaria para la participación política”*, mientras que *“grupos sociales marginados o aislados tienden a participar menos”* (p.79) Pérez, (2006).

Por su parte, el enfoque psicológico se orienta al individuo; a sus creencias, valores, actitudes y sentimientos, donde la socialización y los valores políticos adquiridos con la familia y el proceso de crecimiento personal, determinan la conducta electoral. En este sentido, Pérez subraya la fuerte relación que tiene el comportamiento electoral con la identificación partidaria o partidista y la alta correlación que existe entre identificación partidista y participación, en ambas direcciones.

Similar a las categorizaciones anteriores de Domènech (2011), Pérez indica cómo los valores democráticos, el compromiso con el voto y la ciudadanía, así como el rechazo a experiencias pasadas de autoritarismo, estimulan comportamientos electorales participativos.

En tercer lugar, el enfoque económico se fundamenta en el comportamiento racional del individuo, quien teóricamente evalúa los beneficios y costos de ir a votar, ponderado por la capacidad de influencia de él mismo sobre el resultado electoral. La respuesta esperada bajo tales principios es la abstención, sin embargo factores como el voto obligatorio o la percepción de influencia en los resultados bajo elecciones muy reñidas pueden matizar ese comportamiento.

Por último, el enfoque institucional destaca el impacto que las reglas organizacionales, el tipo de sistema electoral, la clase de registro y características como el voto obligatorio, que tienen sobre la participación para estimularla u obstaculizarla. La condicionalidad del voto es un factor institucional clave, cuyo efecto radica en el grado impositivo que se establezca. Por otro lado, el tipo de elección -nacional, regional o conjunta- va a movilizar a más o menos electores dependiendo de la magnitud de la campaña, la importancia de las instituciones involucradas, la frecuencia de las mismas y el grado de competitividad presentado. La tendencia ha dado a entender que las elecciones nacionales suelen ostentar mayor participación; sin embargo según Briceño (2009), el comportamiento de las clases sociales en distintos tipos de elecciones en Venezuela suele ser homogéneo con niveles similares de participación. A pesar de ello, Briceño (2009) destaca que la cultura política presidencialista del país incrementa un poco la participación electoral en comicios donde se vote por el Presidente de la República. Finalmente, Pérez también expone que la presencia de partidos con capacidad de movilizar y países con sistemas proporcionales de elecciones, generan mayores niveles de participación.

Pérez (2006) destaca cómo en Venezuela en los inicios de su democracia tuvo un voto obligatorio, sin embargo, esa obligatoriedad junto con las sanciones previstas por no asistir a las

urnas electorales se fueron eliminando paulatinamente. De esta forma se revela como el factor institucional tuvo un fuerte rol en las causas de la participación electoral para el país. En nuestros días, la decisión de votar se ha convertido estrictamente en un derecho, por lo que resulta necesario estudiar más a fondo cuáles pueden ser las verdaderas razones que impulsan a las personas a ejercer su derecho al voto.

2.4 ¿Por qué participar?

En el marco de la participación social, es importante recalcar el papel que desempeñan los procesos electorales en revelar la propensión de los ciudadanos a involucrarse en actividades políticas, las cuales legitiman las gestiones de gobierno y benefician a la sociedad en conjunto, a través de su desarrollo, crecimiento institucional y económico. Fukuyama (1995) y Putnam (1993) responsabilizan de este fenómeno al crecimiento del capital social, como el canal que crea valor tanto individual como colectivo, mediante el fortalecimiento de un conjunto de redes y normas de reciprocidad de la sociedad afiliadas a ellas.

Siguiendo a Pickett & Wilkinson (2010), la desigualdad deteriora el capital social en una sociedad, ya que crea situaciones desfavorables para la comunicación y colaboración entre individuos, al generar desconfianza no solo entre personas, sino también entre personas e instituciones, lo que se traduce finalmente en reducción de los niveles de participación social.

Banfield (1958), resalta cómo la falta de asociación política y organización corporativa, son un factor limitante importante en el desarrollo económico de los países que generan barreras para el progreso político. El autor estudia el comportamiento de una población al sur de Italia -con deficiencias estructurales de desarrollo institucional y económico- y concluye que en sociedades poco propensas a asociarse en grupos y participar en actividades políticas y sociales como esa, nadie trabaja para el beneficio de la comunidad a menos que le favorezca de alguna forma a sus intereses personales. Consecuentemente, la fragmentada participación ciudadana no genera conexiones entre principios políticos abstractos o ideologías y el comportamiento en concreto de las interrelaciones ordinarias del día a día.

El estudio de Banfield (1958) antes referido, subraya cómo en comunidades con pocos incentivos a la participación escasean figuras de liderazgo e iniciativas emprendedoras que fomenten el crecimiento y la confianza de la economía. Por ello, en sociedades con baja participación, poca movilidad social y estructuras institucionales pobres, hay débiles maquinarias electorales de partidos que fomenten la actividad ciudadana. De esta forma, Banfield, confirma la fuerte influencia que ejercen variables determinantes del capital social -como la asociación y la participación- sobre el desarrollo y crecimiento económico y social de una población.

En una nota muy similar, Putnam (2000) destaca la poderosa influencia que tienen las normas y redes de participación ciudadana sobre la calidad de la vida pública y el desempeño de las instituciones. En especial, el autor expone la vital importancia que tienen las redes en la sociedad como motores del desarrollo económico tanto para países industrializados como para aquellos en desarrollo. Los casos exitosos del *Capitalismo Globalizado de Redes* del Este Asiático y los *Distritos Industrializados* basados en redes de colaboración entre trabajadores y pequeños emprendedores de economías latinoamericanas, son claros ejemplos que destaca el autor.

Parte del mecanismo mediante el cual las normas y redes de participación ciudadana afectan al desarrollo económico de los países, es a través del rendimiento del gobierno representativo, donde procesos electorales y membresías en asociaciones ciudadanas definen la calidad y los estándares de gobernanza de las naciones. Es así como Putnam (2000) explica el rol de las redes organizadas y la participación cívica sobre la modernización socioeconómica y su estrecha vinculación con los conceptos de confianza social y capital social. Su relevancia radica en la capacidad de facilitar la coordinación y comunicación entre personas e instituciones, permitiendo resolver dilemas de acción colectiva.

Más adelante, Putnam (2000) toma como referencia la participación electoral cuando evalúa los comportamientos del compromiso civil, al considerarla el acto más sublime y sencillo de ciudadanía activa, cuyas tendencias se asemejan a aquellas de participaciones ciudadanas tanto a niveles locales como estatales. La evidencia ha demostrado que en las conexiones sociales y acciones cívicas, todas las formas de capital social están coherentemente relacionadas entre individuos, donde aquellos que son miembros de asociaciones tienen mayor propensión a participar en actividades políticas y sociales. El autor lleva a cabo la misma aseveración tanto a

nivel individual entre personas como a nivel agregado entre países, donde demuestra fuertes correlaciones entre la membresías de asociaciones y la confianza social.

Gracias a colaboraciones como las de Banfield (1958) y Putnam (2000) se logra destacar el rol protagónico que desempeña la participación ciudadana -en especial aquella llevada a cabo en procesos electorales- como representante del capital social y motor de crecimiento y desarrollo de la sociedad en su conjunto. La importancia de estudiar cómo se alimentan los índices de participación cívica radica en los beneficios directos que genera sobre las economías y sociedades de los países, por lo que se recalca la pertinencia de revelar los efectos que tiene la desigualdad social sobre la participación ciudadana en una nación como la venezolana.

2.5 ¿Qué influye sobre la participación?

Siguiendo a Alesina & La Ferrara (2000) buscar obtener únicamente el efecto de la desigualdad social sobre la participación electoral, implica la necesidad de distinguir variables que puedan influir sobre la variable dependiente, de modo que al utilizarlas como controles, puedan aislar el efecto que las mismas generan sobre la participación. De esta forma, se tendría el efecto más puro de la desigualdad de ingresos sobre la participación. Algunos ejemplos de estas observaciones a considerar son: ingresos de hogares, pobreza medida por Necesidades Básicas Insatisfechas (NBI), el tipo de población (rural o urbana), la penetración de medios de comunicación, dimensión del espacio territorial, entre otras.

Una de las variables más relevantes de control sobre la participación electoral son los ingresos medios de los hogares por municipio. Dentro de cada Estado se pueden presentar municipios bastante homogéneos con elevados niveles de ingresos medios de hogares, los cuales deben distinguirse de municipios bastante homogéneos con bajos niveles de ingresos medios de hogares. Alesina & La Ferrara (2000) destacan la relación existente entre los ingresos y la participación ciudadana, sugiriendo que la variable dependiente se comporta como un “bien normal” al incrementar su valor a medida que los hogares cuentan con más recursos financieros.

En ese orden de ideas, el Instituto Federal Electoral (IFE) de México, en 2013, concluye que los distritos con menores ingresos suelen ser más abstencionistas que aquellos en cuya población goza de más de un salario mínimo. La experiencia replicable en Latinoamérica, refuerza el criterio según el cual el ingreso y la participación electoral tienen una relación directa, donde la participación se incrementa en los comicios electorales a medida que las personas tienen mayores ingresos.

Como variable alternativa a los ingresos de hogares, se puede considerar la Pobreza medida por NBI. La variable no debe incorporarse conjuntamente con los ingresos medios de los hogares por el problema de multicolinealidad que debe desplegarse, ya que ambas representan variables muy parecidas que pueden sobre-explicar a la variable dependiente en una misma regresión.

La pobreza ha venido siendo estudiada desde los años 80 con la metodología de Necesidades Básicas Insatisfechas (NBI) con información censal a nivel local, permitiendo discernir a nivel de municipios y parroquias los diferentes valores asociados a la pobreza bajo diversos criterios (Fresneda, 2007). Esta es una variable que recoge cinco efectos explicados en la siguiente tabla:

Tabla 2. Efectos explicados por el indicador de Pobreza medida por NBI

Indicador	Definición Operacional
Vivienda Inadecuada	Casillas, piezas de inquilinato (excluye ranchos, casas y departamentos)
Hacinamiento Crítico	Más de 3 personas por cuarto
Inasistencia Escolar	Niños de 6 a 12 años que no asisten a la escuela
Carencia de Servicios Básicos	No tiene retrete
Alta Dependencia Económica	4 o más personas por miembro ocupado y cuyo jefe solo tiene 2do grado

Fuente: INE. Síntesis Estadística de Pobreza e Indicadores de Desigualdad 1er semestre 1997- 1er semestre 2011.

Durante los últimos treinta años fue posible estudiar desigualdades que no habían podido ser identificadas sin la implementación de estos criterios de pobreza (Fresneda, 2007). Esta variable

da una idea bastante clara de cuanta pobreza hay en un país y cómo está ubicada geográficamente, lo que permitiría distinguir en buena medida la magnitud en que las comunidades más necesitadas demuestran una importante correlación con la participación electoral. Adicionalmente, el trabajo de Ferranti et al (2003) demuestran para Latinoamérica cómo mayores niveles de desigualdad se traducen en mayores niveles de pobreza y menor impacto de los esfuerzos económicos destinados a reducirla.

Alesina & La Ferrara (2000) trabajan con el tamaño del territorio donde residen los individuos como variable de control, la cual a su vez se podría considerar en el presente estudio -a pesar de que Alesina & La Ferrara critican su significancia- como el tamaño en kilómetros cuadrados de cada municipalidad. Podemos asociar municipios con mayores extensiones de territorio con poblaciones menos propensas a participar, por las dificultades o costos de movilización que pueden representar. Contrariamente, pequeñas localidades podrían familiarizarse más y conseguir intereses encontrados que motiven a los ciudadanos a participar más en procesos electorales. Sin embargo, no existen suficientes evidencias e investigaciones que justifiquen esa relación.

Seguidamente, existe el control que debe considerarse en torno al “índice de urbanización” - como indicador de qué tan urbanizado es un territorio- entendiendo que los espacios poblados catalogados como centros urbanos o rurales, tendrán características propias y claramente distinguibles entre ellas. La clasificación urbana o rural obedece al número de personas que habite en un territorio determinado y cuenta con diferentes tipos de actividad económica, condiciones de vida promedio, oportunidades de interacción y participación, culturas, costumbres y demás. Investigaciones realizadas en México por el Instituto Federal Electoral (IFE) concluyen que a medida que los distritos son más urbanizados tienden a mostrar tasas menores de abstención. Por el contrario, mientras los distritos son más rurales las tasas de abstención aumentan. En otras palabras, la correlación existente entre el "índice de urbanización" y abstencionismo es inversa.

Merece considerarse en la evaluación, la penetración del televisor como canal informativo de primera mano. De acuerdo con la organización de Administración de Costos Electorales (ACE) (2013) es muy difícil calcular la magnitud del impacto que tienen los medios de comunicación sobre los electores; sin embargo es indiscutible que estos influyen, de algún modo u otro, sobre las conductas de participación ciudadana. La Red de Conocimientos Electorales de ACE asegura que mientras existe una mayor provisión de información a los ciudadanos, se incrementa la matriz de

opinión pública. Estudios de ACE tanto en África como en Gran Bretaña para los distintos tipos de medios disponibles, concluyen que en ciertos casos se evidencian correlaciones negativas entre penetración de medios y participación; sin embargo en la mayoría de las situaciones se corrobora la hipótesis de relacionamiento directo entre ellas. Igualmente, González (1993) ratifica que una mayor exposición mediática a la población durante campañas electorales, afianza intereses personales y colectivos, aumentando el interés de participar en los procesos.

2.6 Desigualdad y Participación

Finalmente, a la hora de relacionar las principales variables de estudio, se cuenta con importantes conclusiones por parte de investigaciones como las llevadas a cabo por Pickett & Wilkinson (2010) y Alesina & La Ferrara (2000), quienes señalan en la misma dirección que se comparte en la hipótesis de este trabajo.

Pickett & Wilkinson (2010), hacen un riguroso estudio en torno al impacto que propina la desigualdad de ingresos sobre un numeroso compendio de variables societales e individuales alrededor del mundo. El concepto está basado en los nocivos efectos sociales que la desigualdad promueve en las sociedades. Entre ellos se alistan la erosión de la confianza, el incremento de la ansiedad y la enfermedad y la promoción excesiva del consumo. Su estudio se sintoniza con el camino causal teórico desarrollado en este trabajo, al explicar que la desigualdad económica socava el capital social, ocasionando que los individuos participen e interactúen en menor medida, deteriorando la creación de valor compartido -tanto social como económico-.

Lo valioso de la investigación de Pickett & Wilkinson (2010), se encuentra en la vasta evidencia que recopilaron de fuentes oficiales de más de 23 países desarrollados, con relación a las consecuencias sociales de la desigualdad de ingresos. Sus conclusiones revelan cómo aquellas sociedades tales como Japón, países Nórdicos y el Estado Americano de New Hampshire, resultan más exitosas con menores brechas de clases y por otro lado, Portugal, Reino Unido y los EEUU les va mucho peor siendo más desiguales.

Por su parte, Alesina & La Ferrara (2000) consiguieron para los EEUU que la participación ciudadana es significativamente menor en localidades más desiguales económicamente y en aquellas más fragmentadas de forma racial y étnica. Los autores destacan los efectos positivos que el stock de normas sociales, la confianza, las redes entre personas y los hábitos electorales - agrupado bajo el término de “capital social”- tienen sobre el desarrollo. En ese sentido, el término “capital social” se entiende como el conjunto de normas, instituciones y organizaciones que promueven la confianza y la cooperación entre la gente y en la sociedad en general.

Según el modelo de Alesina & La Ferrara la participación se ve afectada por la fragmentación social debido a que los individuos tienden a preferir interactuar más con su entorno -tomar acción política, electoral o social- en la medida en que el grupo de personas que los rodea sea más homogéneo.

Mientras más parecidas sean las preferencias y características de ingresos, raza y etnia entre grupos, sus esfuerzos colectivos en promover políticas públicas favorables para ellos son más justificados y materializados en reacciones beneficiosas. En un punto de partida donde la sociedad tiene a un grupo más rico y educado que otro, suelen generarse coaliciones que terminan privilegiando a los estratos de mayores recursos en políticas públicas. Todo ello promueve círculos viciosos donde las minorías no aventajadas participan menos, tienen menos “voz” y reciben aún menos beneficios, profundizándose así una gran variedad de problemas sociales.

Es claramente comprensible que la desigualdad de ingresos sea entendida como una importante forma de fragmentación social pronunciada en el caso de Venezuela, que puede servir para explicar comportamientos socio-políticos como la participación en procesos electorales.

2.7 Hechos estilizados

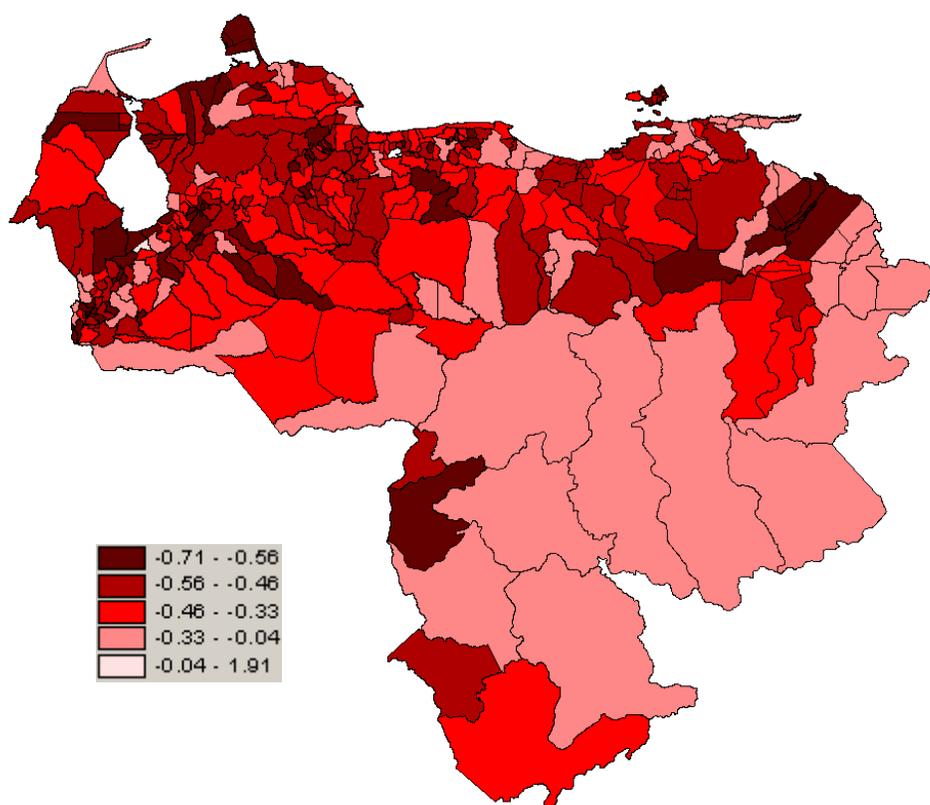
Resulta interesante hacer visualización sobre la evolución de las principales variables de estudio, en particular la variación del coeficiente de Gini a nivel municipal y los niveles de abstención en las elecciones presidenciales de 1998 y 2012. Poder cuantificar la relación y dirección entre las variables otorga importantes oportunidades para el desarrollo de la sociedad.

El siguiente gráfico muestra las variaciones de los niveles de abstención en cada territorio. La intensidad del color rojo hace referencia a la mayor variación del indicador. Esta diferenciación se muestra a continuación:

$$X = \frac{(abs2012 - abs1998)}{abs1998}$$

Una disminución de los niveles de abstención en el tiempo, arrojarían valores negativos en “X”. Gráficamente, mientras más haya descendido la abstención, mayor intensidad de color rojo reportará el estado lo que indica mayores niveles de participación, y mientras menos negativo sea el indicador, el color rojo irá diluyéndose hasta ser blanco.

Gráfico 3. Variación de los niveles de abstención nivel municipal



Fuente: INE y cálculos propios.

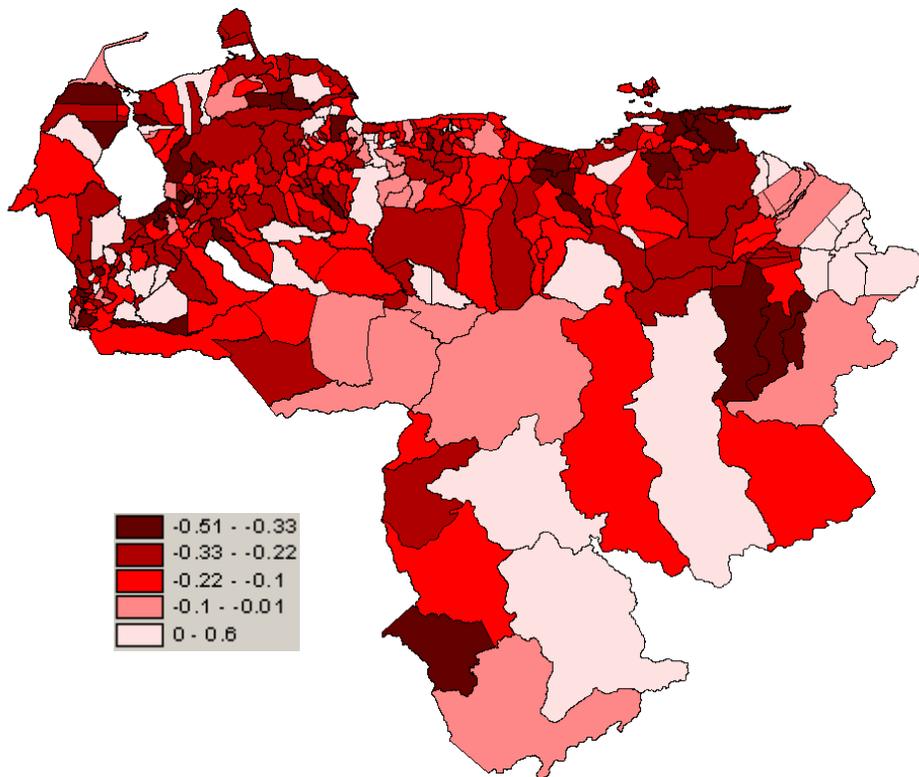
Como conclusión, los niveles de abstención se redujeron en las elecciones presidenciales de 2012 con respecto a 1998.

Con relación al coeficiente de Gini, el siguiente gráfico muestra las variaciones de las desigualdades en cada territorio. La intensidad del color rojo hace referencia a la mayor variación del indicador. Esta diferenciación se muestra a continuación:

$$X = \frac{(gini2011 - gini2001)}{gini2001}$$

Analizando la expresión, si la sociedad a nivel municipal se ha vuelto más igualitaria a nivel de ingresos entre 2001 y 2011, el indicador arrojará valores negativos. Haciendo la evaluación del indicador resultante en el gráfico, se tiene un mapa de Venezuela dividido territorialmente en municipios, mayormente de color rojo y bastante intenso. En efecto, las desigualdades de ingresos a nivel municipal se han reducido significativamente.

Gráfico 4. Variación del coeficiente de Gini a nivel municipal



Fuente: INE y cálculos propios.

Al analizar gráficamente ambas variables de interés, pareciera que la hipótesis planteada tiene sentido, que efectivamente hay una relación entre variables. Sin embargo, este análisis gráfico no

permite saber cuál es la dirección en la relación de las variables, resultando necesario un análisis estadístico/econométrico.

PARTE III. METODOLOGÍA Y RESULTADOS

3.1 Tipo de investigación

El objetivo de esta investigación es estimar y comparar la incidencia de la desigualdad de ingresos sobre la participación electoral en Venezuela, específicamente, para las elecciones presidenciales de 1998 y 2012. En este sentido, se trata de una investigación descriptivo-explicativa.

3.2 Manejo de datos

Los datos a utilizar para la variable dependiente serán la abstención electoral para las elecciones presidenciales de 1998 y 2012 a nivel municipal. Esta variable fue extraída directamente de la página web del Consejo Nacional Electoral (CNE).

Como principal variable independiente, se trabajó con una estimación del índice de Gini a nivel municipal. Para la elaboración de este índice se utilizaron los ingresos declarados por los particulares durante los Censos de Población y Vivienda de los años 2001 y 2011. Utilizando el programa REDATAM, se extrajo de la página web del Instituto Nacional de Estadística (INE) la distribución de los ingresos de hogares de cada municipio por bandas. Los datos se procesaron, ordenaron y tabularon en Microsoft Excel, para luego servir en el cálculo del índice en el mismo software.

Por último, para controlar el modelo se identificaron cuáles de las variables recogidas del Censo Poblacional tuvieron más influencia sobre las variables dependiente e independiente del trabajo. Se buscó extraer y construir variables de control similares a las utilizadas por Alesina & La Ferrara (2000), entre ellas: los niveles de ingresos medios por hogares, la superficie de los municipios, la cantidad de hogares con televisor, el tipo de población –rural o urbana- y todas aquellas variables

adicionales cuya relevancia, se consideraran de elevada utilidad en el modelo económico a medida que se realizan las regresiones.

De esta forma, aislando cualquier efecto exógeno que pudo influir sobre la variable dependiente, se tendría el efecto más puro de la desigualdad sobre la participación, pudiendo hacer posible la comparación entre períodos. Mientras más marcadas estén las diferencias entre las clases sociales, se intuye que habrá una menor participación en comicios electorales. Es por ello que la escogencia del proceso electoral, la metodología para construir el índice Gini con base en los ingresos de los hogares registrados bandas, y la selección de variables para controlar e instrumentar al modelo, representaron los pilares de este trabajo.

Una vez obtenida la información para cada área geográfica de interés, se utilizó la metodología explicada más adelante tanto para el cálculo del índice de Gini por municipio como para la estimación de la incidencia de la desigualdad de ingreso sobre la participación electoral, controlando por el set de variables explicativas mencionadas, mediante un modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Este modelo se trabajó utilizando los datos recabados anteriormente. Fueron ordenados y procesados mediante el uso del software estadístico Stata 12.

La selección de este modelo se realizó con base en el tipo de datos de la variable dependiente, ya que al ser una variable continua, se partió del supuesto que seguía una distribución normal, esto fue confirmado y más adelante se evidencia.

Con respecto a las variables institucionales, se consideró que el sistema democrático y la forma de elegir los gobernantes han sido constantes en el tiempo, es decir, las instituciones no han cambiado en ambos períodos. Las modificaciones sufridas en el sistema son del tipo operativos-tecnológicos (nombre del ente responsable, períodos de ejercicio, etc.) que no alteran la condición del voto (uninominal, secreto, etc).

3.3 Mínimos Cuadrados Ordinarios

Gujarati y Porter (2009), explican que este método busca estimar los parámetros poblacionales a través de un modelo de regresión lineal. Específicamente, se minimiza la suma de las distancias

verticales entre las respuestas observadas en la muestra y las respuestas del modelo. El parámetro resultante puede expresarse a través de una fórmula sencilla, especialmente en el caso de un único regresor como:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + u_i \quad (1)$$

Sin embargo, la función de regresión poblacional no es observable directamente. Se calcula a partir de la función de regresión muestral³:

$$Y_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_i + \hat{u}_i \quad (2)$$

$$= \hat{Y}_i + \hat{u}_i \quad (3)$$

Donde \hat{Y}_i es el valor estimado (media condicional) de Y_i

Para determinar la función de regresión muestral, se expresa la ecuación (3) como:

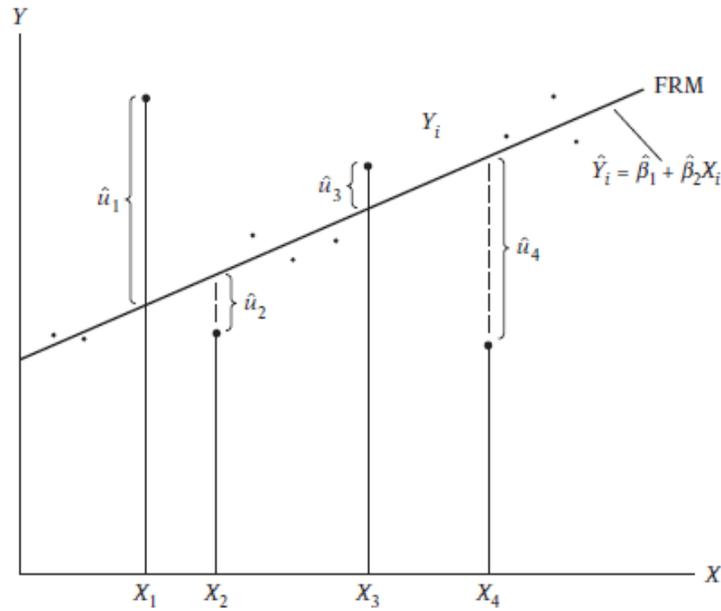
$$\hat{u}_i = Y_i - \hat{Y}_i \quad (4)$$

$$= Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_i$$

mostrando que los \hat{u}_i (los residuos) son simplemente las diferencias entre los valores observados y los estimados de Y. Gráficamente se tiene que:

³ Dicha función representa una de las líneas de regresión muestral dada una población. Debido a las fluctuaciones muestrales, estas funciones son sólo una aproximación a la verdadera regresión poblacional.

Gráfico 5. Criterio de mínimos cuadrados



Fuente: Gujarati & Porter (2009)

En otras palabras, el interés radica en determinar la función de regresión muestral de manera que se ubique lo más cerca posible de la Y observada, de modo que la suma de los residuos $\sum \hat{u}_i = \sum (Y_i - \hat{Y}_i)$ sea la menor posible. En el gráfico 5 se evidencia que los residuos que están más alejados de la función de regresión muestral tienen el mismo peso dentro de la ecuación recién planteada. Esto puede ocasionar que algebraicamente la suma de los residuos pueda ser igual a cero.

Para evitar este problema, se utiliza el método de mínimos cuadrados, en donde los residuos más dispersos van a tener un mayor peso dentro de la sumatoria, evitando así que el resultado pueda ser cero. Matemáticamente se demuestra como:

$$\sum \widehat{u}_i^2 = \sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2$$

$$\sum \widehat{u}_i^2 = \sum (Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_i)^2 \quad (5)$$

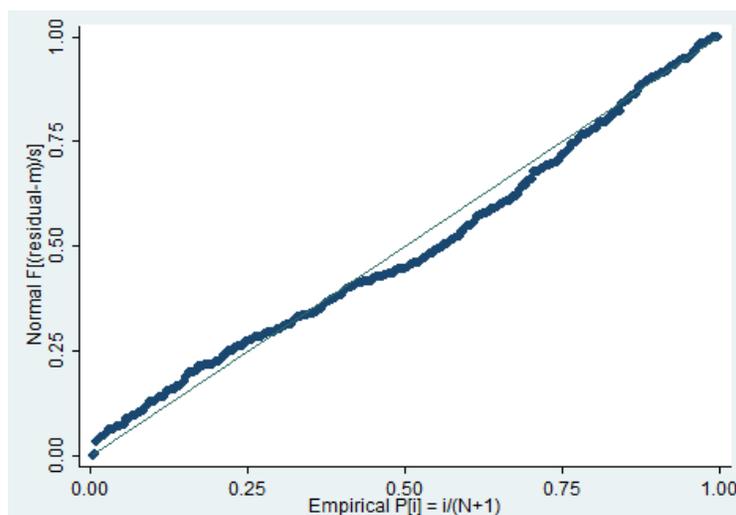
Entre las propiedades numéricas de los estimadores obtenidos por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) pueden incluirse:

- Los estimadores de MCO se expresan únicamente en términos de cantidades $-X$ y Y -observables mediante el uso de muestra. Por lo tanto, son fácilmente calculables.
- Son estimadores puntuales: dada la muestra, cada estimador proporciona un solo valor – específico- del parámetro.
- Una vez calculados los estimadores, se obtiene sin problemas la regresión muestral.

Como fue mencionado, la selección de este modelo se realizó en base al tipo de datos de la variable dependiente, ya que al ser una variable continua, se parte del supuesto que sigue una distribución normal. Al correr el modelo y realizar un simple gráfico de probabilidad-probabilidad (P-P plot o gráfica porcentual), se puede visualizar y comparar la distribución acumulada empírica con una distribución teórica (distribución normal).

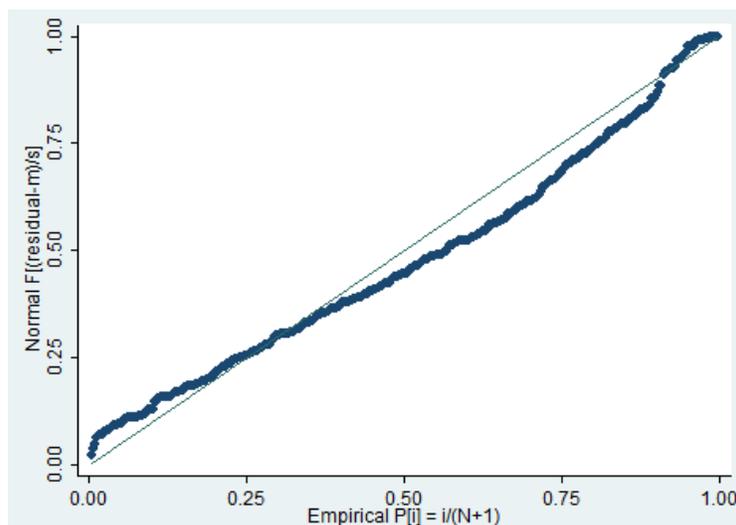
La interpretación del gráfico 6 es la siguiente: los puntos o residuos del modelo se acercan o simulan el comportamiento de la distribución normal (línea recta negra), por lo tanto, se concluye que se sigue una distribución normal y el modelo escogido sirve para realización del estudio. La misma conclusión se obtiene al graficar los residuos para el modelo del 2012, esto se evidencia en el gráfico 7.

Gráfico 6. Distribución acumulada empírica vs distribución normal para 1998.



Fuente: Stata, cálculos propios.

Gráfico 7. Distribución acumulada empírica vs distribución normal para 2012.



Fuente: Stata, cálculos propios.

Además se realizó un contraste de hipótesis utilizando el comando `sktest` de Stata. Este comando realiza tres acciones: primero un contraste de hipótesis para la hipótesis nula de que el coeficiente de asimetría es cero; luego un test de hipótesis de que el coeficiente de kurtosis es igual a tres; y por último ambas hipótesis de forma conjunta. Esto con el fin de probar la normalidad de los residuos. Los errores para los resultados del modelo anterior son los siguientes:

Tabla 3. Prueba de normalidad para 1998

Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	joint	
				chi2 (2)	Prob>chi2
residual	335	0.5107	0.0000	28.19	0.0000

Fuente: Stata, cálculos propios.

Analizando los resultados de la prueba `sktest` para el modelo del año 1998 se puede concluir que no se puede rechazar la hipótesis nula de simetría, mientras que se acepta la hipótesis de kurtosis de que es igual a 3. En conjunto, se concluye que los residuos se distribuyen con normalidad.

Esta prueba también se realizó para los residuos del modelo del 2012, los resultados se muestran a continuación:

Tabla 4. Prueba de normalidad para 2012

Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr (Skewness)	Pr (Kurtosis)	----- joint -----	-----
				chi2 (2)	Prob>chi2
residual	335	0.0000	0.0000	110.23	0.0000

Fuente: Stata, cálculos propios

Se acepta la hipótesis nula tanto la prueba de asimetría como de curtosis, por lo tanto se concluye que los residuos de este modelo se distribuyen normalmente.

3.4 Variable independiente

Para la definición de esta variable se construyó el indicador de desigualdad basado en los ingresos totales declarados por los hogares en los Censos de Población y Vivienda de 2001 y 2011, el cálculo se hizo a nivel agregado por municipios.

El indicador construido a partir de la información de ingresos de hogares por municipio fue el coeficiente de Gini, con el cual se logró medir los niveles de desigualdad de ingresos de los 335 municipios del país. El Censo de los años 2001 y 2011 se presentaba la información requerida de ingresos por hogares en dos formatos, la distribución por deciles de los ingresos de hogares para cada municipio y la distribución de ingresos de hogares de cada entidad por bandas.

Es importante destacar que ambas distribuciones tienen lecturas muy distintas: En la primera distribución de ingresos por deciles se toman en cuenta los hogares con ingresos desde Bs. 1 en adelante, mientras que en la segunda distribución de ingresos por bandas se toman en cuenta 10 intervalos de ingresos junto con los hogares que declararon no tener ingresos y los que no declararon. En el siguiente cuadro se presenta el ejemplo de un contraste entre la distribución de ingresos por deciles y bandas de hogares para un mismo municipio.

Tabla 5. Distribución de Ingresos por deciles y por bandas respectivamente

AREA # 0203 Autónomo Atures			AREA # 0203 Autónomo Atures		
Categories	Counts	Cumul %	Categories	Counts	Cumul %
1 Decil	11412	99	Sin Ingreso	873	7
2 Decil	68	100	Hasta 75.000	637	12
3 Decil	21	100	75.001 - 100.000	468	15
4 Decil	11	100	100.001 - 150.000	1368	26
5 Decil	5	100	150.001 - 200.000	1325	36
6 Decil	6	100	200.001 - 350.000	2598	56
7 Decil	2	100	350.001 - 500.000	1773	70
8 Decil	4	100	500.001 - 650.000	959	77
Total	11529	100	650.001 - 800.000	710	83
			800.001 - 1.000.000	565	87
			1.000.001 y más	1126	96
			No declarado	563	100
			Total	12965	100

Fuente: INE y cálculos propios.

En primer lugar se procedió a calcular el coeficiente de desigualdad de ingresos por municipios utilizando la distribución de hogares por deciles con el índice de Gini:

Sin embargo, se decidió no trabajar con estos datos porque habían estados en los que no existía información para algunos deciles, y por simple definición no pueden existir deciles “vacíos”. Además, había un sesgo importante hacia los primeros dos deciles, donde se concentraba el 98% de la distribución total, esto se evidencia en la tabla 5 donde los deciles nueve y diez no tienen datos asociados.

La evaluación conllevó a un nuevo cálculo de la variable independiente del modelo con base en la distribución de ingresos de hogares por bandas de cada municipio. La ventaja que presenta el uso de los nuevos datos radicó en su capacidad de dar una explicación más cercana a la realidad al contemplar los hogares que reportaban no recibir ingresos. Rodríguez (2008) enfatiza en la importancia de no excluir un segmento significativo de la población -como lo es el más empobrecido en el caso Venezolano- cuya magnitud puede elevar el peso de su significancia hacia la parte baja de la distribución.

El cálculo del índice, constató el uso de diez bandas que reportaron ingresos superiores a Bs. 1, junto con la categoría de ingresos cero (0). La fórmula y metodología respectiva, basada en la publicación de González Byron (2006), fue la siguiente:

$$G = \left| 1 - \sum_{k=0}^{k=n-1} (X_{k+1} - X_k) (Y_{k+1} + Y_k) \right| \quad (6)$$

Donde: X= proporción acumulada de la población

Y= proporción acumulada del ingreso

El primer paso necesario consistió en calcular los valores de X e Y, es decir, las proporciones acumuladas de ingreso y la población. La construcción de la tabla de frecuencias se llevó a cabo para cada uno de los 335 municipios -correspondiente a las diez bandas más la categoría de cero (0) ingresos-

- 1) Promedio de Ingresos de la Banda (Valor de Ingresos de cada banda)
- 2) Total de individuos (población)
- 3) Acumulado de individuos (población)
- 4) Producto entre ingresos y población
- 5) Acumulado del producto entre ingresos y población
- 6) p : Proporción del acumulado de la población
- 7) q : Proporción del acumulado del producto entre ingresos y población
- 8) $p-q$

Las primeras dos columnas correspondientes al promedio de la banda de ingresos y al número de habitantes por municipio, fueron datos del Censo. A partir de allí, la tercera columna contabilizó el acumulado de la población por municipio, la cuarta multiplicó el promedio de ingreso por banda y población por municipio, la siguiente acumuló los valores de la columna anterior, la próxima columna " p " registró la proporción del acumulado de la población, la séptima columna " q " correspondió a la proporción del acumulado del producto entre ingresos y población y la última sustrajo los valores obtenidos entre p y q para cada clase.

Con el nuevo valor de Gini obtenido para cada municipio, se buscó revisar la precisión de la variable independiente definida con el promedio de índices por municipio, contra las cifras oficiales del nivel de desigualdad de ingresos registradas para todo el país. El promedio país de los 335 índices Gini para 2001 se ubicó en 0,39 -a tan solo 0,02 puntos de distancia del coeficiente de 0,41 que indicó el INE- y con una diferencia de 0,04 para 2011 en donde el coeficiente estimado resultó en 0,32 y el reportado por el INE 0,36; respaldando la fortaleza y validez de la metodología empleada para calcular el índice de Gini del modelo.

3.6 Variable Dependiente

La teoría recomendó utilizar elecciones concurrentes a la hora de evaluar variables sociales agregadas (Briceño, 2009). Por lo tanto se decidió trabajar con las elecciones presidenciales más cercanas a las fechas de los censos, es decir, las elecciones presidenciales de 1998 (ABS_P_98) y 2012 (ABS_P_12).

Partiendo de las recomendaciones de Briceño (2009) de trabajar con procesos de alta concurrencia electoral para el manejo de variables sociales, se consideró pertinente descartar elecciones regionales, cuya participación resultó muy por debajo de la registrada en los demás comicios presidenciales. Históricamente el comportamiento de la sociedad venezolana parece responder a esa premisa, cuyas raíces se encuentran en la creciente centralización de las decisiones del país en el Poder Ejecutivo, generando mayores incentivos a participar en elecciones presidenciales que en regionales o parlamentarias. La cultura presidencialista característica de la región -bastante arraigada en la sociedad Venezolana- pone en evidencia lo relevante de este fenómeno.

De igual forma, los comicios regionales tienen incorporados importantes efectos que distorsionan la lectura del comportamiento electoral de la población -que las elecciones presidenciales logran aislar- como son los liderazgos, el partidismo y la competitividad presente en las candidaturas municipales y de gobernación. En primer lugar, los buenos o los malos liderazgos locales pueden ser determinantes a la hora de motivar a los electores para salir a votar. Por otro lado, altos niveles de competencia entre partidos y candidatos -que se disputan un sector

en particular- suelen incentivar el voto, como de lo contrario, la certeza de un ganador suele desincentivarlo.

Las elecciones presidenciales del año 2000, tuvieron una ventaja respecto a la elección de 1998 por estar más cercanas al momento del Censo Poblacional del año 2001; sin embargo representó una de las elecciones más atípicas, controversiales y cargadas de variables políticas y coyunturales:

- Se convocaron luego de una Asamblea Nacional Constituyente, a solo dos años después de haber acudido a las urnas para votar por la máxima representación venezolana;
- Los partidos tradicionales no postularon un candidato a la presidencia para medirse contra la nueva figura política de Hugo Chávez, que podría considerarse buscaba relegitimar su reciente victoria;
- Coincidió -en un mismo año- con la votación para elegir todas las autoridades regionales y parlamentarias del país, registrando para las presidenciales un 19.75% más de abstención que en las elecciones del año 1998 dos años atrás.⁴

Es importante destacar que la decisión de explicar los niveles de participación electoral del año 1998 en función de los niveles de desigualdad de ingresos del año 2001, no aminora la fortaleza y robustez del modelo, debido a que las desigualdades no son volátiles en cortos períodos de tiempo. Es por ello que el desfase no representa mayores problemas para el análisis motivado, dado lo poco probable que las desigualdades hayan cambiado de forma drástica en menos de tres años -entre Diciembre de 1998 y Junio de 2001-. Esta afirmación es aplicada para las elecciones presidenciales de 2012 y en el índice de Gini calculado con información del segundo semestre de 2011.

3.7 Variables de Control

Una vez recopilada toda la información primaria de los Censos de Población y Vivienda 2001 y 2011, y los comicios electorales de los años 1998 y 2012, se buscó extraer y construir variables de control similares a las utilizadas por Alesina & La Ferrara (2000), junto con aquellas que

⁴ La abstención registrada en el año 2000 fue de 63.45%, mientras que en las llevadas a cabo en el año 1998 llegaron a ser de 43.70%.

podieran refinar el modelo al sospechar de su potencial influencia sobre las variables dependiente e independiente.

En primer lugar se procedió a estudiar la influencia de los ingresos medios de los hogares por municipio con base del año 1997 (ING_HOG_B97) para ambos censos sobre los niveles de abstención y desigualdad. El control probó ser significativo en ambos casos al 1% de confianza, con un efecto sobre ambas variables en la dirección esperada. De esa forma, los ingresos medios mostraron tener una relación inversa a la abstención electoral, entendiendo que mientras mayores sean los ingresos de cada municipio, los niveles abstención se reducen.

Seguidamente, se incorporó una nueva variable que controlara el efecto que los ingresos medios de los hogares elevados al cuadrado (INGMEDIO_C) tenían sobre los niveles de abstención. Así se evaluó a qué tasa podía incrementar la participación electoral a medida que se elevaban los ingresos medios de los hogares. Resultó que la variable tuvo un efecto positivo para 1998 e inverso para 2012, indicando que la participación electoral se incrementa a tasa decreciente a medida que se elevan los ingresos medios de los hogares para las primeras elecciones, y se incrementan a tasa creciente a medida que se aumentan los ingresos para 2012. De igual modo, la nueva variable de control resultó significativa tanto para la variable dependiente como para la independiente de forma aislada.

Siguiendo el citado trabajo de referencia, los autores proceden a utilizar como último control la superficie del estado (“SIZE”). La variable es incorporada para evaluar la influencia del tamaño del sector donde vive el individuo sobre su propensión a reunirse, interactuar y participar en eventos sociales. Mientras más reducidos fueran los Estados en tamaño, los costos de trasladarse deberían disminuir, por lo que aumentarían los niveles de participación; sin embargo su relación no resultó significativa para el caso de Alesina & La Ferrara (2000).

Para el trabajo desarrollado en Venezuela -tomando abstención electoral como medida de participación y variable dependiente- cuesta aún más justificar la posible significancia de la influencia del tamaño de los municipios sobre los niveles de abstención municipal en elecciones presidenciales. En este caso, los costos de trasladarse a cada centro de votación tienden a ser bajos por la estratégica ubicación de los centros de votación, los cuales se intentan situar cerca de cuantos centros poblados lo demanden. Por lo antes expuesto, no solo se descarta el uso de la variable

“SIZE” para el modelo desarrollado en el presente trabajo al haber sido rechazada por Alesina & La Ferrara (2000), sino por la falta de una justificación robusta que respalde su relevancia en el caso Venezolano.

Entre las nuevas variables de control consideradas, la de mayor utilidad resultó ser la llamada “índice de urbanización” que ayudó a controlar el modelo por el tipo de población que residiera en cada uno de los municipios. Se entiende que la diferencia en el acceso a bienes y servicios, calidad de vida y modo de vivir de cada región, varía considerablemente entre localidades rurales y localidades urbanas. Seguidamente se prosiguió a construir un indicador que señalara qué tan urbano era cada municipio, de forma que se controlara el efecto participativo que se desencadena en ciudades y municipios menos rurales.

Con el apoyo de la información Censal para 2001 y 2011 -que clasificó a nivel municipal el número de hogares rurales y urbanos- se tomó el número total de hogares urbanos y se dividió entre el total de hogares por municipio, de forma que el valor de los municipios más urbanos se acercara al uno y los más rurales al cero. Como primer hallazgo de interés se determinó que al nivel de desagregación municipal trabajado, el promedio del país está urbanizado en un 68,95%⁵, y un 31,05% rural. Seguidamente, se contrastaron las respectivas significancias que el nuevo índice arrojaba contra la abstención y la desigualdad. Se demostró la clara influencia que tiene el grado de urbanización de cada municipio sobre los niveles de participación; sin embargo, no se pudo decir lo mismo para la variable independiente. De igual forma, la variable de control resultó lo suficientemente valiosa teóricamente como para incorporarla en la segunda regresión del trabajo.

Por último, se probó la tenencia de televisor en los hogares por municipio, como variable de control, siendo una proxy a la penetración de medios de comunicación. Tal como establece la organización ACE, es difícil concluir la dirección y el sentido en que afectan los medios de comunicación a los electores; sin embargo, para este caso de estudio el coeficiente de la variable de tenencia de televisor resultó ser negativo, indicando con una relación inversa que mayores niveles de información se asocian con menores niveles de abstención. Similar al comportamiento del índice de urbanización, esta variable demostró ser significativa contra la variable dependiente del estudio, pero no significativa contra la desigualdad de ingresos. No obstante, tuvo el suficiente

⁵ Índice de Urbanización de 0,424/1. Cálculos propios

respaldo teórico y la suficiente significancia para explicar la participación, como para incorporarla en el modelo.

3.8 Modelo base y Prueba de Endogeneidad para 1998 y 2012

En esta primera regresión se utilizó la abstención electoral por municipios -registrada en los distintos comicios electorales más cercanos a cada censo- como variable dependiente, el índice Gini de cada municipio -construido por el autor- como variable independiente y como variables de control, aquellas variables socioeconómicas que, habiéndose argumentado teóricamente como posibles predictores de los niveles de abstención, presentaron correlaciones estadísticamente significativas con las variables explicativa y explicada.

La elección de cada variable de control y la cantidad de las mismas dependió de la medida en que ellas pudieran explicar el comportamiento de la variable dependiente (abstención), de forma que incorporadas a la regresión se aislara su efecto, permitiendo así capturar únicamente la magnitud del impacto en que la variable independiente (Gini) explica la participación electoral.

Luego de evaluar los resultados de la primera regresión, estudiar la significancia de cada variable de control y prestar la mayor atención a la dirección y la significancia de la relación entre el índice de Gini y la variable dependiente, se buscó construir el modelo que mejor explicara el impacto que genera la variable explicativa sobre la participación electoral. Para ello, después de correr múltiples regresiones y sospechándose que el modelo pudiese presentar un problema de endogeneidad, se prosiguió a efectuar las respectivas pruebas necesarias que corrigieran el problema y fortalecieran la significancia y validez del modelo.

El modelo pudo presentar endogeneidad por la existencia de valores omitidos, errores de medición o simultaneidad en la explicación de las variables dependiente e independiente, que sugirieran rechazar la hipótesis cuando de hecho esta fuera verdadera (Error Tipo 1) o aceptar la hipótesis cuando de hecho esta fuera falsa (Error Tipo 2). Si la desigualdad de ingresos incorporó algún elemento que causó sobreestimación o subestimación del efecto que ésta generó sobre la abstención, o la abstención a su vez explicó la desigualdad de ingresos, se pudo estar en la

presencia de potencial endogeneidad. Para corregir este problema, se consideró incorporar una variable proxy al efecto no observado para incluirla en el modelo como control -por lo que dejaría de ser no observada-; sin embargo, se buscó un instrumento robusto que permitiera aplicar una regresión de variables instrumentales.

Luego de evaluar la primera regresión “base” del trabajo y valorar la existencia de potencial endogeneidad, se procedió con la incorporación de nuevas variables de control al modelo que resultaran en la construcción de la segunda y la tercera regresión planteadas en el presente estudio. Siguiendo de esta forma con el mismo procedimiento empleado en la primera regresión, se buscó comprobar la fuerza de la hipótesis inicial analizando los resultados obtenidos y nuevos hallazgos en los siguientes modelos.

Para corregir el problema de endogeneidad, se probaron distintas variables para ser utilizadas como variable instrumental. La que mejor respondió como corrector del problema de endogeneidad fue la estructura poblacional activa (ESTRUCT_POB_ACT). La intuición para el uso de esta variable como instrumento es que, se crean desigualdades a nivel de ingresos entre las personas que están actualmente trabajando y las que no, lo que puede impulsar a las personas a participar electoralmente en búsqueda de que se hagan políticas que disminuyan esta brecha. De esta manera se estaría probando la dirección y el sentido de la hipótesis.

En la tabla 6 se muestra un cuadro resumen de las variables utilizadas en los modelos con su nomenclatura, definición, signo esperado y dirección con la variable dependiente.

Tabla 6. Resumen de variables utilizadas

Variable	Definición	Signo esperado	Dirección con la variable dependiente
ABS_P_98	Abstención en elecciones presidenciales de 1998	-	Variable Dependiente
ABS_P_12	Abstención en elecciones presidenciales de 2012	-	Variable Dependiente
GINIBANDAS	Coeficiente de Gini a nivel municipal	Positivo	Directa ambos casos
(ING_HOG_BASE97)	Ingreso medio de los hogares con base en 1997	Negativo	Inversa ambos casos
(INGMEDIO_C)	Ingreso medio al cuadrado	Positivo para 1998 y negativo para 2012	Directa para 1998 e inversa para 2012
(INDICE_URB)	Índice de urbanización	Negativo	Inversa ambos casos
TELEVISOR	Tenencia de televisor	Negativo	Inversa ambos casos
(ESTRUCT_POB_ACT)	Estructura Poblacional Activa	-	Variable Instrumental

Fuente: cálculos propios.

4. RESULTADOS

4.1 Primera regresión 1998

Tomando como referencia los resultados de evaluar todas las variables pertinentes para el estudio, se realizó la primera regresión con la variable dependiente, independiente y los dos controles base (ING_HOG_BASE97 e INGMEDIO_C).

Tabla 7. Modelo base para 1998

```
. reg ABS_P_98 GINIBANDAS ING_HOG_BASE97 INGMEDIO_C
```

Source	SS	df	MS			
Model	.194472044	3	.064824015	Number of obs =	335	
Residual	1.06147409	331	.00320687	F(3, 331) =	20.21	
Total	1.25594613	334	.003760318	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.1548	
				Adj R-squared =	0.1472	
				Root MSE =	.05663	

ABS_P_98	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
GINIBANDAS	.2237564	.0538242	4.16	0.000	.1178757	.3296371
ING_HOG_BASE97	-.0000209	5.81e-06	-3.60	0.000	-.0000323	-9.46e-06
INGMEDIO_C	5.20e-10	4.29e-10	1.21	0.227	-3.24e-10	1.36e-09
_cons	.3677885	.0232051	15.85	0.000	.3221404	.4134366

Fuente: Stata, cálculos propios

Al analizar los datos de la regresión, el signo de la variable independiente respalda la hipótesis planteada, que mayores niveles de desigualdad se asocian con mayores niveles de abstención, con un coeficiente GINIBANDAS que explica en un 22,37% a la ABS_P_98 al 1% de significancia. Por su parte, los controles arrojaron el signo esperado con diferentes niveles de significancia, teniendo los ING_HOG_BASE97 al 1% y los INGMEDIO_C superior al 10% de confianza, demostrando que la participación municipal se incrementa a tasa decreciente a medida que se elevan los ingresos por hogares.

Posteriormente, se consideró el potencial problema de endogeneidad del Gini por varios motivos:

1. Altos niveles de participación pueden reducir la desigualdad de ingresos al incrementar la disponibilidad de información, opciones y oportunidades. De este modo se sospecha la presencia de una causalidad inversa donde la participación explique la desigualdad.
2. Similarmente, se puede considerar que aquellos municipios que demuestren mayores niveles de abstención pueden ser objetivos de políticas redistributivas que reduzcan los niveles de desigualdad por parte de autoridades en búsqueda

de votos. En ese sentido también se puede sospechar la presencia de un problema de causalidad inversa.

3. Asimismo, puede existir un problema de valores omitidos no incorporados en el modelo que sobreestimen o subestimen la explicación de la variable dependiente. Un ejemplo puede ser la influencia de variables macroeconómicas como el PIB per cápita, el Gasto Fiscal y la Inflación -registrado a nivel municipal- con los cuales no se contó y cuyos efectos pueden ser importantes incentivos -favorables o no- para ir a votar.

Para corregir este problema se tuvo que hacer una prueba mínimos cuadrados en dos etapas 2SLS (Espinoza, 2010). Este examen pudo realizarse con el apoyo de las herramientas que ofrece el programa integrado de estadísticas para el análisis de datos STATA en cuatro pasos⁶, para comprobar la calidad del instrumento seleccionado, la evidencia de endogeneidad y la corrección del problema con una regresión de variables instrumentales, mostrando todos los resultados en un único Output de información.

En este trabajo de investigación se utilizó el segundo modo de evaluar el problema de endogeneidad, introduciendo como variable instrumental la estructura poblacional activa por municipio (ESTRUCT_POB_ACT)-. Para efectos de comparar los resultados entre períodos, la variable instrumental utilizada para 1998 será la que se utilice para las regresiones de 2012.

El instrumento que resultó válido y significativo fue la estructura poblacional activa por municipio, al comprobar su elevada significancia contra la variable independiente con una confianza del 1% y su poca relación directa contra la variable explicada. Por el contrario, la posible Variable Instrumental (VI) que describe el total de parroquias por municipio, no tuvo relación alguna con la variable independiente, quedando descartada. En particular, la no-debilidad del instrumento debía corroborarse con el uso del test de instrumentos excluidos (prueba F). A pesar de no corroborarse del todo la no-debilidad del instrumento

⁶ Para revisar el procedimiento que permite comprobar y corregir el problema de la endogeneidad, ir al Apéndice A o revisar la referencia de Espinoza (2010).

al arrojar un valor de 8.02 -el cual debe ser superior de 10- resultó lo suficientemente robusto como para ser tomado en cuenta. Esto se evidencia en la siguiente tabla:

Tabla 8. Prueba de no-debilidad del instrumento para primera regresión 1998

```
Partial R-squared of excluded instruments:    0.0237
Test of excluded instruments:
F( 1, 331) =      8.02
Prob > F      =    0.0049
```

Fuente: Stata, cálculos propios

Tabla 9. Primera etapa del modelo base para 1998 con Estructura Poblacional Activa como Variable Instrumental

```
First-stage regression of GINIBANDAS:

OLS estimation
-----

Estimates efficient for homoskedasticity only
Statistics consistent for homoskedasticity only

                                Number of obs =      335
                                F( 3, 331) =      7.71
                                Prob > F      =    0.0001
                                Centered R2    =    0.1017
                                Uncentered R2  =    0.9795
                                Root MSE    =    .05714

Total (centered) SS      =    1.203049129
Total (uncentered) SS  =    52.7716682
Residual SS              =    1.080758581

GINIBANDAS
```

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ING_HOG_BASE97	.0000198	5.81e-06	3.41	0.001	8.37e-06 .0000312
INGMEDIO_C	-6.81e-10	4.48e-10	-1.52	0.129	-1.56e-09 1.99e-10
ESTRUCT_POB_ACT	-.0016404	.0005792	-2.83	0.005	-.0027798 -.0005009
_cons	.4041533	.0317464	12.73	0.000	.3417031 .4666034

```

Included instruments:  ING_HOG_BASE97  INGMEDIO_C  ESTRUCT_POB_ACT

Partial R-squared of excluded instruments:    0.0237
Test of excluded instruments:
F( 1, 331) =      8.02
Prob > F      =    0.0049
```

Fuente: Stata, cálculos propios

Tabla 10. Segunda etapa del modelo base para 1998 con Estructura Poblacional Activa como Variable Instrumental

IV (2SLS) estimation

Estimates efficient for homoskedasticity only
 Statistics consistent for homoskedasticity only

		Number of obs =	335	
		F(3, 331) =	3.27	
		Prob > F =	0.0215	
Total (centered) SS	=	1.255946133	Centered R2 =	-0.3400
Total (uncentered) SS	=	50.95055115	Uncentered R2 =	0.9670
Residual SS	=	1.682937374	Root MSE =	.07088

ABS_P_98	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
GINIBANDAS	.9730376	.438004	2.22	0.026	.1145656	1.83151
ING_HOG_BASE97	-.0000376	.0000121	-3.11	0.002	-.0000613	-.0000139
INGMEDIO_C	1.30e-09	7.01e-10	1.85	0.064	-7.45e-11	2.67e-09
_cons	.1239223	.1438227	0.86	0.389	-.1579649	.4058095

Fuente: Stata, cálculos propios

Evaluando la segunda etapa de la prueba -con ESTRUCT_POB_ACT- se corrobora la significancia de la variable independiente al 5% de confianza, con incremento de su coeficiente a 0.973. El aumento drástico en el coeficiente de la variable independiente con respecto al arrojado para el modelo base resultó similar al reportado por Alesina & La Ferrara (2000), pudiendo significar que el problema de endogeneidad presentado respondió a la presencia de causalidad inversa en la explicación del modelo. La variable dependiente pudo influir a su vez sobre la variable explicativa subestimando la influencia de la desigualdad de ingresos sobre la abstención. La siguiente tabla muestra la corrección del problema de endogeneidad.

Tabla 11. Prueba de Endogeneidad al modelo base para 1998 con Estructura Poblacional Activa como Variable Instrumental

```
. ivendog GINIBANDAS

Tests of endogeneity of: GINIBANDAS
H0: Regressor is exogenous
    Wu-Hausman F test:           4.74857  F(1,330)    P-value = 0.03003
    Durbin-Wu-Hausman chi-sq test: 4.75214  Chi-sq(1)    P-value = 0.02926
```

Fuente: Stata, cálculos propios

Con una significancia del 5% se acepta la hipótesis nula, que el regresor es exógeno, por lo que la variable instrumental pudo corregir el problema de endogeneidad del modelo. De esta forma se concluye que el modelo base resultó significativo para el caso venezolano, quedando en evidencia la presencia de una variación exógena de la desigualdad que pudo aislarse con el uso de un instrumento similar a los sugeridos en los antecedentes.

El resultado demuestra que mayores niveles de abstención en el año 1998 se asocian con mayores niveles de desigualdad intramunicipal observados para en el año 2001 –índice de Gini calculado-; donde el estimado del efecto causal es mayor que la asociación observacional encontrada, sugiriendo mecanismos de causalidad inversa que reducen los estimados brutos. Con ello se entiende que pudo haber un efecto negativo de la participación electoral sobre los niveles de desigualdad social que logró corregirse.

4.2 Segunda regresión para 1998

Buscando refinar la primera regresión, se decidió introducir el control de "índice de urbanización" (INDICE_URB), esperando que su dirección correspondiera con la teoría revisada. El signo resultó ser negativo, justificando la relación inversa que se estimaba con la abstención, dado que municipios más urbanos deben ser más propensos a participar en eventos electorales. De esta manera se puede corroborar con una significancia del 1% que el indicador resulta ser un buen control para capturar la mejor explicación de la variable dependiente por la desigualdad de ingresos. Si bien se tiene una disminución del coeficiente de la variable independiente sobre la

explicada, la capacidad predictiva del modelo (R cuadrado y R cuadrado ajustado aumenta), mejora. Esto se evidencia en la siguiente tabla:

Tabla 12. Modelo Base 1998 con índice de urbanización como primer control

```
. reg ABS_P_98 GINIBANDAS ING_HOG_BASE97 INGMEDIO_C INDICE_URB
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 335		
Model	.241594378	4	.060398594	F(4, 330) =	19.65	
Residual	1.01435176	330	.003073793	Prob > F =	0.0000	
Total	1.25594613	334	.003760318	R-squared =	0.1924	
				Adj R-squared =	0.1826	
				Root MSE =	.05544	

ABS_P_98	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
GINIBANDAS	.2012929	.053007	3.80	0.000	.0970186	.3055671
ING_HOG_BASE97	-.0000121	6.12e-06	-1.97	0.050	-.0000241	-1.51e-08
INGMEDIO_C	6.39e-11	4.36e-10	0.15	0.884	-7.94e-10	9.21e-10
INDICE_URB	-.0357637	.0091341	-3.92	0.000	-.0537322	-.0177953
_cons	.3755106	.022804	16.47	0.000	.3306511	.4203701

Fuente: Stata, cálculos propios

Nuevamente se consideró el problema de potencial endogeneidad del índice de Gini. Para corroborar este problema se realizó una regresión con variables instrumentales. Al procesar la prueba de regresores excluidos, el más significativo fue la variable estructura poblacional activa (ESTRUC_POB_ACT) con un valor de 6.56, esto se muestra en la siguiente tabla:

Tabla 13. Prueba de no-debilidad del instrumento para segunda regresión 1998

```
Partial R-squared of excluded instruments: 0.0195
Test of excluded instruments:
F( 1, 330) = 6.56
Prob > F = 0.0109
```

Fuente: Stata, cálculos propios

La siguiente tabla muestra las visualizaciones pertinentes a la prueba de mínimos cuadrados en dos etapas para el modelo planteado.

Tabla 14. Primera etapa del modelo base para 1998 con índice de urbanización como primer control y Estructura Poblacional Activa como Variable Instrumental

```

First-stage regression of GINIBANDAS:

OLS estimation
-----

Estimates efficient for homoskedasticity only
Statistics consistent for homoskedasticity only

                                     Number of obs =      335
                                     F( 4, 330) =      6.45
                                     Prob > F      =      0.0001
Total (centered) SS      = 1.203049129      Centered R2      = 0.1085
Total (uncentered) SS  = 52.7716682      Uncentered R2   = 0.9797
Residual SS             = 1.072538467      Root MSE       = .05701

-----

```

GINIBANDAS	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ING_HOG_BASE97	.0000235	6.25e-06	3.77	0.000	.0000112 .0000358
ING_MEDIO_CUAD	-8.94e-10	4.66e-10	-1.92	0.056	-1.81e-09 2.23e-11
INDICE_URB	-.0149959	.0094472	-1.59	0.113	-.0335803 .0035885
ESTRUCT_POB_ACT	-.0014982	.0005848	-2.56	0.011	-.0026487 -.0003478
_cons	.3974631	.0319582	12.44	0.000	.3345957 .4603306

```

-----
Included instruments:  ING_HOG_BASE97  ING_MEDIO_CUAD  INDICE_URB  ESTRUCT_POB_ACT

-----
Partial R-squared of excluded instruments:  0.0195
Test of excluded instruments:
F( 1, 330) = 6.56
Prob > F = 0.0109

```

Fuente: Stata, cálculos propios

Tabla 15. Segunda etapa del modelo base para 1998 con índice de urbanización como primer control y Estructura Poblacional Activa como Variable Instrumental

IV (2SLS) estimation						
Estimates efficient for homoskedasticity only						
Statistics consistent for homoskedasticity only						
					Number of obs =	335
					F(4, 330) =	5.56
					Prob > F =	0.0002
Total (centered) SS	=	1.255946133			Centered R2	= -0.1590
Total (uncentered) SS	=	50.95055115			Uncentered R2	= 0.9714
Residual SS	=	1.455689366			Root MSE	= .06592
ABS_P_98	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
GINIBANDAS	.8364143	.4513262	1.85	0.064	-.0481689	1.720997
ING_HOG_BASE97	-.000029	.000014	-2.07	0.038	-.0000564	-1.58e-06
ING_MEDIO_CUAD	8.66e-10	7.68e-10	1.13	0.259	-6.39e-10	2.37e-09
INDICE_URB	-.0239238	.0136959	-1.75	0.081	-.0507672	.0029196
_cons	.168613	.14802	1.14	0.255	-.1215009	.4587269

Fuente: Stata, cálculos propios

Apreciando la segunda etapa de la prueba -con ESTRUCT_POB_ACT-, se evidencia la significancia de la variable independiente al 10% de confianza, al igual que un incremento en su coeficiente a 0.8364. Al igual que en el modelo anterior, el aumento en el coeficiente de la variable independiente pudo significar que el problema de endogeneidad presentado respondió a la presencia de causalidad inversa en la explicación del modelo. La siguiente tabla muestra la corroboración de corrección del problema de endogeneidad mediante la prueba F.

Tabla 16. Prueba de Endogeneidad al modelo base para 1998 con Estructura Poblacional Activa como Variable Instrumental

```

. ivendog GINIBANDAS

Tests of endogeneity of: GINIBANDAS
H0: Regressor is exogenous
    Wu-Hausman F test:           2.87843   F(1,329)   P-value = 0.09072
    Durbin-Wu-Hausman chi-sq test: 2.90551   Chi-sq(1)   P-value = 0.08828

```

Fuente: Stata, cálculos propios

Con una significancia del 9 % se acepta la hipótesis nula, que el regresor es exógeno, en otras palabras, la variable instrumental pudo corregir el problema de endogeneidad del modelo.

De forma similar a la primera regresión, se logró comprobar con un modelo más refinado, que la magnitud de las diferencias de clases determinan en gran medida los niveles de participación ciudadana en procesos electorales. La presencia de efectos exógenos que distorsionaron esta relación fue confirmada y de esta forma aislada, para así consignar el efecto explicativo más puro que se pudo distinguir de la variable independiente sobre la abstención.

4.3 Tercera regresión para 1998

Por último, se incorporó un control adicional a la última regresión, con la intención de fortalecer aún más el modelo en una tercera prueba. El control utilizado fue el acceso a televisor de los hogares por municipio (TELEVISOR) como proxy a la penetración de medios de comunicación. De esta forma se sumó el televisor a la regresión junto con las variables de abstención (dependiente), desigualdad (independiente), ingresos medios (primer control), ingresos medios al cuadrado (segundo control) y el índice de urbanización (tercer control). El último control incorporado resultó ser significativo al 1% y de signo negativo, indicando con una relación inversa que mayores niveles de información se asocian con menores niveles de abstención.

En esta tercera regresión se disminuyó la significancia de todas las variables del modelo -en especial del coeficiente de GINIBANDAS- y se elevó la calidad del mismo con un R-cuadrado y R-cuadrado ajustado más altos. De esta forma se concluye que se obtuvo una buena regresión explicativa de la variación de los índices de abstención a través de los índices de desigualdad

registrados en el país a nivel municipal para el año 2001, luego de controlar por ingresos medios de hogares, ingresos medios de hogares al cuadrado, índice de urbanización y la presencia del televisor -como proxy a penetración de medios-, esto se evidencia en la siguiente tabla:

Tabla 17. Modelo base para 1998 con índice de urbanización y televisor como controles

```
. reg ABS_P_98 GINIBANDAS ING_HOG_BASE97 INGMEDIO_C INDICE_URB TELEVISOR
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 335		
Model	.29338373	5	.058676746	F(5, 329) = 20.06		
Residual	.962562404	329	.002925722	Prob > F = 0.0000		
Total	1.25594613	334	.003760318	R-squared = 0.2336		
				Adj R-squared = 0.2219		
				Root MSE = .05409		

ABS_P_98	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
GINIBANDAS	.1426801	.0535581	2.66	0.008	.0373206	.2480396
ING_HOG_BASE97	-2.50e-07	6.60e-06	-0.04	0.970	-.0000132	.0000127
INGMEDIO_C	-5.13e-10	4.47e-10	-1.15	0.252	-1.39e-09	3.66e-10
INDICE_URB	-.0226909	.0094376	-2.40	0.017	-.0412565	-.0041254
TELEVISOR	-.1334048	.0317079	-4.21	0.000	-.1957806	-.0710289
_cons	.4637253	.030571	15.17	0.000	.403586	.5238647

Fuente: Stata, cálculos propios

Siguiendo el orden de trabajo ya establecido en las primeras dos regresiones, se procedió a evaluar la existencia de problemas de endogeneidad una vez construida la tercera regresión que incorporara la variable TELEVISOR.

Acto seguido, se hizo la misma prueba de mínimos cuadrados en dos etapas utilizando nuevamente las posibles variables instrumentales de número de parroquias y estructura poblacional activa.

El instrumento que resultó más significativo fue estructura poblacional activa al 1% de confianza, sin embargo la prueba de regresores excluidos destacó la debilidad de la variable instrumental con un valor de 1.75. Por su parte, el total de parroquias demostró no tener ninguna relación con la variable independiente. La siguiente tabla muestra los resultados obtenidos sobre Estructura Poblacional como regresor excluido.

Tabla 18. Prueba de no-debilidad del instrumento para tercera regresión 1998

```
Partial R-squared of excluded instruments: 0.0053
Test of excluded instruments:
F( 1, 329) = 1.75
Prob > F = 0.1864
```

Fuente: Stata, cálculos propios

A continuación se muestran las visualizaciones pertinentes a la prueba de mínimos cuadrados en dos etapas para el modelo planteado.

Tabla 19. Primera etapa del modelo base para 1998 con ambos controles y Estructura Poblacional Activa como Variable Instrumental

```
First-stage regression of GINIBANDAS:

OLS estimation
-----

Estimates efficient for homoskedasticity only
Statistics consistent for homoskedasticity only

Total (centered) SS = 1.203049129
Total (uncentered) SS = 52.7716682
Residual SS = 1.014553679

Number of obs = 335
F( 5, 329) = 9.19
Prob > F = 0.0000
Centered R2 = 0.1567
Uncentered R2 = 0.9808
Root MSE = .05553
```

GINIBANDAS	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ING_HOG_BASE97	.0000359	6.72e-06	5.34	0.000	.0000227 .0000491
INGMEDIO_C	-1.61e-09	4.83e-10	-3.33	0.001	-2.56e-09 -6.56e-10
INDICE_URB	-.0016561	.0097004	-0.17	0.865	-.0207388 .0174265
TELEVISOR	-.141951	.0327223	-4.34	0.000	-.2063224 -.0775797
ESTRUCT_POB_ACT	-.0007849	.0005929	-1.32	0.186	-.0019512 .0003813
_cons	.4368652	.0324051	13.48	0.000	.3731179 .5006125

```
Included instruments: ING_HOG_BASE97 INGMEDIO_C INDICE_URB TELEVISOR
ESTRUCT_POB_ACT

Partial R-squared of excluded instruments: 0.0053
Test of excluded instruments:
F( 1, 329) = 1.75
Prob > F = 0.1864
```

Fuente: Stata, cálculos propios

Tabla 20. Segunda etapa del modelo base para 1998 con ambos controles y Estructura Poblacional Activa como Variable Instrumental

IV (2SLS) estimation						
Estimates efficient for homoskedasticity only						
Statistics consistent for homoskedasticity only						
					Number of obs =	335
					F(5, 329) =	8.63
					Prob > F =	0.0000
Total (centered) SS =	1.255946133			Centered R2 =	0.0234	
Total (uncentered) SS =	50.95055115			Uncentered R2 =	0.9759	
Residual SS =	1.226506577			Root MSE =	.06051	
ABS_P_98	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
GINIBANDAS	.6513835	.8229956	0.79	0.429	-.9616582	2.264425
ING_HOG_BASE97	-.0000198	.0000324	-0.61	0.541	-.0000834	.0000438
INGMEDIO_C	4.26e-10	1.60e-09	0.27	0.789	-2.70e-09	3.55e-09
INDICE_URB	-.0215216	.0107246	-2.01	0.045	-.0425415	-.0005017
TELEVISOR	-.0550671	.1312832	-0.42	0.675	-.3123775	.2022433
_cons	.2574584	.3345718	0.77	0.442	-.3982903	.913207

Fuente: Stata, cálculos propios

Evaluando la segunda etapa de la prueba -con ESTRUCT_POB_ACT- se evidencia un incremento del coeficiente de GINIBANDAS a 0.6513; sin embargo la variable no resultó significativa al superar el 10% de confianza requerida. El alza del coeficiente de la variable independiente puede significar que el problema de endogeneidad presentado responda a la presencia de causalidad inversa en la explicación del modelo. La siguiente tabla muestra la corroboración de la corrección del problema de endogeneidad.

Tabla 21. Prueba de Endogeneidad al modelo base para 1998 con ambos controles y Estructura Poblacional Activa como Variable Instrumental

```
. ivendog GINIBANDAS

Tests of endogeneity of: GINIBANDAS
H0: Regressor is exogenous
    Wu-Hausman F test:           0.64725   F(1,329)   P-value = 0.42168
    Durbin-Wu-Hausman chi-sq test: 0.65776   Chi-sq(1)   P-value = 0.41735
```

Fuente: Stata, cálculos propios

Con una significancia del 42% se rechaza la hipótesis nula que el regresor es exógeno, en otras palabras, la variable instrumental no pudo corregir el problema de endogeneidad del modelo.

Para este caso, la evidencia es inconclusa en explicar por qué el instrumento no tuvo la suficiente fortaleza como para corregir el problema de endogeneidad; sin embargo es posible que la nueva variable de control incorporada en esta regresión haya tenido importantes efectos sobre los instrumentos correctivos que se probaron.

4.4 Primera regresión para 2012

A efectos de poder hacer una comparación de la incidencia de la desigualdad sobre los niveles de participación para dos momentos distintos del tiempo, resulta necesario hacer una réplica de la metodología y variables utilizadas en la primera elección -1998- sobre la segunda -2012-. La primera regresión con la variable dependiente, independiente y los dos controles base (ING_HOG_BASE97 e INGMEDIO_C).

Tabla 22. Modelo base para 2012

```
. reg ABS_P_12 GINIBANDAS ING_HOG_BASE97 INGMEDIO_C
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 335		
Model	.174924761	3	.058308254	F(3, 331) = 35.97		
Residual	.536607342	331	.00162117	Prob > F = 0.0000		
Total	.711532103	334	.002130336	R-squared = 0.2458		
				Adj R-squared = 0.2390		
				Root MSE = .04026		

ABS_P_12	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
GINIBANDAS	.1568413	.0394787	3.97	0.000	.0791806	.234502
ING_HOG_BASE97	-.0000735	.0000568	-1.29	0.196	-.0001852	.0000382
INGMEDIO_C	-9.31e-09	3.28e-08	-0.28	0.777	-7.39e-08	5.53e-08
_cons	.2234825	.0315588	7.08	0.000	.1614013	.2855636

Fuente: Stata, cálculos propios

Al analizar los datos de la regresión, el signo de la variable independiente respalda la hipótesis planteada, que mayores niveles de desigualdad se asocian con mayores niveles de abstención, con un coeficiente GINIBANDAS que explica en un 15,68% a la ABS_P_12 al 1% de significancia. Por su parte, los controles arrojaron resultados distintos que para la elección anterior, teniendo los ingresos medios con base en el año 1997 y los ingresos medios al cuadrado superior al 10% de confianza, demostrando que la participación municipal se incrementa a tasa creciente a medida que se elevan los ingresos por hogares. Esto difiere con los resultados obtenidos anteriormente porque la tasa cambió, pasó de ser decreciente (negativo) a creciente (positivo). La interpretación de este cambio de signo parece responder a la dinámica política, en donde los agentes parecen sentirse más preocupados y dispuestos a participar conforme posean un mayor ingreso. Las expropiaciones y ataques al sector privado en el período comprendido entre las elecciones estudiadas, son algunos de los sucesos que ocurrieron y pudieran explicar el cambio de signo en la tasa de participación.

De igual forma, se consideró el potencial problema de endogeneidad del índice de Gini por los motivos explicados anteriormente. Para poder hacer una comparación exacta, se decidió utilizar la misma variable, estructura poblacional activa, como variable instrumental. La no-debilidad del instrumento se probó anteriormente y se puede corroborar en la tabla 8. De esta manera se estaría

evaluando la relación y dirección entre la desigualdad y la participación electoral, además de la capacidad del modelo de aislar cualquier posible efecto que incida sobre la participación electoral en el tiempo.

La siguiente tabla muestra las visualizaciones pertinentes a la prueba de mínimos cuadrados en dos etapas para el modelo planteado.

Tabla 23. Primera etapa del modelo base para 2012 con Estructura Poblacional Activa como Variable Instrumental

```

First-stage regression of GINIBANDAS:

OLS estimation
-----

Estimates efficient for homoskedasticity only
Statistics consistent for homoskedasticity only

                                Number of obs =      335
                                F( 3, 331) =    43.44
                                Prob > F      =    0.0000
                                Centered R2    =    0.2825
                                Uncentered R2  =    0.9710
                                Root MSE    =    .05591

Total (centered) SS      =  1.442087024
Total (uncentered) SS   = 35.71687725
Residual SS             =  1.034704266
    
```

GINIBANDAS	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ING_HOG_BASE97	-.0007461	.0000674	-11.07	0.000	-.0008787	-.0006134
INGMEDIO_C	4.32e-07	3.91e-08	11.05	0.000	3.55e-07	5.09e-07
ESTRUCT_POB_ACT	.000699	.0005287	1.32	0.187	-.000341	.001739
_cons	.5792089	.0373824	15.49	0.000	.5056719	.6527459

```

Included instruments:  ING_HOG_BASE97  INGMEDIO_C  ESTRUCT_POB_ACT

Partial R-squared of excluded instruments:    0.0053
Test of excluded instruments:
F( 1, 331) =    1.75
Prob > F    =    0.1871
    
```

Fuente: Stata, cálculos propios

Tabla 24. Segunda etapa del modelo base para 2012 con Estructura Poblacional Activa como Variable Instrumental

IV (2SLS) estimation						
Estimates efficient for homoskedasticity only						
Statistics consistent for homoskedasticity only						
					Number of obs =	335
					F(3, 331) =	3.84
					Prob > F =	0.0100
Total (centered) SS =	.7115321029			Centered R2 =	-5.8049	
Total (uncentered) SS =	15.29559619			Uncentered R2 =	0.6834	
Residual SS =	4.841916937			Root MSE =	.1202	
ABS_P_12	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
GINIBANDAS	-1.877625	1.626413	-1.15	0.248	-5.065336	1.310087
ING_HOG_BASE97	-.0015906	.0012214	-1.30	0.193	-.0039845	.0008034
INGMEDIO_C	8.84e-07	7.19e-07	1.23	0.219	-5.25e-07	2.29e-06
_cons	1.467816	.9966064	1.47	0.141	-.4854965	3.421129

Fuente: Stata, cálculos propios

Evaluando la segunda etapa de la prueba -con ESTRUC_T_POB_ACT- se tiene un incremento del coeficiente de GINIBANDAS a 1.87 en valor absoluto. El aumento del coeficiente, como ha sido explicado anteriormente, puede significar que el problema de endogeneidad presentado respondió a la presencia de causalidad inversa en la explicación del modelo. La variable dependiente pudo influir a su vez sobre la variable explicativa, subestimando la influencia de la desigualdad de ingresos sobre la abstención. La siguiente tabla muestra la corroboración de corrección del problema de endogeneidad.

Tabla 25. Prueba de Endogeneidad al modelo base 2012 con Estructura Poblacional Activa como Variable Instrumental

```
. ivendog GINIBANDAS

Tests of endogeneity of: GINIBANDAS
H0: Regressor is exogenous
    Wu-Hausman F test:           14.60017  F(1,330)    P-value = 0.00016
    Durbin-Wu-Hausman chi-sq test: 14.19342  Chi-sq(1)   P-value = 0.00016
```

Fuente: Stata, cálculos propios

Con una significancia del 5% se acepta la hipótesis nula, que el regresor es exógeno, por lo que la variable instrumental pudo corregir el problema de endogeneidad del modelo. De esta forma se concluye que el modelo base 2012 resultó significativo para el caso venezolano.

El resultado demuestra que la hipótesis planteada de que mayores niveles de abstención se asocian con mayores niveles de desigualdad intramunicipal se corrobora para ambos períodos de estudio.

4.5 Segunda regresión para 2012

Continuando con la metodología utilizada, se decidió introducir el control de "índice de urbanización" (INDICE_URB), esperando que su dirección correspondiera con la teoría revisada y los resultados previos obtenidos. El signo resultó ser negativo, justificando la relación inversa que se estimaba con la abstención, dado que municipios más urbanos deben ser más propensos a participar en eventos electorales. De esta manera se puede corroborar con una significancia del 1% que el indicador resulta ser un buen control para capturar la mejor explicación de la variable dependiente por la desigualdad de ingresos, esto se muestra en la siguiente tabla:

Tabla 26. Modelo base para 2012 con índice de urbanización como primer control

```
. reg ABS_P_12 GINIBANDAS ING_HOG_BASE97 INGMEDIO_C INDICE_URB
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 335		
Model	.177757668	4	.044439417	F(4, 330) = 27.47		
Residual	.533774435	330	.001617498	Prob > F = 0.0000		
Total	.711532103	334	.002130336	R-squared = 0.2498		
				Adj R-squared = 0.2407		
				Root MSE = .04022		

ABS_P_12	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
GINIBANDAS	.1560005	.0394391	3.96	0.000	.0784169	.2335842
ING_HOG_BASE97	-.0000596	.0000577	-1.03	0.302	-.0001731	.0000539
INGMEDIO_C	-1.25e-08	3.29e-08	-0.38	0.704	-7.72e-08	5.22e-08
INDICE_URB	-.011969	.0090441	-1.32	0.187	-.0297603	.0058223
_cons	.2231578	.031524	7.08	0.000	.1611444	.2851712

Fuente: Stata, cálculos propios

Nuevamente se consideró el problema de potencial endogeneidad del índice de Gini. Para corroborar este problema se realizó una regresión con variables instrumentales. Para poder hacer una comparación exacta, se decidió utilizar la misma variable, estructura poblacional activa, como variable instrumental. La no-debilidad del instrumento se probó anteriormente y se puede corroborar en la tabla 13.

La siguiente tabla muestra las visualizaciones pertinentes a la prueba de mínimos cuadrados en dos etapas para el modelo planteado.

Tabla 27. Primera etapa del modelo base para 2012 con índice de urbanización como primer control y Estructura Poblacional Activa como Variable Instrumental

```

First-stage regression of GINIBANDAS:

OLS estimation
-----

Estimates efficient for homoskedasticity only
Statistics consistent for homoskedasticity only

Total (centered) SS      = 1.442087024
Total (uncentered) SS  = 35.71687725
Residual SS            = 1.034461393

Number of obs =      335
F( 4, 330) =      32.51
Prob > F      =      0.0000
Centered R2   =      0.2827
Uncentered R2 =      0.9710
Root MSE     =      .05599
    
```

GINIBANDAS	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ING_HOG_BASE97	-.0007418	.0000692	-10.72	0.000	-.000878 - .0006056
INGMEDIO_C	4.31e-07	3.93e-08	10.96	0.000	3.54e-07 5.08e-07
INDICE_URB	-.0035043	.0125897	-0.28	0.781	-.0282704 .0212618
ESTRUCT_POB_ACT	.0006973	.0005295	1.32	0.189	-.0003443 .0017389
_cons	.5790415	.0374394	15.47	0.000	.5053915 .6526915

Fuente: Stata, cálculos propios

Tabla 28. Segunda etapa del modelo base para 2012 con índice de urbanización como primer control y Estructura Poblacional Activa como Variable Instrumental

```

IV (2SLS) estimation
-----
Estimates efficient for homoskedasticity only
Statistics consistent for homoskedasticity only

Total (centered) SS      =  .7115321029
Total (uncentered) SS  = 15.29559619
Residual SS             =  4.891457697

Number of obs =      335
F( 4, 330) =      2.90
Prob > F      =      0.0221
Centered R2   =     -5.8745
Uncentered R2 =      0.6802
Root MSE     =      .1208
    
```

ABS_P_12	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
GINIBANDAS	-1.891068	1.638772	-1.15	0.249	-5.103003 1.320866
ING_HOG_BASE97	-.0015769	.0012238	-1.29	0.198	-.0039755 .0008217
INGMEDIO_C	8.84e-07	7.23e-07	1.22	0.221	-5.32e-07 2.30e-06
INDICE_URB	-.0195309	.0278358	-0.70	0.483	-.074088 .0350262
_cons	1.47467	1.003749	1.47	0.142	-.4926417 3.441981

Fuente: Stata, cálculos propios

Apreciando la segunda etapa de la prueba -con ESTRUCT_POB_ACT-, al igual que en el modelo base de este año, se ve un incremento en su coeficiente a 1.891 en valores absolutos. Este aumento en el coeficiente de la variable independiente pudo significar que el problema de endogeneidad presentado respondió a la presencia de causalidad inversa en la explicación del modelo. La siguiente tabla muestra la corroboración de corrección del problema de endogeneidad.

Tabla 29. Prueba de Endogeneidad al modelo base 2012 con Estructura Poblacional Activa como Variable Instrumental

```

. ivendog GINIBANDAS

Tests of endogeneity of: GINIBANDAS
H0: Regressor is exogenous
Wu-Hausman F test:          14.74967  F(1,329)  P-value = 0.00015
Durbin-Wu-Hausman chi-sq test: 14.37423  Chi-sq(1)  P-value = 0.00015
    
```

Fuente: Stata, cálculos propios

Con una significancia del 1% se acepta la hipótesis nula, que el regresor es exógeno, en otras palabras, la variable instrumental pudo corregir el problema de endogeneidad del modelo.

De forma similar a la primera regresión, se logró comprobar con un modelo más refinado, que la magnitud de las diferencias de clases determinan en gran medida los niveles de participación ciudadana en procesos electorales. La presencia de efectos exógenos que distorsionaron esta relación fue confirmada y de esta forma aislada, para así consignar el efecto explicativo más puro que se pudo distinguir de la variable independiente sobre la abstención.

4.6 Tercera regresión para 2012

Por último, se incorporó un control adicional a la última regresión, con la intención de fortalecer aún más el modelo en una tercera prueba. El control utilizado fue el acceso a televisor de los hogares por municipio (TELEVISOR) como proxy a la penetración de medios de comunicación.

De esta forma se sumó el televisor a la regresión junto con las variables de abstención (dependiente), desigualdad (independiente), ingresos medios (primer control), ingresos medios al cuadrado (segundo control) y el índice de urbanización (tercer control). El último control incorporado resultó ser significativo al 1% y de signo negativo, indicando con una relación inversa que mayores niveles de información se asocian con menores niveles de abstención.

Tabla 30. Modelo Base 2012 con índice de urbanización y televisor como controles

```
. reg ABS_P_12 GINIBANDAS ING_HOG_BASE97 INGMEDIO_C INDICE_URB TELEVISOR
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 335		
Model	.26141926	5	.052283852	F(5, 329) =	38.22	
Residual	.450112843	329	.001368124	Prob > F =	0.0000	
Total	.711532103	334	.002130336	R-squared =	0.3674	
				Adj R-squared =	0.3578	
				Root MSE =	.03699	

ABS_P_12	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
GINIBANDAS	.0986759	.037005	2.67	0.008	.0258796	.1714721
ING_HOG_BASE97	.0001635	.0000602	2.71	0.007	.000045	.000282
INGMEDIO_C	-1.08e-07	3.26e-08	-3.32	0.001	-1.72e-07	-4.40e-08
INDICE_URB	.0021127	.0085104	0.25	0.804	-.014629	.0188544
TELEVISOR	-.0025405	.0003249	-7.82	0.000	-.0031796	-.0019014
_cons	.3458758	.032967	10.49	0.000	.281023	.4107285

Fuente: Stata, cálculos propios

Siguiendo el orden de trabajo ya establecido en las primeras dos regresiones, se procedió a evaluar la existencia de problemas de endogeneidad una vez construida la tercera regresión que incorporara la variable TELEVISOR.

Acto seguido, se hizo la misma prueba de mínimos cuadrados en dos etapas. Para poder hacer una comparación exacta, se decidió utilizar la misma variable, estructura poblacional activa, como variable instrumental. La no-debilidad del instrumento se probó anteriormente y se puede corroborar en la tabla 18.

La siguiente tabla muestra las visualizaciones pertinentes a la prueba de mínimos cuadrados en dos etapas para el modelo planteado.

Tabla 31. Primera etapa del modelo base para 2012 con ambos controles y Estructura Poblacional Activa como Variable Instrumental

```

First-stage regression of GINIBANDAS:

OLS estimation
-----

Estimates efficient for homoskedasticity only
Statistics consistent for homoskedasticity only

                                Number of obs =      335
                                F( 5, 329) =      32.07
                                Prob > F      =      0.0000
                                Centered R2    =      0.3277
                                Uncentered R2  =      0.9729
                                Root MSE    =      .05429

Total (centered) SS      =  1.442087024
Total (uncentered) SS   =  35.71687725
Residual SS              =  .9695792484
    
```

GINIBANDAS	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ING_HOG_BASE97	-.0004914	.0000858	-5.73	0.000	-.0006601 - .0003227
INGMEDIO_C	3.06e-07	4.66e-08	6.57	0.000	2.14e-07 3.97e-07
INDICE_URB	.0103208	.0125575	0.82	0.412	-.0143824 .035024
TELEVISOR	-.0024048	.0005125	-4.69	0.000	-.0034131 -.0013966
ESTRUCT_POB_ACT	.0017815	.000563	3.16	0.002	.000674 .002889
_cons	.6117678	.0369653	16.55	0.000	.5390496 .684486

```

Included instruments:  ING_HOG_BASE97  INGMEDIO_C  INDICE_URB  TELEVISOR
                     ESTRUCT_POB_ACT

Partial R-squared of excluded instruments:  0.0295
Test of excluded instruments:
F( 1, 329) = 10.01
Prob > F    = 0.0017
    
```

Fuente: Stata, cálculos propios

Tabla 32. Segunda etapa del modelo base para 2012 con ambos controles y Estructura Poblacional Activa como Variable Instrumental

```

IV (2SLS) estimation
-----
Estimates efficient for homoskedasticity only
Statistics consistent for homoskedasticity only

Total (centered) SS      =  .7115321029
Total (uncentered) SS  = 15.29559619
Residual SS             =  .4767905978

Number of obs =      335
F( 5, 329) =      34.75
Prob > F      =      0.0000
Centered R2   =      0.3299
Uncentered R2 =      0.9688
Root MSE     =      .03773

```

ABS_P_12	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
GINIBANDAS	-.0647318	.2196106	-0.29	0.768	-.4951607	.3656971
ING_HOG_BASE97	.0000721	.0001357	0.53	0.595	-.0001939	.0003381
INGMEDIO_C	-5.02e-08	8.38e-08	-0.60	0.549	-2.14e-07	1.14e-07
INDICE_URB	.003108	.0087797	0.35	0.723	-.0140998	.0203158
TELEVISOR	-.0028247	.0005014	-5.63	0.000	-.0038074	-.001842
_cons	.4555853	.1490907	3.06	0.002	.1633729	.7477977

Fuente: Stata, cálculos propios

Evaluando la segunda etapa de la prueba -con ESTRUCT_POB_ACT- se evidencia una disminución del coeficiente de GINIBANDAS a 0.0647 en valores absolutos. Su significancia de -0.4951 demuestra la debilidad del instrumento utilizado. La siguiente tabla muestra la no corroboración de corrección del problema de endogeneidad.

Tabla 33. Prueba de Endogeneidad al modelo base 2012 con ambos controles y Estructura Poblacional Activa como Variable Instrumental

```

. ivendog GINIBANDAS

Tests of endogeneity of: GINIBANDAS
H0: Regressor is exogenous
    Wu-Hausman F test:           0.59276  F(1,328)    P-value = 0.44191
    Durbin-Wu-Hausman chi-sq test: 0.60432  Chi-sq(1)   P-value = 0.43694

```

Fuente: Stata, cálculos propios

Con una significancia (P-value) de 44,19% se rechaza la hipótesis nula que el regresor es exógeno, en otras palabras, la variable instrumental no pudo corregir el problema de endogeneidad del modelo.

Para este caso, la evidencia es inconclusa en explicar por qué el instrumento no tuvo la suficiente fortaleza como para corregir el problema de endogeneidad.

En resumen, los primeros dos modelos para ambos años mostraron la relación desigualdad-abstención planteada como hipótesis del presente trabajo mediante el uso de variables instrumentales. Sin embargo, esta relación causal no se pudo demostrar en el tercer modelo de ambos años puesto que el instrumento utilizado padecía de robustez, se intuye que al agregar la tenencia de televisor –como proxy de acceso a la información- de alguna manera disminuyó la cualidad de exogeneidad del instrumento frente la variable independiente –abstención-.

CONCLUSIONES

Analizados los resultados del modelo, el estudio demostró que en el caso venezolano, comunidades más heterogéneas tienden a ser menos participativas. El modelo utilizado resultó ser válido en la explicación entre ambas variables en dos momentos distintos del tiempo. Además, se pudo estimar la relación causal desigualdad-participación mediante el uso de variables instrumentales. El provecho de un instrumento válido que corrigiera el problema de endogeneidad comprobado, llevó a concluir que la abstención pudo motivar políticas redistributivas para ganar votos por causalidad inversa.

De hecho, con base en la calidad explicativa de la primera regresión construida en el trabajo, se pudo contrastar el comportamiento electoral de varios municipios bajo distintas condiciones de desigualdad y evaluar sus resultados. El ejercicio con el Municipio Libertador del Distrito Capital -cuya abstención se ubicó en el orden del 34,3% para 1998- demostró que de tener, *ceteris paribus*, los niveles de desigualdad presentados en el año 2012 de 0,3724 puntos del índice de Gini -por debajo de sus 0,456 registrados en 2001- la abstención disminuiría en casi dos puntos porcentuales, elevando la participación en treinta y cuatro mil trescientas cuarenta y siete (34.347) personas, en otras palabras, aumentaría la participación en 1,87%.

Por otro lado, un 13 % de los municipios presentaron comportamientos atípicos, dado que presentaron mayores niveles de desigualdad para el año 2011 respecto a 2001 y sus niveles de participación aumentaron, contradiciendo la hipótesis del trabajo. Se puede intuir que estos resultados se deben a una baja declaración de ingresos al momento de llevarse a cabo el censo, pues estos sitios son principalmente municipios rurales con bajos niveles de población, por lo que, si algunas familias, 10 por ejemplo, dejan de declarar sus ingresos se generarían sesgos en el índice de Gini de estas zonas. Algunos de estos casos son: los municipios Manapiare, Alto Orinoco en Amazonas, Antonio Díaz en Delta Amacuro, entre otros.

Siguiendo los resultados obtenidos, se esperaría que los niveles de participación en Venezuela continúen aumentando en el tiempo, dada la tendencia en la disminución de los niveles de desigualdad de ingresos para el período 2001-2011.

Adicional a la lectura del fenómeno causal que representa la desigualdad social sobre la participación ciudadana en los municipios venezolanos, se pudo interpretar cómo las fuerzas de los distintos actores de la sociedad involucrados interactúan en torno a ellas. Por un lado, los partidos políticos, que no logran vincularse suficientemente con sus electores, afectando ello la deseada efectividad de lograr identidades y propuestas de gobierno que motiven la participación y el activismo del ciudadano. Por otra parte, en la sociedad civil escasean incentivos para reunirse, interactuar y organizarse en grupos por falta de contundencia en los intereses comunes que fortalezcan el capital social. De igual forma el Estado se presenta con la tarea de dirigir políticas efectivas en satisfacer las necesidades de toda la población, por falta de homogeneidad en las problemáticas e intereses de cada clase.

En síntesis, la relevancia de descifrar cuales son los incentivos que desencadenan la participación ciudadana radica en su capacidad de fortalecer el capital social, las redes y el tejido socio-económico de un país, que combinado con una buena dotación de capital físico y humano, representa una fórmula para el éxito.

Venezuela es un buen ejemplo para explicar que los capitales físicos y humanos no son suficientes para generar el bienestar sostenido que caracteriza a los países desarrollados. Existen otras formas de capital de relevancia como lo es el capital social, el cual ha demostrado tener un rol catalítico sobre las grandes economías del mundo que merece ser objeto del mayor estudio. Este estudio puede servir como base para presentar y estudiar proyectos futuros de la mano de los hacedores de políticas del país, de manera de alimentar y buscar profundizar en la participación ciudadana en pro del desarrollo social y del capital humano.

La dinámica socio-económica de América Latina ha probado ser un concurrido caso de estudio, por el complejo e impredecible comportamiento de sus variables sociales y macroeconómicas. En lo particular, el desarrollo de Venezuela en el presente siglo representa uno de los fenómenos más fascinantes a observar dentro de ese conjunto de países, cuya rica dotación de recursos no se percibe como garantía para resolver los problemas de crecimiento social y económico.

BIBLIOGRAFÍA

- Administración y Costo de Elecciones (ACE)*. Recuperado de <http://aceproject.org/aces/topics/me/onePage>
- Alesina, A. & La Ferrara, E. (2000) Participation In Heterogenous Communities. *The Quarterly Journal of Economics, MIT Press*, vol. 115(3), pp. 847-904.
- Agostini, E & Pérez, R. (2013) *La Desigualdad de Ingresos y su incidencia en los niveles de Participación Electoral en Venezuela*. Trabajo de grado. UCAB, Caracas.
- Banfield, E. (1958). *The Moral Basis of a Backward Society*. Glencoe, IL: The Free Press.
- Baptista, Asdrúbal. (2000). *Un buen número igual a una buena palabra*. En Venezuela Siglo XX. Visiones y testimonios. Baptista, A. Coordinación y Edición. Fundación Polar. Caracas.
- Boix, C. & Riba, C. (2000) Las bases sociales y políticas de la abstención en las elecciones generales españolas: recursos individuales, movilización estratégica e instituciones electorales. *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, vol n° 90, pp. 95-128.
- Bourguignon, F, y Ferreira, F. (2005). *Decomposing Changes in the Distribution of Household Incomes: Methodological Aspects, Chapter 2 in Bourguignon, Ferreira, and Lustig: The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*. Recuperado de: <http://siteresources.worldbank.org/PGLP/Resources/Bourguignonetal2005.pdf>
- Briceño, H. (2009). Participación Electoral y cultura política en Venezuela 1958-2007. *Cuadernos del Cendes vol, n° 72*, pp. 37-66.
- Coleman, J. S. (1990). *Foundations of Social Theory*. Harvard University Press, Cambridge (Massachusetts).
- Consejo Nacional Electoral (CNE) (2005). Cuadro comparativo abstención electoral 1958-2000 Venezuela. Recuperado de <http://www.cne.gob.ve/web/documentos/estadisticas/e001.pdf>

- Contreras D. & Gallegos S. (2007) *Descomponiendo la desigualdad salarial: América Latina: ¿Una década de cambios?* CEPAL. Santiago.
- Domènech, A. (22 de Mayo de 2011). *Raíces de la abstención electoral*. Blog diariolínea. Recuperado de <http://diariolinea.blogspot.com/2011/05/raices-de-la-abstencion-electoral.html>
- Espinoza, J (2 de Agosto de 2010). *Hausman test for endogeneity parents education as iv for offspring education transmisión of innate ability*. espin086.wordpress. Recuperado de <http://espin086.wordpress.com/2010/08/02/hausman-test-for-endogeneity-parents-education-as-iv-for-offspring-education-transmission-of-innate-ability/>
- Fernández, L., Torres, W., Urdaneta, L., Vargas, J. (2008) *Distribución del Ingreso en Venezuela*. Colección de Economía y Finanzas, BCV Publicaciones, vol. 99, Marzo. Caracas.
- Ferranti, D., Perry, G., Ferreira, F., Walton, M. (2003). *Desigualdad en América Latina y el Caribe: ¿ruptura con la historia?* Banco Mundial. Washington D.C.
- Fresneda, O. (2007). *La medida de necesidades básicas insatisfechas (NBI) como instrumento de medición de la pobreza y focalización de programas*. CEPAL. Santiago.
- Fukuyama, F. (1995). Social Capital and the Global Economy. *Foreign Affairs*, vol. 74, nº 5, pp. 89-103.
- Gerencia General de Estadísticas Sociales y Ambientales. (2011). *Síntesis Estadística de Pobreza e Indicadores de Desigualdad 1er semestre 1997- 1er semestre 2011*. Boletín Electrónico, nº 1.
- González, B. (Marzo de 2006). *Cálculo del índice de Gini*. Recuperado de http://economia.unmsm.edu.pe/Docentes/JNavarroL/CursosJNL/EPS_2013-I/Calculo_IndiceGini.pdf
- González, F. (1993). *La influencia de los medios en los procesos electorales. Una panorámica desde la perspectiva de la sociología empírica*. Recuperado de

- http://www.academia.edu/1028153/La_influencia_de_los_medios_en_los_procesos_electorales._Una_panoramica_desde_la_perspectiva_de_la_sociologia_empirica.
- Goerlich , F. (1998) *Desigualdad, Diversidad y Convergencia: (algunos) instrumentos de medida*. Recuperado de <http://www.ivie.es/downloads/docs/mono/mono1998-01.pdf>
- Gujarati, D & Porter, D. (2009). *Econometría*. D.F, México. McGrawHill. 5ta Ed.
- Heshmati , Almas, Growth, Inequality and Poverty Relationships (October 2004). *IZA Discussion Paper No. 1338*. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=602466>
- Instituto Federal Electoral (IFE) (2012). *Estudio sobre Abstencionismo en México*. Recuperado de http://www.ife.org.mx/documentos/DECEYEC/vgn_ivanestigacion/estudio_sobre_abstencionismo.htm#correl
- Instituto Nacional de Estadística (INE) (2012). *Síntesis Estadística de Pobreza e Indicadores de Desigualdad 1er semestre 1997- 1er semestre 2011*. Recuperado de http://www.ine.gov.ve/documentos/Boletines_Electronicos/Estadisticas_Sociales_y_Ambientales/Sintesis_Estadistica_de_Pobreza_e_Indicadores_de_Desigualdad/pdf/BoletinPobreza.pdf
- Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) (2010). *Las necesidades básicas insatisfechas: sus deficiencias técnicas y su impacto en la definición de políticas sociales*. Recuperado de <http://www.eclac.cl/deype/mecovi/docs/taller5/10.pdf>
- Kim, J., Verba, S., Norman, H. (1978) *Participation and political equality: A seven-nation comparison*. Cambridge, Inglaterra. Cambridge University Press.
- López-Aranguren, E. (2005). *Problemas Sociales: Desigualdad, pobreza, exclusión social*. Madrid, España. Editorial Biblioteca Nueva.
- Morduch J. & Sicular. (2002). Rethinking Inequality Decomposition, with Evidence from Rural China. *Economic Journal* 112(476), pp.93-106

- Norris, P (2002). *Democratic Phoenix: Reinventing Political Activism*. New York: Cambridge University Press.
- Pérez, C. (2006). Enfoques teóricos-metodológicos en el estudio de la participación electoral. *Cuestiones Políticas*. vol. 22, n 37, pp.74-93.
- Phelan, M. & Fundación Escuela de Gerencia Social (2006). *La desigualdad en Venezuela*. Ministerio del Poder Popular para la Planificación y el Desarrollo. Caracas.
- Pickett K, & Wilkinson R (2010). *The Spirit Level: Why Equality is Better for Everyone*. Penguin Books. 2da edición. 2010
- Putnam, R. (1993). The Prosperous Community: Social Capital and Public Life. *The American Prospect*, n° 13, pp.35-42.
- Putnam, R. (2000). *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*. New York: Simon & Schuster. 2000.
- Reichstein, T. (2011). *Econometrics: Endogeneity*. Departamento de Innovación y Economía Organizacional. Copenhagen.
- Rodriguez, F. (2008). How Not to Defend the Revolution: Mark Weisbrot and the Misinterpretation of Venezuelan Evidence. *Wesleyan Economic Working Papers*, n° 2008-001. Recuperado de http://frodriiguez.web.wesleyan.edu/docs/working_papers/How_Not_to_Defend.pdf
- Salamanca, Luis (2012). *¿Por qué vota la gente?*, Caracas, Editorial Alfa.
- Silva, M. (2010). Desigualdad y Exclusión Social: de breve revisitación a una síntesis proteóricarips.. *Revista de Investigaciones Políticas y Sociológicas*. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=38015080007>
- Stiglitz, J. (2012). *El precio de la desigualdad*. 1era edi. Buenos aires: Aguilar, Altea Taurus, Alfaguara.

Theil, H. (1967) *Economics and information Theory*, Amsterdam, North-Holland.