

UNIVERSIDAD CATÓLICA ÁNDRES BELLO

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y SOCIALES

ESCUELA DE ECONOMÍA

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

TUTOR: Héctor Briceño

AUTORES: Eduardo Agostini

Renato Pérez

Caracas, octubre 2013

## AGRADECIMIENTOS

A nuestro tutor Héctor Briceño, por el apoyo brindado desde el día uno. Sus ideas sirvieron de guía en todo momento, por las productivas reuniones en la casa del CENDES, por la extensa bibliografía recomendada y sin mencionar su invaluable base de datos. Gracias por tu confianza.

A José Ramón Morales Arilla (Moncho), quien acompañó el proyecto de forma incondicional desde que tan sólo era una idea, porque a pesar de estar en otro país siempre estuvo atento, por las reuniones vía Skype, todos los comentarios en el trabajo y sobre todo por la motivación mostrada y transmitida a nosotros. Siempre estaremos agradecidos.

A nuestros padres Gioconda, Carlos, Ana y Juan Carlos, por siempre estar para apoyarnos.

A nuestro más preciado colega, Carlos Agostini, por el ilimitado tiempo dedicado en revisar y revisar este proyecto, todos los consejos y comentarios de aliento que sirvieron de guía e impulso.

A Catanho, a Fagre y a todos los amigos de la CAF que compartieron los más valiosos consejos, recomendaciones e ideas para nutrir al modelo y las reflexiones del trabajo. Mil gracias al piso 12.

Por último y no menos especial a May y Leito, quienes todos estos meses sirvieron de apoyo absoluto e integral, no importaran las complicaciones, obstáculos o golpes que fueran. Nuestros principales motores cuando más necesitábamos seguir adelante.

A todos, mil gracias.

## RESUMEN

El presente trabajo de investigación tiene como objetivo analizar la relación entre participación electoral y desigualdad, bajo la hipótesis que municipios más heterogéneos son menos participativos.

Para esto, se construyó como medida de desigualdad el índice de Gini y se estimó la participación ciudadana a partir de los niveles de abstención reportados por el CNE en comicios presidenciales, utilizando como unidad de análisis los 335 municipios del país.

Se utilizó un modelo de regresión lineal para estimar la asociación de la desigualdad de ingresos con los niveles de participación electoral, introduciendo los controles sociodemográficos relevantes. Para acercarse al potencial efecto causal, se intentó aislar la variación exógena de la desigualdad a través de variables instrumentales similares a aquellas sugeridas en los antecedentes.

Se encontró evidencia de que mayores niveles de abstención se asocian con mayores niveles de desigualdad intramunicipal. El estimado del efecto causal es mayor que la asociación observacional encontrada, sugiriendo mecanismos de causalidad inversa que reducen los estimados brutos.

## INDICE GENERAL

AGRADECIMIENTOS .....	1
RESUMEN .....	3
INDICE GENERAL.....	4
INDICE DE TABLAS .....	6
INTRODUCCIÓN .....	8
Planteamiento del problema .....	9
Importancia del tema .....	11
Justificación .....	12
Hipótesis .....	13
Objetivos.....	14
Antecedentes.....	15
MARCO TEÓRICO .....	16
¿Qué es la Desigualdad? .....	16
Desigualdad en la Región.....	18
Desigualdad histórica en Venezuela .....	24
Medidas de Desigualdad .....	32
Participación y Abstención.....	33
Enfoques de la Participación Electoral en Venezuela .....	37
¿Por qué participar? .....	40

¿Qué influye sobre la participación? .....	43
Desigualdad y Participación.....	48
MARCO METODOLÓGICO .....	51
Base de Datos .....	52
Variable Independiente.....	54
Variable Dependiente .....	61
Variables de Control .....	67
Modelo base y Prueba de Endogeneidad .....	70
RESULTADOS.....	75
Primera regresión .....	75
Segunda regresión.....	82
Tercera regresión.....	87
CONCLUSIONES .....	94
RECOMENDACIONES .....	102
BIBLIOGRAFÍA .....	104
ANEXOS .....	109
APÉNDICE A .....	122
Coeficiente de GINI.....	122
Prueba de Endogeneidad por partes .....	122

## INDICE DE TABLAS

Tabla 1 Indicadores de desigualdad para algunos países de América Latina, Estados Unidos e Italia. ....	20
Tabla 2 Tendencias de los ingresos en América Latina en la década de 1990. ....	21
Tabla 3 Comparación de indicadores de desigualdad .....	23
Tabla 4 Coeficiente de Gini en América Latina para la muestra ajustada.....	23
Tabla 5 Evolución de la participación en el ingreso total de la población venezolana para el período 1960-2000.....	24
Tabla 6 Descomposición del Gasto Social como porcentajes del Gasto Total . ....	26
Tabla 7 índice de Gini para cada Estado para el año 2001. ....	28
Tabla 8 Evolución del Índice de Gini para el período 2004-2009.....	30
Tabla 9 Disminución absoluta del coeficiente de Gini de cada Estado (período 2004-2009).....	31
Tabla 10 Efectos explicados por el indicador de Pobreza medida por NBI.....	45
Tabla 11 Distribución de Ingresos por deciles y por bandas respectivamente..	56
Tabla 12 Curva de Lorenz para el año 2001 .....	60
Tabla 13 Contraste entre los procesos democráticos nacionales y regionales con el índice de Gini por municipio para el período 1998-2006. ....	65
Tabla 14 Representación grafica de Abstención y coeficiente de Gini por municipios. ....	66
Tabla 15 Modelo Base .....	75
Table 16 Modelo base con Total Parroquias como VI.....	79
Tabla 17 Modelo base con Estructura Poblacional Activa como VI .....	80
Tabla 18 Prueba de Endogeneidad con Estructura Poblacional Activa como VI .....	81

Tabla 19 Modelo Base con índice de Urbanización como primer control.....	83
Tabla 20 Modelo base con Índice de Urbanización como primer control y Total Parroquias como VI.....	84
Tabla 21 Modelo Base con Índice de Urbanización como primer control y Estructura Poblacional Activa como VI .....	85
Tabla 22 Prueba Endogeneidad con Estructura Poblacional Activa como VI ...	86
Tabla 23 Modelo Base .....	88
Tabla 24 Modelo base con ambos controles y Total Parroquias como VI.....	90
Tabla 25 Modelo base con ambos controles y Estructura Poblacional Activa como VI.....	91
Tabla 26 Prueba de Endogeneidad al modelo base con ambos controles y Estructura Poblacional Activa como VI .....	92
Tabla 27 Contraste de las tres regresiones .....	93
Tabla 28 Modelo base.....	109
Tabla 29 Prueba de Instrumentos Excluidos a Estructura Poblacional Activa como VI.....	109
Tabla 30 Regresión inicial de Variables Instrumentales.....	110
Tabla 31 Prueba de Endogeneidad Modelo base .....	113
Tabla 32 Segundo Modelo: regresión inicial con la inclusión de Índice de Urbanización como primer control.....	113
Tabla 33 Prueba de Regresores Excluidos a Estructura Poblacional Activa en el segundo modelo.....	113
Tabla 34 Regresión de Variables Instrumentales sobre el segundo modelo ..	114
Tabla 35 Prueba de Endogeneidad al segundo modelo .....	117
Tabla 36 Tercer Modelo: regresión inicial con la inclusión de Índice de Urbanización y Televisor como controles.....	117
Tabla 37 Prueba de Regresores Excluidos a Estructura Poblacional Activa en el tercer modelo .....	117
Tabla 38 Regresión de Variables Instrumentales sobre el tercer modelo .....	118

Tabla 39 Prueba de Endogeneidad al tercer modelo .....	121
--	-----

# INTRODUCCIÓN

## Planteamiento del problema

La participación electoral en Venezuela tuvo una clara tendencia a la baja desde los inicios de los años 80 hasta inicios de la década pasada, cuando la participación comenzó a incrementarse, como registra Briceño (2009).

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

En este sentido, Alesina, A. & La Ferrara, E. (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 heterogeneidad implica menor participación. Para Venezuela, Pérez (2001) clasifica este tipo de afirmación bajo el enfoque sociológico de la participación electoral.

Orientados por la hipótesis de Alesina & La Ferrara, esta investigación pretende contrastar para el caso Venezolano si la desigualdad de ingresos a nivel municipal -como medida de heterogeneidad-, ha sido determinante en la participación electoral -como forma de participación ciudadana-.

## Importancia del tema

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), Putman (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 (Putman, 1993).

La participación ciudadana puede considerarse como el punto de partida del fortalecimiento político y desarrollo institucional de un país (Norris, 2002). 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.

## Justificación

En Venezuela no se ha constatado la realización de estudios que evalúen en qué medida la fragmentación social -que podría aproximarse en términos de la desigualdad de ingresos-, inhiba la participación ciudadana, en particular para comicios electorales.

Este trabajo pretende profundizar en este tema, sobre la base de algunos de los hallazgos de Briceño (2009). El estudio propone comprobar si la desigualdad de ingresos venezolana incide sobre la participación electoral del país a nivel municipal.

## Hipótesis

Hipótesis 1: Existe una relación entre desigualdad social y participación.

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

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

## Objetivos

- Contrastar el comportamiento de la participación ciudadana medida a través de los índices de abstención por municipios en los comicios presidenciales y regionales a partir del año 1998 hasta el año 2006.
- Calcular un Coeficiente de Gini por municipios para el año 2001 con data del censo del mismo año.<sup>1</sup>
- Explorar si existe una relación significativa entre las variables desigualdad de ingresos y participación electoral y evaluar su posible relación causal.

---

<sup>1</sup> El presente trabajo tuvo que replantearse el alcance inicial de trabajar con el Coeficiente Gini de desigualdad de ingresos para dos períodos en el tiempo -tanto 2001 como 2011- debido al vacío informativo de las cifras de ingresos por hogares para el año 2011 que propinó el Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

## Antecedentes

Briceño (2009) identifica algunas de las variables que explican los niveles de participación/abstención nacional y su rol como indicadores del funcionamiento del sistema político y legitimadores de la democracia. Entre ellas distingue variables individuales que “se relacionan con características propias de los electores, tanto socioeconómicas como actitudinales”. Encuentra para Venezuela una correlación positiva entre producto interno bruto per cápita y la participación electoral.

Entendiendo que una forma de participación ciudadana es la participación electoral, Briceño justifica el uso de la variable electoral como la mejor representación de la participación política en Venezuela. Establece que “la cultura de realización de elecciones se encuentra mucho más extendida e incorporada en el imaginario político de la población venezolana que cualquier otra forma de ejercicio de expresión de la voluntad popular y la democracia” (Briceño, 2009).

Alesina & La Ferrara, destacan que el papel que juega la participación ciudadana en la sociedad es determinante en la formación de grupos y el grado de interacción que tienen poblaciones heterogéneas. Resaltan lo relevante de la interacción y el intercambio de información entre los agentes de una economía, para así promover la eficiencia de los mercados que impulsan el crecimiento económico y el desarrollo de un país.

## MARCO TEÓRICO

El siguiente trabajo de investigación enfoca su estudio en torno a dos variables de histórica relevancia en el país: La desigualdad de ingresos, como forma de fragmentación social y su relación con 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. Seguidamente destacaremos los estudios más relevantes y pertinentes para el trabajo relativo a ambos conceptos, y evaluaremos otras variables a considerar, debido a su demostrada influencia sobre la desigualdad de ingresos y la participación electoral.

### ¿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. Mientras que 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” (Phelan & Fundación Escuela de Gerencia Social, 2006).

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” (Silava, 2010). López-Aranguren 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 (López, 2005).

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 desde 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.

## 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, Ferranti et al resalta como 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.

De igual forma el citado investigador hace hincapié en la persistencia que ha tenido la desigualdad latinoamericana a partir de la colonia, durante todos los procesos económicos/políticos intervencionistas, de sustitución de importaciones y de liberación de los mercados, hasta nuestros días. Acorde con el autor, las pasadas relaciones de profunda inequidad entre colonos europeos y subordinados se mantuvieron, fortaleciéndose en el tiempo debido a lo

arraigadas de las condiciones económicas y diferencias de poder concebidas desde su inicio.

Seguidamente el trabajo demuestra cómo más desigualdad se traduce en mayores niveles de pobreza y menor impacto de los esfuerzos económicos destinados a reducirla. El mismo señala entre los hallazgos más importantes la preponderancia de la desigualdad latinoamericana -en base a encuestas domiciliarias-, que “el 10% más rico de los individuos recibe entre el 40% y el 47% del ingreso total en la mayor parte de las sociedades latinoamericanas, mientras que el 20% más pobre, sólo recibe entre el 2% y el 4%” (Ferranti et al, 2003) como se expone en la tabla siguiente:

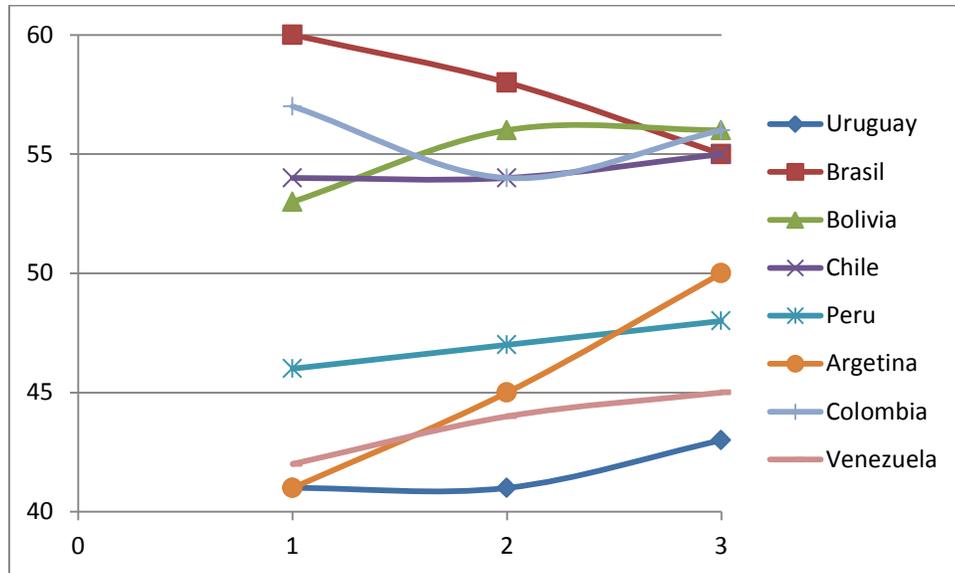
**Tabla 1 Indicadores de desigualdad para algunos países de América Latina, Estados Unidos e Italia.**

	<i>Coeficiente de Gini</i>	<i>Porcentaje del 10% superior en el ingreso total</i>	<i>Porcentaje del 20% inferior en el ingreso total</i>	<i>Relación entre los ingresos del décimo decil y el primer decil</i>
Brasil (2001)	59,0	47,2%	2,6%	54,4
Guatemala (2000)	58,3	46,8%	2,4%	63,3
Colombia (1999)	57,6	46,5%	2,7%	57,8
Chile (2000)	57,1	47,0%	3,4%	40,6
Mexico (2000)	54,6	43,1%	3,1%	45,0
Argentina (2000)	52,2	38,9%	3,1%	39,1
Jamaica (1999)	52,0	40,1%	3,4%	36,5
Republica Dominicana (1997)	49,7	38,6%	4,0%	28,4
Costa Rica (2000)	46,5	34,8%	4,2%	25,1
Uruguay (2000)	44,6	33,5%	4,8%	18,9
Estados Unidos (1997)	40,8	30,5%	5,2%	16,9
Italia (1998)	36,0	27,4%	6,0%	14,4

Fuente: Ferranti, et al (2003).

Gráficamente, se muestran las tendencias de los ingresos en América Latina entre principios de los años 90 y principios de 2000.

Tabla 2 Tendencias de los ingresos en América Latina en la década de 1990



Fuente: Ferranti, et al (2003).

Finalmente, Ferranti et al, subrayan la necesidad de incorporar la valoración de las desigualdades en educación, salud, suministro de agua, saneamiento, electricidad y telefonía, como variables claramente 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 90. 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 como lo son 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 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 estos indicadores no logran medir cambios en los aspectos antes mencionados en el tiempo, y adicionalmente, difieren inter-temporalmente entre sí. (Contreras D. & Gallegos S. 2007).

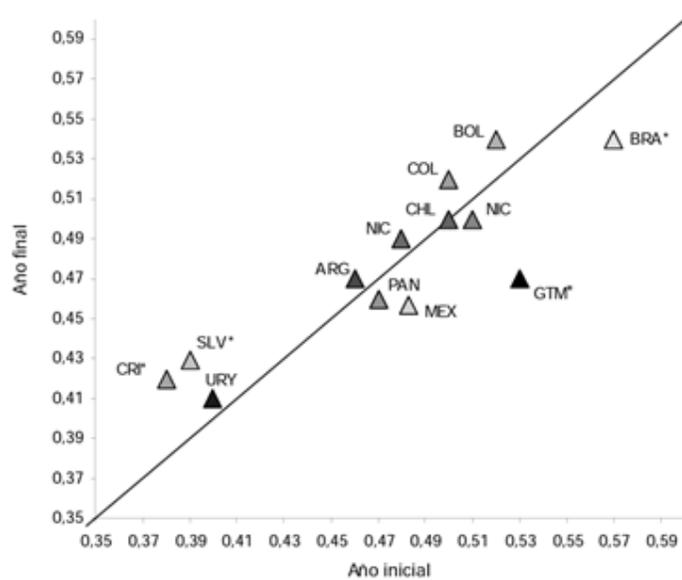
En el cuadro y gráfica siguiente el autor demuestra empíricamente la validez de sus argumentos para el periodo de estudio 1990-2000:

**Tabla 3 Comparación de indicadores de desigualdad**

País	Ingresos				Indicadores			
	Per capita		Del trabajo		Varianza LnW		Coeficiente de Gini	
	Inicial	Final	Inicial	Final	Inicial	Final	Inicial	Final
Argentina	992	752	1.308	967	0.44	0.43	0.46	0.47
Bolivia	743	875	1.465	1.589	0.76	0.83	0.52	0.54
Brasil	Pendiente	628	Pendiente	740	1.08	0.73	0.57	0.54
Chile	142.638	184.806	226.127	279.028	0.6	0.58	0.5	0.5
Colombia	466.154	457.903	639.924	683.57	0.84	0.6	0.5	0.52
Costa Rica	83.763	119.473	162.689	204.814	0.42	0.49	0.38	0.42
El Salvador	1.241	1.475	2.153	2.647	0.48	0.78	0.39	0.43
Guatemala	1.388	1.657	2.025	2.638	0.72	0.71	0.53	0.47
Honduras	2.489	2.195	5.304	3.946	0.72	0.73	0.51	0.5
México	3.017	3.844	4.63	5.831	0.69	0.73	0.48	0.46
Nicaragua	1.139	1.125	2.493	2.24	0.56	0.6	0.48	0.49
Panamá	251	349	447	609	0.52	0.56	0.47	0.46
Uruguay	5.086	5.729	6.203	7.33	0.48	0.65	0.4	0.41

Fuente: Contreras, D. & Gallegos, S. (2007).

**Tabla 4 Coeficiente de Gini en América Latina para la muestra ajustada**



Fuente: Contreras, D. & Gallegos, S. (2007).

## Desigualdad histórica en Venezuela

Resulta indispensable hacer una revisión detallada de cuál ha sido el comportamiento de la desigualdad de ingresos en Venezuela en las últimas décadas, para contextualizar de manera adecuada la situación actual del país.

El investigador Asdrúbal Baptista en su libro "Un buen número igual a una buena palabra" 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 como el 5% más pobre 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 5 Evolución de la participación en el ingreso total de la población venezolana para el período 1960-2000**

Años	5% más			5% más rico
	pobre	10%	20%	
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) mostraron en su publicación de “Distribución del Ingreso en Venezuela” del Banco Central, cómo a inicios de los años 90 el índice de Gini nacional pasa del valor de 0,351 a 0,413 para finales de la década/comienzos del nuevo siglo. En base a datos provenientes del Censo de Población, Fernández et al demuestran un visible aumento en la desigualdad de la población.

Directamente de información recogida del Instituto Nacional de Estadísticas de Venezuela (INE), se obtuvo la descripción de cómo vivían los venezolanos la desigualdad desde los años 90, hasta más de una década por delante.

Puntualmente, en una Síntesis Estadística de Pobreza e Indicadores de Desigualdad (2011), el INE verifica como para el año 1997, el 20% más rico de la población percibió el 53,6% del ingreso, porcentaje que en el año 2011 cayó al 44,8%, significando 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, llegando del 13,2% a 15,9%. De forma muy similar se registran los valores del 20% más pobre del país, los cuales en 1997 tomaron 4,1% de los ingresos nacionales y tan solo 5,7% para el año 2011, con un 1,6% de aumento.

Como fuese previamente señalado y desde una perspectiva más analítica, Rodríguez (2008) realiza un importante estudio alrededor los niveles de desigualdad en Venezuela para las últimas décadas, específicamente los períodos 1991-1998 y 1998-2006. El trabajo reseña una disminución en los

niveles de desigualdad entre ambos períodos, explicada por el incremento en el gasto social que impulsó la nueva administración de gobierno. El análisis se plantea entorno al modo en que se exponencia el alza en el gasto fiscal, donde argumenta que el aumento ocurre en términos absolutos más no relativos. Destaca que el Estado dispuso de más recursos para expandir su política fiscal gracias a la subida de los precios del petróleo, logrando disminuir la desigualdad en el país; sin embargo señala que el ratio Gasto Social/ PIB se mantuvo estable, entendiendo por ello que no hubo un reordenamiento significativo en las prioridades fiscales del gobierno, sino que producto de un boom petrolero se abultaron las mismas cuentas presupuestarias.

A continuación la descomposición del Gasto Social como porcentajes del Gasto Total de Rodríguez, 2008:

**Tabla 6 Descomposición del Gasto Social como porcentajes del Gasto Total**

Categoría	1991-1998	1999-2006
Educación	14,4%	16,0%
Salud	5,7%	5,4%
Vivienda	5,1%	3,7%
Educación, Salud y Vivienda	25,1%	25,1%
Desarrollo Social	5,6%	3,3%
Cultura y Comunicaciones	0,8%	0,7%
Ciencia y Tecnología	0,5%	0,7%
Seguridad Social	4,5%	9,9%
Todas las categorías	36,5%	39,7%

Fuente: Rodríguez, (2008).

Las conclusiones de la investigación de Rodríguez invitan a un análisis que escapa del objeto de esta investigación; sin embargo reviste especial interés reseñar su planteamiento según el cual, pese a todo lo publicitado, los niveles de desigualdad podrían haberse mejorado tan solo coyunturalmente y no estructuralmente respecto a los registrados en la década de los años 90.

Seguidamente se considera valioso incorporar una desagregación del Coeficiente Gini por espacios geográficos a nivel estatal para el año 2001 y contribuir de esa forma a detallar el comportamiento de Venezuela entorno a la desigualdad del país en el período de estudio.

A continuación se presenta un cuadro con el índice de Gini correspondiente a cada entidad para el año 2001.

Tabla 7 índice de Gini para cada Estado para el año 2001.

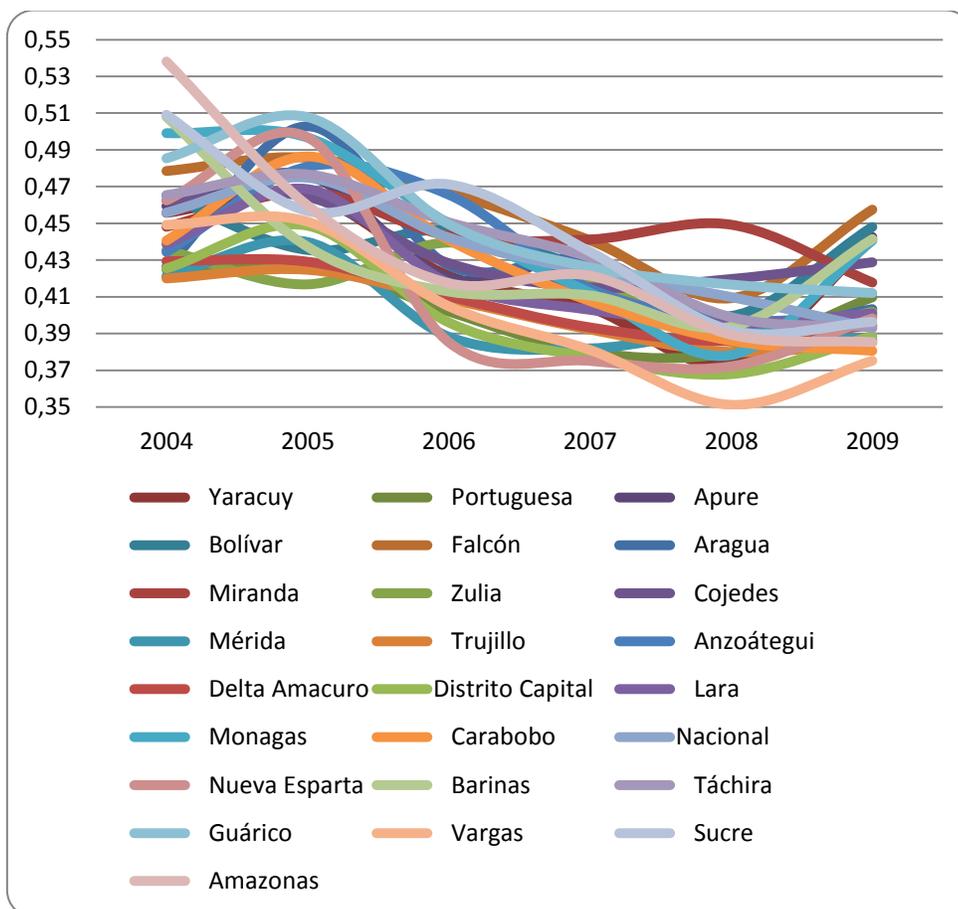
ESTADOS	GINI ESTADAL
DISTRITO	
CAPITAL	0,4560
AMAZONAS	0,4347
ANZOATEGUI	0,4712
APURE	0,3922
ARAGUA	0,3707
BARINAS	0,3801
BOLIVAR	0,4406
CARABOBO	0,3741
COJEDES	0,3709
DELTA AMACURO	0,4345
FALCON	0,3898
GUARICO	0,3849
LARA	0,3612
MERIDA	0,3613
MIRANDA	0,4506
MONAGAS	0,4616
NUEVA ESPARTA	0,3940
PORTUGUESA	0,3629
SUCRE	0,3949
TACHIRA	0,3451
TRUJILLO	0,3648
YARACUY	0,3540
ZULIA	0,3979
VARGAS	0,4063

Fuente: Censo 2001 (INE), cálculos propios.

Claramente se puede apreciar, cómo tras finalizar la difícil década de los 90, el país consigue de manera bastante homogénea altos niveles de desigualdad en todos los estados. Ello evidencia un mayor Gini en los estados con mayores recursos y número de habitantes que en los estados menos poblados y con menores ingresos.

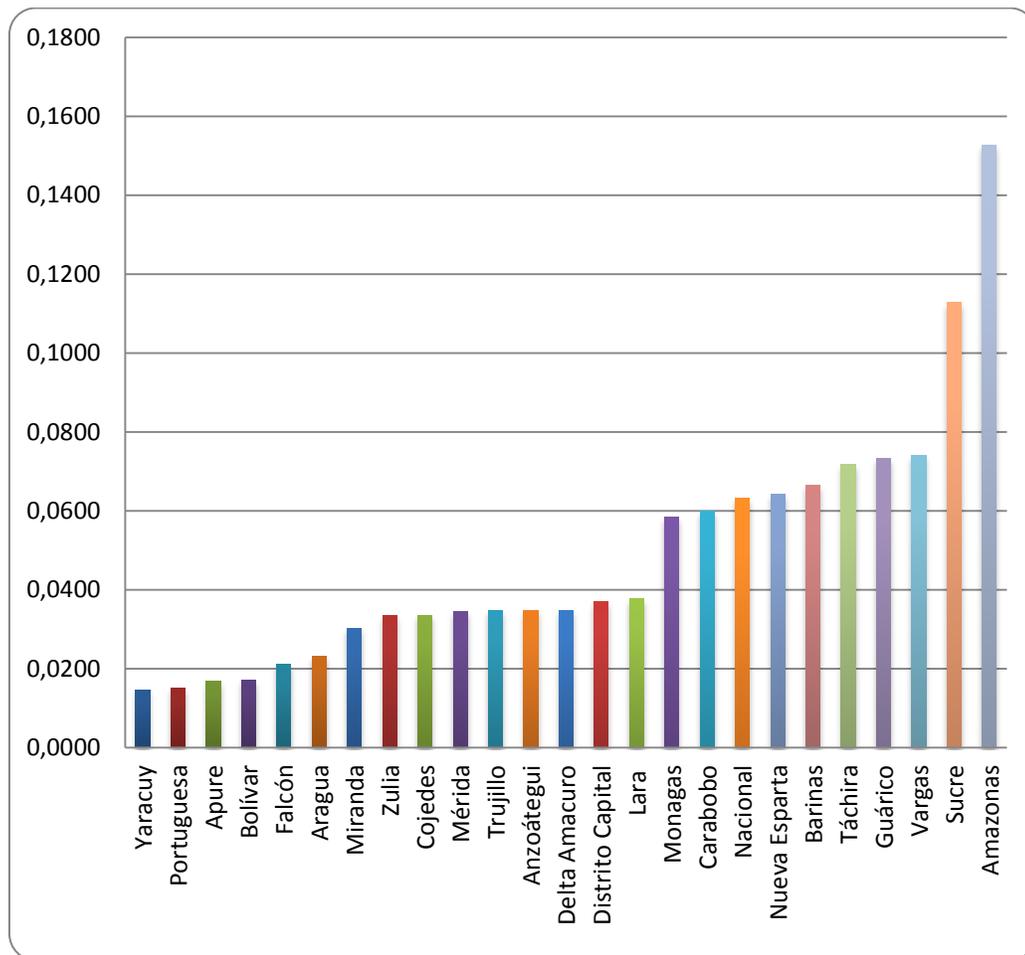
Más adelante, de acuerdo con la crisis económica sufrida en Venezuela a principios de siglo -asociada al paro petrolero en diciembre del año 2002- se registró en el país uno de los Coeficientes de Gini más altos de la historia. En los próximos gráficos se representa la evolución del índice de Gini desde el año 2004 hasta el 2009, y la disminución absoluta del indicador de desigualdad registrada en cada Estado en ese período.

Tabla 8 Evolución del Índice de Gini para el período 2004-2009



Fuente: INE y cálculos propios.

Tabla 9 Disminución absoluta del coeficiente de Gini de cada Estado (período 2004-2009)



Fuente: INE y cálculos propios.

Se destaca la disminución sostenida del indicador en el período antes mencionado. Este comportamiento se asume como respuesta a las distintas políticas implementadas por el Estado para reponer la economía del país - sumado al importante aumento del precio del barril de petróleo- que logró incrementar los fondos disponibles del Estado para gasto público tras haber nacionalizado la industria petrolera.

## 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. El investigador económico Goerlich en su trabajo presentado en 1998, comenta que existen distintas maneras o indicadores que miden la desigualdad además del índice de Gini (Goerlich, 1998). 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 (Goerlich, 1998). Explican que 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” (Goerlich, 1998).

Hay otros índices destacados por Gradín et al (2001) 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” (Gradín et al, 2001) 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.” Esto significa que la función de bienestar social sería cóncava, recogiendo la pérdida de bienestar social asociada a una distribución desigual de la renta.

Sin embargo, el estudio concluye con la afirmación de la preponderancia en el uso del índice 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.

## **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, 2007), para evaluar 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”, 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.

Destaca sin embargo que los incentivos a votar, en un marco de acción colectiva más o menos organizada, están ligados a las obligaciones y devociones del voto -considerado un deber por motivos morales- y un acto impulsado por la convicción en la posibilidad de incidir en los resultados como parte de un grupo social que se manifiesta en bloque.

En una nota muy parecida, otros estudios han resaltado teorías de orden psicológicas 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. Las principales conclusiones que generan los estudios de Boix, C. & Riba, C. (2000) radican en la atribución dada a las explicaciones sociológicas de participar en elecciones, 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 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, la Doctora en Ciencias Políticas Carmen Pérez Baralt, explica en su trabajo “Enfoques teóricos-metodológicos en el estudio de la participación electoral” por qué resulta que la participación ciudadana a través del sufragio representa la forma más extendida y frecuente de la participación política. El pasado argumento lo ratifica Briceño (2009) por lo incorporada que está la cultura electoral en el imaginario político del venezolano. En la práctica, Pérez (2006) 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” (Verba, Nie y Kim, 1978).

Carmen Pérez 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 (Pérez, 2006).

Para el caso de Venezuela, Pérez 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<sup>2</sup>. Adicionalmente, las deficiencias del Registro en su actualización como exclusión de fallecidos e inhabilitados políticamente, plantean serias dudas sobre su exactitud (Pérez, 2006).

---

<sup>2</sup> 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.

## Enfoques de la Participación Electoral en Venezuela

Más adelante, a partir de su definición, Pérez 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 cuadro conceptual definitivo para el caso de nuestro estudio, donde se destaca el marco sociológico como el más cercano 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 las 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” (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 Dòmenech (2007), 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, 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, C., 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 ejercer su derecho al voto.

### ¿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 Putman (1993) responsabilizan ese 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 E. (1958), en su trabajo de “The Moral Basis of a Backward Society”, resalta de modo inverso, 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, E., antes referido, subraya cómo en comunidades con pocos incentivos a la participación - tales a la estudiada- 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, E., 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, Robert Putman destaca en su libro “Bowling Alone” (2000), 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, Putman (2000) 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 Putman (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, Putman (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 la 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 Putman (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.

### ¿Qué influye sobre la participación?

En esta investigación, tratar de 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. 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 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 concluye contundentemente 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. Al respecto, existe numerosa evidencia de países donde la Pobreza por NBI se asocia con mayores niveles de participación a medida que ella disminuye. 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 (5) efectos explicados en el siguiente cuadro:

**Tabla 10 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 30 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 antes mencionado de Ferranti et al demuestra 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 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) 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 en su estudio de "La influencia de los medios en los procesos electorales desde la perspectiva de la sociología empírica", que una mayor exposición mediática a la población durante campañas electorales, afianza intereses personales y colectivos, aumentando el interés de participar en los procesos.

## 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 en "The Spirit Level: Why Equality is Better for Everyone" de Pickett & Wilkinson y "Participation in Heterogeneous Communities" de Alesina & La Ferrara, quienes señalan en la misma dirección que se comparte en la hipótesis de este trabajo.

Los escritores del libro "The Spirit Level: Why Equality is Better for Everyone", Pickett & Wilkinson (2010), hacen un riguroso estudio entorno 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, se encuentra en la vasta evidencia que recopilaron de fuentes oficiales de más de 23 países desarrollados, entorno a las consecuencias sociales de la desigualdad de ingresos. Sus conclusiones revelan cómo aquellas sociedades tales a Japón,

países Nórdicos y el Estado Americano de New Hampshire, resultan más exitosas con menores brechas de clases y por otro lado, cómo Portugal, Reino Unido y los EEUU les va mucho peor siendo más desiguales.

Por su parte, Alesina & La Ferrara 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, lo cual se traduce en una inclinación desproporcionada de los primeros a formar coaliciones y participar activamente en política, propende a privilegiar a los más afortunados 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.

## MARCO METODOLÓGICO

En el presente trabajo se construyeron tres regresiones basadas en un modelo de regresión lineal de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), para estimar la asociación de la desigualdad de ingresos con los niveles de abstención municipal. En el siguiente paso de cada regresión, se corrió un modelo de Mínimos Cuadrados en dos etapas para acercarse al potencial efecto causal entre desigualdad y participación, donde se intentó aislar la variación exógena de la desigualdad a través de variables instrumentales similares a aquellas sugeridas en los antecedentes.

La primera regresión tomó como referencia el modelo construido por Alesina & La Ferrara en su estudio de “Participation In Heterogenous Communities”, en donde se trabajó únicamente con aproximaciones a los controles e instrumentos empleados por los autores. En las siguientes regresiones (segunda y tercera) se introdujeron controles sociodemográficos relevantes obtenidos del Censo Poblacional de Viviendas, con la intención de refinar el modelo inicial.

## Base de Datos

Antes de construir las regresiones a evaluar, se debió cumplir con los primeros objetivos del trabajo de investigación de recabar toda la información relacionada con el presente proyecto. En ese sentido, se comenzó por consolidar la data disponible relativa a las dos principales variables de estudio - desigualdad y participación- para luego buscar todos los controles e instrumentos requeridos que fortalecieron la explicación y significancia del modelo desarrollado.

La unidad de análisis estudiada fueron los municipios -335 en toda Venezuela- con información de variables societales agregadas. La mayoría de los datos se obtuvieron del Censo de Población y Vivienda 2001 publicado por el Instituto Nacional de Estadística (INE) y del nivel de participación electoral en los comicios regionales y presidenciales -medidos por los niveles de abstención registrados- auditados por el Consejo Nacional Electoral (CNE) en el período 1998-2006.

En primer lugar, a partir de la información Censal de la página web del INE -<http://www.ine.gov.ve/>- se pretendió obtener los resultados de las encuestas por hogares llevadas a cabo en el año 2001. Inicialmente se dio prioridad a la ubicación de la variable de ingresos por hogares a nivel municipal -desagregado por bandas o deciles- para construir un índice Gini que indicara el

nivel de desigualdad de ingresos registrado por cada entidad, que consignara la variable explicativa del trabajo.

Por último para controlar el modelo, se prestó la mayor atención a la organización de aquellas variables recogidas del Censo Poblacional que más influencia pudieran ejercer sobre las variables dependiente e independiente del trabajo. Entre ellas estuvieron: los niveles de ingresos medios por hogares, la superficie de los municipios, el nivel de pobreza medido por NBI, la cantidad de hogares con televisor, el tipo de población y todas aquellas variables adicionales cuya relevancia se consideraron de elevada utilidad en el modelo económico.

De esta forma, aislando cualquier efecto exógeno que pudiera influir sobre el modelo, se pretendió comprobar en qué medida los individuos fueron a votar o se abstuvieron de hacerlo, específicamente en función al grado de integración/desintegración social latente en su entorno -medido a través de la desigualdad de ingresos- por la sencilla razón de formar parte de un grupo social con intereses en común. Mientras más marcadas estuvieron las diferencias entre las clases sociales, se intuía que habría una menor participación en comicios electorales. Es por ello que la escogencia del proceso electoral, la metodología para construir el índice Gini en base en los ingresos de los hogares registrados por deciles o bandas y la selección de variables para controlar e instrumentar al modelo, representaron el pilar de este trabajo.

Una vez obtenida y organizada toda la data relevante requerida para comprobar la hipótesis del trabajo, se corrieron todas las regresiones con el apoyo del paquete econométrico STATA.

### Variable Independiente

Para la definición de esta variable, el trabajo contó con un primer obstáculo que redujo el alcance originalmente planteado en cuanto al manejo de la data con la que se esperaba contar. Entre los primeros objetivos de recolección de información, se aspiraban recabar todas las cifras disponibles en los Censos de Población y Vivienda para los años 2001 y 2011, con especial atención a las variables de ingresos por hogares que permitieran construir el índice Gini, de forma que se contara con la variable independiente del modelo que contrastara su impacto contra la variable explicada. El Censo 2001 proporcionó toda la información pertinente para la investigación; sin embargo no ha existido -hasta la fecha de la elaboración de este trabajo- disponibilidad de la variable de ingresos por hogares para el Censo del año 2011, a pesar de ser este último Censo, el primero que ha contado con un registro automatizado para las Encuestas por Hogares.<sup>3</sup>

De esta forma, se debió replantear la propuesta de investigación para enfocarse específicamente en el uso del Censo Poblacional y de Viviendas del

---

<sup>3</sup> La inversión llevada a cabo por el INE en innovación tecnológica, permitió que se utilizaran formularios electrónicos gracias al uso de Dispositivos Móviles de Captura para el Censo 2011.

año 2001 y trabajar con datos de sección cruzada. Una vez extraídas todas las variables de utilidad para controlar el modelo -algunas de Alesina & La Ferrara y otras adicionales de teórica influencia-, se construyó el indicador de desigualdad basado en la información disponible de ingresos por hogares a nivel municipal, para finalmente contrastarlo contra la participación ciudadana en las elecciones más cercanas a la fecha del Censo que mayor relevancia tuvieran.

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 2001 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 11 Distribución de Ingresos por deciles y por bandas respectivamente

AREA # 0203	Autónomo Atures	AREA # 0203	Autónomo Atures
Categories	Counts	Categories	Counts
1 Decil	11412	Sin Ingreso	873
2 Decil	68	Hasta 75.000	637
3 Decil	21	75.001 - 100.000	468
4 Decil	11	100.001 - 150.000	1368
5 Decil	5	150.001 - 200.000	1325
6 Decil	6	200.001 - 350.000	2598
7 Decil	2	350.001 - 500.000	1773
8 Decil	4	500.001 - 650.000	959
<b>Total</b>	11529	650.001 - 800.000	710
		800.001 - 1.000.000	565
<b>Missing :</b>	1436	1.000.001 y más	1126
		No declarado	563
		<b>Total</b>	12965

Fuente: INE y cálculos propios.

En primer lugar se procedió a calcular el coeficiente de desigualdad ingresos por municipios utilizando la distribución de hogares por deciles con el apoyo de la siguiente fórmula de Gini para Excel:

$$= \{ \text{PROMEDIO}(\text{ABS}(\text{RV}-\text{TRANSPONER}(\text{RV}))/\text{PROMEDIO}(\text{RV})/2) \}$$

ABS= valor absoluto      RV= rango de valores

Para definir la precisión de la fórmula y la data, se contrastó el promedio de los indicadores construidos de todos los municipios contra el coeficiente Gini

país registrado por el INE en el mismo año. Los resultados fueron reveladores al demostrar una brecha de 0,14 puntos entre ambos valores, donde el promedio generado en base a los coeficientes de desigualdad de ingresos municipales por deciles alcanzó 0,55, mientras que el Gini país se ubicó en 0,41. Se podría interpretar que la disimilitud se debió a la omisión de información relevante en el despliegue de las variables de ingresos por deciles. En principio no todos los municipios contaron con número de personas en cada categoría, con un sesgo importante hacia los primeros dos deciles, donde se concentraba el 98% de la distribución total.

La evaluación conllevó a un nuevo cálculo de la variable independiente del modelo en base a la distribución de ingresos de hogares por bandas de cada municipio. La ventaja que presenta el uso de la nueva data 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 del Ing. González Byron "Cálculo del Índice de Gini" (2006), fue la siguiente:

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

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 en el programa Excel, con una tabla por cada uno de los 335 municipios que constó de once (11) filas - correspondiente a las diez bandas más la categoría de cero (0) ingresos- y ocho (8) columnas:

- 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)  $p-q$

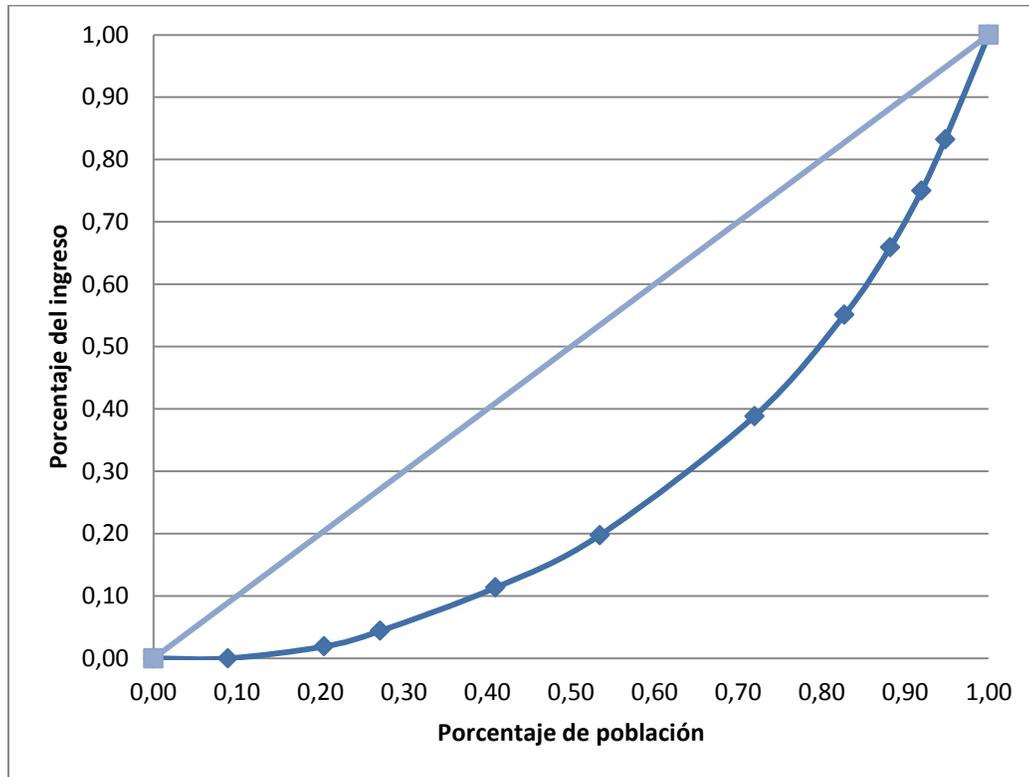
Las primeras dos columnas correspondientes al promedio de la banda de ingresos y al número de habitantes por municipio, fueron datos del Censo. A partir de allí, la tercera columna contabilizó el acumulado de la población por

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.

Finalmente el coeficiente de Gini se obtuvo realizando una división entre la sumatoria de la columna 8 ( $p-q$ ) y la sumatoria de la columna 6 ( $p$ ), aplicada a los 335 municipios del país.

Con el nuevo valor de Gini obtenido para cada municipio, también 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 se ubicó en 0,39 -a tan solo 0,02 puntos de distancia del coeficiente de 0,41 que indicó el INE- respaldando la fortaleza y validez de la metodología empleada para calcular el “GINIBANDAS” del modelo. De esta forma se definió la variable explicativa a utilizar en el transcurso del trabajo. El siguiente cuadro demuestra la Curva de Lorenz a nivel país construida en base a la información del coeficiente de Gini para el año 2001.

Tabla 12 Curva de Lorenz para el año 2001



Fuente: INE y cálculos propios.

La forma de la curva de Lorenz enseña la alta desigualdad presente en Venezuela para el año 2001, distinguida en el área comprendida entre la bisectriz del cuadrado principal y la curva. El 53% de la población únicamente recoge el 20% del ingreso del país, mientras que 17% de los habitantes acumula el 45% del ingreso total; en otras palabras, menos del 20% más rico del país concentra casi la mitad de los ingresos totales en Venezuela para el año 2001, demostrando que hubo una distribución inequitativa de los recursos.

## Variable Dependiente

Como variable foco de este estudio, se prestó especial atención a aquellas elecciones más cercanas al censo utilizado en el trabajo y cuya naturaleza fuera la más justificable de contrastar como variable dependiente. La teoría recomendó utilizar elecciones concurrentes a la hora de evaluar variables sociales agregadas (Briceño, 2009); sin embargo, se consideró dentro de ese argumento los comicios menos recargados de factores políticos y sociales coyunturales, que pudieran influir sobre el efecto neto deseado capturar de la desigualdad de ingresos sobre la participación electoral -medida a través de la abstención-. Algunos de estos factores fueron nombrados por Boix & Riba, como atípicas inversiones de recursos electorales, injerencias de instituciones político-electorales y movilizaciones estratégicas de candidatos, medios de comunicación y organizaciones intermedias.

En el ejercicio para distinguir cual sería la elección más apropiada para el trabajo, se evaluaron todos los procesos electorales de forma aislada, para contrastar la significancia y consistencia del índice de abstención por municipio -como variable dependiente- que ofreciera cada comicio. Se tomaron en cuenta las presidenciales del año 1998, las siguientes presidenciales del año 2000, las regionales del año 2004 y las presidenciales que siguieron del año 2006. Igualmente se trabajó con el promedio de abstención de los cuatro (4) períodos electorales para evaluar el efecto del Gini sobre la media participativa. La abstención municipal que más se justificó utilizar fue la correspondiente a las elecciones presidenciales del año 1998 por múltiples razones.

Partiendo de las recomendaciones de Briceño (2009) de trabajar con procesos de alta concurrencia electoral para el manejo de variables societales, se consideró pertinente descartar elecciones regionales como las contempladas del año 2004, 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 lo 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.

Luego de esa reflexión, se contemplaron las características contextuales de la situación política en cada proceso electoral, para considerar elegir la variable dependiente que menor influencia tuviera de factores coyunturales, ajenos al efecto que se deseaba capturar de la variable explicativa.

Las elecciones presidenciales del año 2000, tuvieron una ventaja respecto a las demás elecciones 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 7.15% más de abstención que en las elecciones del año 1998 dos años atrás.<sup>4</sup>

Las elecciones presidenciales del año 1998 -respecto a las del año 2000 y el 2006- resultaron las más adecuadas para utilizar en el trabajo, por ser las más cercanas al último período de relativa estabilidad política en el país, contar con el mayor equilibrio de poder entre partidos y tener la menor influencia en campaña de recursos del Estado a favor de alguna propuesta de Gobierno, que

---

<sup>4</sup> 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 43.7%.

alterara o incidiera de forma significativa en el comportamiento participativo-electoral de los individuos.

Igualmente, la mayoría de los análisis entorno al comportamiento abstencionista de una población, buscan considerarse en sociedades con mínimos supuestos democráticos, alejados de la crisis política. En ese sentido, numerosos autores consideran que a partir del año 2004, la polarización y el conflicto político en Venezuela, desbordan al conflicto social. Por ello, las elecciones del año 1998 pueden considerarse como lo últimos comicios donde se lograron canalizar los conflictos sociales, en los cuales había una sociedad en cambio democrático; no obstante, en lo sucesivo se puede dudar de ello.

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-.

De igual forma, se evaluó la significancia que registraba el GINIBANDAS contra los índices de abstención de los cuatro (4) comicios y su promedio, donde se ratificó que la abstención de los comicios presidenciales del año 1998 (ABS\_P\_98) es una variable adecuada y muy bien explicada por la desigualdad de ingresos del país para el año 2001. A diferencia de todos los demás procesos electorales, las elecciones del año 2000 fueron las únicas que

presentaron un valor significativo en su explicación por parte del GINIBANDAS - aparte de las respectivas del año 1998-; sin embargo con el respaldo teórico que desacredita y no justifica su provecho, queda descartada del modelo.

A continuación, se muestra el Output de STATA con el contraste de las diferentes elecciones contra el GINIBANDAS del año 2001:

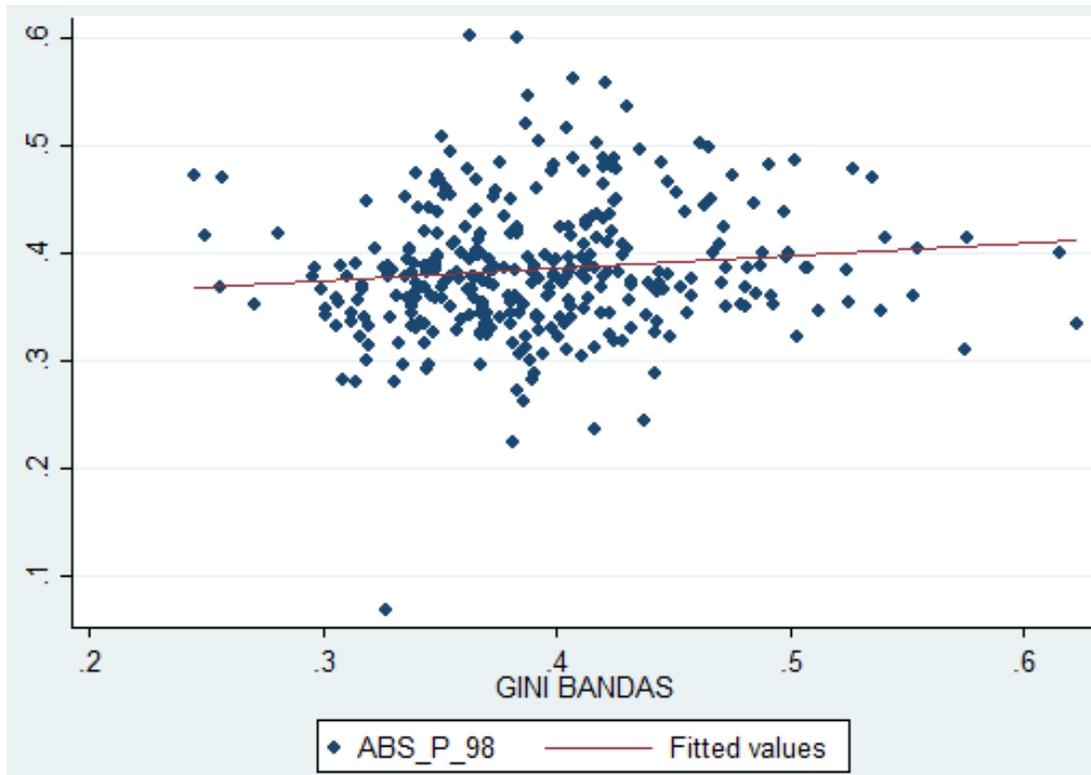
**Tabla 13 Contraste entre los procesos democráticos nacionales y regionales con el índice de Gini por municipio para el período 1998-2006.**

	(1) ABS_P_98	(2) ABS_P_00	(3) ABS_P_04	(4) ABS_P_06	(5) ABS_PROMEDIO
GINIBANDAS	0.116* (2.08)	0.135* (2.20)	-0.0154 (-0.15)	-0.0243 (-0.57)	0.0527 (1.42)
_cons	0.340*** (15.38)	0.355*** (14.62)	0.469*** (11.53)	0.277*** (16.52)	0.360*** (24.38)
N	335	335	335	335	335

t statistics in parentheses  
 \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

Una vez definida la variable dependiente (ABS\_P\_98) que se utilizó en el modelo, se adelantó una primera lectura entre la relación que se esperaba tener entre la variable independiente (GINIBANDAS) y los niveles de participación registrados a nivel municipal en todo el país, mediante la construcción de un diagrama de dispersión (nube de puntos). A continuación la representación gráfica de la distribución bidimensional:

Tabla 14 Representación grafica de Abstención y coeficiente de Gini por municipios.



Fuente: INE, cálculos propios

La forma que arrojó la nube de puntos anticipó los resultados que se buscaron desde el planteamiento inicial de la hipótesis de este estudio, entorno a la asociación de la desigualdad de social con la participación ciudadana. De esta manera se pudo observar como los municipios con mayores niveles de desigualdad de ingresos tendían a representar los mayores niveles de abstención, bajo la representación gráfica de una simple regresión entre las variables explicada y explicativa del trabajo.

## Variables de Control

Una vez recopilada toda la información primaria de la Encuesta de Hogares 2001 y los comicios electorales de los años 1998, 2000, 2004 y 2006, se buscó extraer y construir variables de control similares a las utilizadas por Alesina & La Ferrara, junto con aquellas que pudieran refinar el modelo -en la segunda y tercera regresión- 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\_B~97) 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 (ING\_MEDIO\_CUAD) 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, indicando que la participación electoral se incrementa a tasa

decreciente a medida que se elevan los ingresos medios de los hogares. 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. A medida que 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.

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, 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 del Censo 2001 -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%<sup>5</sup>, 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.

---

<sup>5</sup> Índice de Urbanización de 0,424/1

Por último, se probó de variable de control la tenencia de televisor en los hogares por municipio, como 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 respaldo teórico y la suficiente significancia para explicar la participación, como para incorporarla en la tercera y última regresión del presente trabajo.

## **Modelo base y Prueba de Endogeneidad**

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 a partir de la información obtenida del Censo Poblacional 2001- 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.

Una de las primeras variables que se utilizó fue los niveles de ingresos medios a nivel municipal. Se evaluó la significancia de su relación con la variable dependiente e independiente del modelo y se determinó que no hizo falta buscar controlar por una alternativa como lo es la Pobreza medida por NBI, dada la similitud del efecto que ejercen sobre la abstención. De igual forma, al contrastar la variable de Pobreza por NBI contra las variables dependiente e independiente, se observó que la misma sacaba de significancia a la variable independiente como explicativa de la abstención, por lo que dejó de ser considerada en la regresión.

La única variable de control que se descartó a priori fue la superficie de cada sub-territorio estudiado, por falta de literatura que justificara su contribución y el modo en que Alesina & La Ferrara rechazaron la significancia de la misma. La variable se incorporó por los autores para evaluar la influencia del tamaño de los Estados sobre la propensión a reunirse, interactuar y participar en eventos sociales de los individuos. Se esperó que a medida que más reducidos fueran los Estados en tamaño, los costos de trasladarse se reducirían, por lo que aumentarían los niveles de participación; sin embargo no lograron corroborarlo.

Luego de evaluar los resultados de la primera regresión, estudiar la significancia de cada variable 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 rechazar 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.

Alesina & La Ferrara en su caso de estudio consideraron el potencial problema de endogeneidad por el efecto reductivo que podrían generar altos niveles de participación sobre la desigualdad de ingresos, por el incremento de información disponible, opciones y oportunidades. También asoman potencial

bidireccionalidad en la relación de las principales variables de estudio, por el hecho que comunidades más participativas podrían ser más propensas a tener políticas redistributivas. De esta forma prueban regresiones con tres potenciales variables instrumentales que se relacionan fuertemente con la variable independiente, más no se vinculan con la variable dependiente -sino a través de la independiente-. En el presente trabajo, se intentó probar la fortaleza de dos de ellas, que potencialmente pudieran verificar y corregir la posible endogeneidad:

La primera variable identificada por Alesina & La Ferrara fue el número de municipios y ayuntamientos definidos por Estado en el momento de concebirse su ordenamiento territorial. Los autores la consideraron exógena a la participación ciudadana -décadas más adelante- pero fuertemente relacionada con el grado de desigualdad de ingresos, por la probabilidad que más municipios y ayuntamientos por estado implicarían significativas diferencias en políticas, provisiones de bienes públicos y niveles de ingresos entre ellos. Para el presente trabajo se intentó afirmar similarmente que elevados números de parroquias por municipios -concebidas en la división territorial Venezolana-, pudieron generar significativas diferencias en políticas, provisiones de bienes públicos y niveles de ingresos entre las alcaldías, donde el número de parroquias no se asociaría de ninguna manera con el índice de participación electoral en el país décadas más adelante.

La segunda de las variables la representó el porcentaje de la fuerza laboral empleada en el sector manufactura, por ser exógena a la participación -exceptuando la participación sindical-, pero influyente en los índices de desigualdad. En Venezuela se evaluó utilizar como proxy la Estructura

Poblacional Activa, (EPA), por municipio que ofreció el Censo Poblacional, cuya relación con la participación electoral resulta poco evidente, pero con clara influencia sobre la distribución de ingresos. Más ciudadanos activos -en particular económicamente activos- deberían recibir más remuneraciones alterando las distribuciones de ingresos de la sociedad. En contraste, aquellos municipios que posean una EPA muy baja, pueden presentar mayores niveles de desigualdad, ya que los pocos ciudadanos que perciban ingresos concentrarían la mayor proporción de la riqueza.

La última variable instrumental de referencia fue el porcentaje de ingresos fiscales reportados por transferencias intergubernamentales a cada Estado, por su influencia en los niveles de desigualdad, y su poca relación con los niveles de participación; sin embargo, el instrumento es calificado como imperfecto por los autores del trabajo y descartado en el caso Venezolano, ya que los situados constitucionales para las Administraciones de cada municipio - la variable equivalente en Venezuela- no representan sus únicas formas de ingreso y tienen una importante carga política que descalifica la significancia de su relación con la desigualdad de ingresos.

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 -teóricamente justificadas- 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 la segunda y tercera regresión.

## RESULTADOS

### Primera regresión

Tomando como de 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\_B-97 e ING\_MEDIO\_CUAD).

Tabla 15 Modelo Base

. reg ABS_P_98 GINIBANDAS ING_HOG_BASE97 ING_MEDIO_CUAD						
Source	SS	df	MS	Number of obs = 335		
Model	.194421326	3	.064807109	F( 3, 331) = 20.21		
Residual	1.06152481	331	.003207024	Prob > F = 0.0000		
Total	1.25594613	334	.003760318	R-squared = 0.1548		
				Adj R-squared = 0.1471		
				Root MSE = .05663		
ABS_P_98	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
GINIBANDAS	.2237285	.0538275	4.16	0.000	.1178415	.3296156
ING_HOG_BASE97	-.0000209	5.81e-06	-3.59	0.000	-.0000323	-9.43e-06
ING_MEDIO_CUAD	5.16e-10	4.29e-10	1.20	0.229	-3.27e-10	1.36e-09
_cons	.3677124	.0232033	15.85	0.000	.3220678	.413357

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\_B~97 al 1% y los ING\_MEDIO\_CUAD superior al 10% de confianza. Demostrando que la participación municipal se incrementa a tasa decreciente a medida que se elevan los ingresos por hogares.

Acto seguido, 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 de 2SLS o mínimos cuadrados en dos etapas (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 (4) pasos<sup>6</sup>, o de modo simultáneo con la ayuda del comando <ivreg2> que ofrece el Software. El comando <ivreg2> corre todas las etapas necesarias 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. En este sentido, se utilizó el comando ivreg2 de STATA introduciendo dos posibles variables instrumentales: Número de parroquias por municipio y la estructura poblacional activa por municipio (ESTRUCT\_POB\_ACT)-.

El instrumento que resultó válido y significativo fue la estructura poblacional activa por municipio, al comprobar su elevada significancia contra la

---

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

variable independiente con una confianza del 1% y su poca relación directa contra la variable explicada. Por el contrario, la posible 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 al arrojar un valor de 8.02 -el cual debe ser superior de 10- resultó lo suficientemente robusto como para ser tomado en cuenta.

Seguidamente se muestran los comandos utilizados en el programa:

```
< ivreg2 ABS_P_98 (GINIBANDAS= TOTAL_PARR) ING_HOG_BASE97  
ING_MEDIO_CUAD, first >
```

Table 16 Modelo base con Total Parroquias como VI

```

First-stage regression of GINIBANDAS:

OLS estimation
-----

Estimates efficient for homoskedasticity only
Statistics consistent for homoskedasticity only

                                Number of obs =      335
                                F( 3, 331) =      4.93
                                Prob > F      =      0.0023
Total (centered) SS      = 1.203049129      Centered R2 =      0.0799
Total (uncentered) SS  = 52.7716682      Uncentered R2 =      0.9790
Residual SS            = 1.106911792      Root MSE   =      .05783

-----

```

GINIBANDAS	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ING_HOG_BASE97	.0000224	5.91e-06	3.80	0.000	.0000108	.000034
INGMEDIO_C	-1.05e-09	4.41e-10	-2.38	0.018	-1.91e-09	-1.81e-10
TOTAL_PARR	-.0001151	.0011645	-0.10	0.921	-.0024059	.0021757
_cons	.3255666	.0155734	20.91	0.000	.2949314	.3562018

```

-----
Included instruments:  ING_HOG_BASE97  INGMEDIO_C  TOTAL_PARR

-----
Partial R-squared of excluded instruments:  0.0000
Test of excluded instruments:
F( 1, 331) = 0.01
Prob > F    = 0.9213

```

```

< ivreg2 ABS_P_98 (GINIBANDAS= ESTRUCT_POB_ACT)
ING_HOG_BASE97 ING_MEDIO_CUAD, first >

```

Tabla 17 Modelo base con Estructura Poblacional Activa como VI

```

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             = 1.080758581

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

GINIBANDAS
-----

```

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

```

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 0.9735. El aumento drástico en el coeficiente de la variable independiente resultó similar al reportado por Alesina & La Ferrara, 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.

Para ratificar la corrección del problema de endogeneidad que permitió el instrumento utilizado, se corrió el siguiente comando en el programa de STATA:

< ivendog GINIBANDAS >

Tabla 18 Prueba de Endogeneidad con Estructura Poblacional Activa como VI

```
. 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
```

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 contundentemente que mayores niveles de abstención en el año 1998 se asocian con mayores niveles de desigualdad intramunicipal observados en el año 2001; 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.

## Segunda regresión

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), dio indicios de la mejora del modelo.

Tabla 19 Modelo Base 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

Nuevamente se consideró el problema de potencial endogeneidad del Gini. Para corroborar este problema se realizó una regresión con variables instrumentales mediante el comando `ivreg2` de Stata. Una vez más 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, contra un valor de 0.01 de la variable total de parroquias por municipio (`TOTAL_PARR`).

Los comandos utilizados en el programa fueron los siguientes:

```
< ivreg2 ABS_P_98 (GINIBANDAS= TOTAL_PARR) ING_HOG_BASE97
ING_MEDIO_CUAD INDICE_URB, first >
```

Tabla 20 Modelo base con Índice de Urbanización como primer control y Total Parroquias como VI

```

First-stage regression of GINIBANDAS:

OLS estimation
-----

Estimates efficient for homoskedasticity only
Statistics consistent for homoskedasticity only

                                     Number of obs =      335
                                     F( 4, 330) =      4.70
                                     Prob > F      =      0.0011
Total (centered) SS      = 1.203049129      Centered R2      =      0.0907
Total (uncentered) SS  = 52.7716682      Uncentered R2    =      0.9793
Residual SS            = 1.093948934      Root MSE        =      .05758

-----

```

GINIBANDAS	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ING_HOG_BASE97	.0000268	6.28e-06	4.26	0.000	.0000144	.0000391
INGMEDIO_C	-1.27e-09	4.53e-10	-2.81	0.005	-2.16e-09	-3.81e-10
INDICE_URB	-.0186477	.0094301	-1.98	0.049	-.0371983	-.000097
TOTAL_PARR	-.0001062	.0011594	-0.09	0.927	-.002387	.0021747
_cons	.3257731	.0155057	21.01	0.000	.2952707	.3562756

```

-----
Included instruments:  ING_HOG_BASE97  INGMEDIO_C  INDICE_URB  TOTAL_PARR

-----
Partial R-squared of excluded instruments:  0.0000
Test of excluded instruments:
F( 1, 330) = 0.01
Prob > F    = 0.9271

```

```

< ivreg2 ABS_P_98 (GINIBANDAS= ESTRUCT_POB_ACT)
ING_HOG_BASE97 ING_MEDIO_CUAD INDICE_URB, first >

```

Tabla 21 Modelo Base con Índice de Urbanización como primer control y Estructura Poblacional Activa como VI

```

First-stage regression of GINIBANDAS:

OLS estimation
-----

Estimates efficient for homoskedasticity only
Statistics consistent for homoskedasticity only

Number of obs =      335
F( 4, 330) =      6.44
Prob > F      =      0.0001
Centered R2   =      0.1084
Uncentered R2 =      0.9797
Root MSE     =      .05701

Total (centered) SS   = 1.203049129
Total (uncentered) SS = 52.7716682
Residual SS          = 1.072585836

GINIBANDAS
```

GINIBANDAS	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ING_HOG_BASE97	.0000235	6.25e-06	3.76	0.000	.0000112 .0000358
INGMEDIO_C	-8.93e-10	4.66e-10	-1.92	0.056	-1.81e-09 2.41e-11
INDICE_URB	-.0149795	.0094465	-1.59	0.114	-.0335625 .0036035
ESTRUCT_POB_ACT	-.0014999	.0005847	-2.57	0.011	-.00265 -.0003498
_cons	.3975877	.0319435	12.45	0.000	.3347492 .4604262

```

Included instruments:  ING_HOG_BASE97  INGMEDIO_C  INDICE_URB  ESTRUCT_POB_ACT

Partial R-squared of excluded instruments:  0.0196
Test of excluded instruments:
F( 1, 330) = 6.58
Prob > F    = 0.0107

```

Apresiasi 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.

Para ratificar la corrección del problema de endogeneidad que permitió el instrumento utilizado, se corrió el siguiente comando en el software de STATA:

```
< ivendog GINIBANDAS >
```

Tabla 22 Prueba Endogeneidad con Estructura Poblacional Activa como VI

```
. 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
```

Con una significancia del 9,108% 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.

## Tercera regresión

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 podría concluir el haberse logrado obtener una muy 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- .

Tabla 23 Modelo Base

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

Source	SS	df	MS			
Model	.29338373	5	.058676746	Number of obs =	335	
Residual	.962562404	329	.002925722	F( 5, 329) =	20.06	
Total	1.25594613	334	.003760318	Prob > F =	0.0000	
				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

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 2SLS mediante el comando ivreg2 de Stata 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 1.74. Por su

parte, el total de parroquias demostró no tener ninguna relación con la variable independiente.

Los comandos utilizados fueron los siguientes:

```
< ivreg2 ABS_P_98 (GINIBANDAS= TOTAL_PARR) ING_HOG_BASE97  
ING_MEDIO_CUAD INDICE_URB TELEVISOR, first >
```

Tabla 24 Modelo base con ambos controles y Total Parroquias como VI

```

First-stage regression of GINIBANDAS:

OLS estimation
-----

Estimates efficient for homoskedasticity only
Statistics consistent for homoskedasticity only

Number of obs =      335
F( 5, 329) =      8.81
Prob > F      =      0.0000
Centered R2   =      0.1523
Uncentered R2 =      0.9807
Root MSE     =      .05567

Total (centered) SS   = 1.203049129
Total (uncentered) SS = 52.7716682
Residual SS          = 1.019771646

GINIBANDAS
-----

```

GINIBANDAS	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ING_HOG_BASE97	.0000388	6.55e-06	5.92	0.000	.0000259	.0000516
INGMEDIO_C	-1.86e-09	4.55e-10	-4.10	0.000	-2.76e-09	-9.70e-10
INDICE_URB	-.0022644	.0097141	-0.23	0.816	-.0213741	.0168452
TELEVISOR	-.1542345	.0315282	-4.89	0.000	-.2162569	-.0922122
TOTAL_PARR	-.0002758	.0011217	-0.25	0.806	-.0024824	.0019307
_cons	.405839	.0221964	18.28	0.000	.3621743	.4495037

```

-----
Included instruments:  ING_HOG_BASE97  INGMEDIO_C  INDICE_URB  TELEVISOR  TOTAL_PARR

Partial R-squared of excluded instruments:  0.0002
Test of excluded instruments:
F( 1, 329) = 0.06
Prob > F = 0.8059

```

< ivreg2 ABS\_P\_98 (GINIBANDAS= ESTRUCT\_POB\_ACT)  
 ING\_HOG\_BASE97 ING\_MEDIO\_CUAD INDICE\_URB TELEVISOR, first >

Tabla 25 Modelo base con ambos controles y Estructura Poblacional Activa como VI

```

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            = 1.014643564

Number of obs =      335
F( 4, 330) =     11.52
Prob > F      =     0.0000
Centered R2   =     0.1566
Uncentered R2 =     0.9808
Root MSE     =     .05545

-----

```

GINIBANDAS	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ING_HOG_BASE97	.0000357	6.60e-06	5.41	0.000	.0000227	.0000487
INGMEDIO_C	-1.59e-09	4.77e-10	-3.34	0.001	-2.53e-09	-6.55e-10
TELEVISOR	-.1437198	.0309932	-4.64	0.000	-.204689	-.0827507
ESTRUCT_POB_ACT	-.000079	.0005912	-1.34	0.182	-.0019531	.0003731
_cons	.4380078	.0316599	13.83	0.000	.3757272	.5002884

```

-----
Included instruments:  ING_HOG_BASE97  INGMEDIO_C  TELEVISOR  ESTRUCT_POB_ACT

-----
Partial R-squared of excluded instruments:   0.0054
Test of excluded instruments:
F( 1, 330) =    1.79
Prob > F    =    0.1824

```

Evaluando la segunda etapa de la prueba -con ESTRUCT\_POB\_ACT- se evidencia un incremento del coeficiente de GINIBANDAS a 0.65; 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 responde a la presencia de causalidad inversa en la explicación del modelo.

Para probar si de igual forma se pudo corregir el problema de endogeneidad, se corrió el siguiente comando en el programa de STATA:

```
<   ivendog GINIBANDAS >
```

Tabla 26 Prueba de Endogeneidad al modelo base con ambos controles y Estructura Poblacional Activa como VI

```
. 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
```

Con una significancia del 49,12% 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.

Por último, a modo de colocar en perspectiva las tres regresiones evaluadas en este trabajo, vale la pena presentar un resumen del desarrollo

llevado a cabo en Stata que contrasta todos los Outputs de los Mínimos Cuadrados Ordinarios consignados:

Tabla 27 Contraste de las tres regresiones

	(1)	(2)	(3)
GINIBANDAS	0.224*** (4.16)	0.201*** (3.80)	0.143** (2.66)
ING_HOG_B~97	-0.0000209*** (-3.60)	-0.0000121* (-1.97)	-0.000000250 (-0.04)
INGMEDIO_C	5.20e-10 (1.21)	6.39e-11 (0.15)	-5.13e-10 (-1.15)
INDICE_URB		-0.0358*** (-3.92)	-0.0227* (-2.40)
TELEVISOR			-0.133*** (-4.21)
_cons	0.368*** (15.85)	0.376*** (16.47)	0.464*** (15.17)
N	335	335	335
rank	3	4	5
r2	0.155	0.192	0.234
r2_a	0.147	0.183	0.222
bic	-959.6	-969.0	-980.8
aic	-971.1	-984.3	-999.8

t statistics in parentheses  
 \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

## CONCLUSIONES

Analizados los resultados del modelo, el estudio demostró que en el caso venezolano, comunidades más heterogéneas tienden a ser menos participativas.

A lo largo de la investigación se logró trabajar con variables que en esencia representaron la participación y desigualdad ciudadana<sup>7</sup>; de esta forma, se pudo llegar a la conclusión que con buena significancia, racionalidad y sustento teórico, los municipios menos participativos en el año 1998, en su forma de expresión más pura, son aquellos en promedio más marcados por las desigualdades de clases registradas en el año 2001<sup>8</sup>.

Resultó muy valioso colocar la desigualdad social como un tópico a ser abordado por la discusión colectiva, la planificación y la política económica en toda municipalidad, comunidad o sector del país. Su justificación radica en el potencial efecto multiplicativo que afrontar el problema de la desigualdad social genera sobre los niveles de participación, interacción social, intercambio de

---

<sup>7</sup> Orientados por el modelo del trabajo de "Participation in Heterogenous Communities" de Alesina & La Ferrara.

<sup>8</sup> Tomando en cuenta la brecha de tres años entre ambos sets de data, se considera que el análisis no pierde validez dado que las desigualdades no son volátiles en el corto plazo. En ese sentido, es poco probable que hayan cambiado de forma drástica entre 1998 y 2000.

información y formación de grupos, acrecentando así el capital social e impulsando el crecimiento económico y desarrollo.

Las implicaciones de estas conclusiones ocupan todos los campos de la política económica y social de la Venezuela de hoy. Si mayores niveles de desigualdad significan mayores niveles de abstención, se hace evidente la imposibilidad de construir redes virtuosas en comunidades más fragmentadas. En ese sentido, este trabajo destaca una profunda debilidad que tienen tanto el Estado como la desigual sociedad venezolana: al no tener la capacidad de conjugar suficientes políticas que fortalezcan la clase media, con los debidos esfuerzos de organización colectiva, se dificulta aún más el potenciar el bienestar económico y social del país, actualmente con significativos obstáculos para el desarrollo.

La desigualdad social es un fenómeno que evoluciona en detrimento del capital social de Venezuela, tanto de forma directa como a través de la disminución de la participación ciudadana. Es por ello, que espacios con mayores conflictos y menos capital social e interacción deben ser objetivos de estudio y trabajo político, si se desea en algún momento revertir la crítica situación de subdesarrollo que atravesamos como nación.

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 otro lado, 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 difícil tarea de dirigir políticas efectivas en satisfacer las necesidades de toda la población, por falta de homogeneidad en las problemáticas de cada clase.

En este sentido, los liderazgos, asociaciones civiles y partidos políticos deben avocarse a la tarea de manejar la compleja realidad, que exige la reconstrucción de una fuerte clase media como motor del desarrollo económico y social del país; donde el principal mecanismo lo representa el trabajo, el capital social y la función de monitoreo que hacen los ciudadanos sobre la gestión pública, al favorecer una mayor eficacia y eficiencia de las mismas.

De poderse replicar el estudio para los últimos quince años, se esperaría un comportamiento similar del efecto de la desigualdad sobre los niveles de participación ciudadana, en donde se abriría un debate en torno a la magnitud y proporción de la reducción de la desigualdad y su relación con crecientes niveles de participación electoral. Sin embargo, los retos teóricos y prácticos de evaluar la incidencia de la polarización política, el grado de des-democratización y el efecto del deterioro institucional y económico del país, representarían importantes obstáculos a superar.

En primer lugar, es discutible si las políticas distributivas del gobierno nacional a partir de 1998 lograron disminuir la desigualdad social hacia la clase

media en términos reales. Consecuentemente se puede poner en duda si su efecto motivó la participación social más allá de procesos electorales, pues las históricas cifras de recursos públicos invertidos en elecciones junto con la radicalización del discurso populista de clases, se asoman como las principales causales de la concurrencia participativa en las urnas. Por último, resulta complejo asociar una disminución de la abstención a un fortalecimiento del capital social -en su sentido pleno- bajo el complejo contexto país de los últimos años en términos políticos, económicos y sociales.

Respecto a la metodología de trabajo, superando la limitante de la escasez de la data concebida inicialmente como ideal para la investigación -que abarcara un poco más de la última década política, económica y social del país-, el trabajo permitió comprobar sobre la base de 335 observaciones para el año 1998, una teoría relevante y concreta para la práctica política de hoy día. En principio se destacan únicamente dos desviaciones:

- El Censo Poblacional del año 2011 no proveyó las cifras de ingresos de hogares que permitieran construir un modelo de datos de panel con dos períodos de tiempo. El modelo empleado pudo perder robustez y calidad explicativa por contar con menor número de observaciones al trabajar con un modelo de sección cruzada; sin embargo la disponibilidad de datos de 335 municipios para un período de tiempo, sirvió como respaldo base suficiente para darle validez práctica al modelo.
- Limitada data explicativa y alternativa de los instrumentos utilizados en el modelo base de este estudio, conllevó al uso de proxys no

suficientemente fuertes que validaran con certeza su potencial poder correctivo; sin embargo, cumplieron su función inicial al constatarse la debida robustez que permitieron enmendar el problema de endogeneidad, en dos de las tres regresiones corridas en el modelo.

Asumiendo las limitaciones antes señaladas, resalta el haberse logrado construir un modelo válido y ajustado a la realidad venezolana, que mediante la incorporación de controles adicionales a los ofrecidos por el modelo base, permitió agregar valor al trabajo.

De hecho, en base a la calidad explicativa de la primera regresión construida en el trabajo, se pudo contrastar el comportamiento electoral de varios municipios bajo condiciones de desigualdad más favorables y evaluar sus resultados. El ejercicio con el Municipio Libertador del Distrito Capital -cuya abstención se ubicó en el orden del 34,3%- demostró que de tener, ceteris paribus, los niveles de desigualdad del Municipio Valencia del Estado Carabobo en 0,316 puntos de Gini -por debajo de sus 0,456 registrados en 2001- la abstención disminuiría en casi tres (3) puntos porcentuales, elevando la participación en treinta y seis mil quinientas veinte (36.520) personas.

Más allá de todo lo anterior, de primordial importancia se estima destacar el haberse logrado determinar una relación causal entre la desigualdad de ingresos y la participación electoral, a raíz de la primera regresión evaluada en el trabajo. 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.

Es importante subrayar, como para el año del estudio en 1998, la mayoría de los hogares venezolanos se encontraban en situación de pobreza o pobreza extrema y se tenían los más altos niveles de desigualdad social en la década, evidenciados en la dispersión de los niveles de ingresos por hogar. Con ingresos medios de Bs. 3.796,45, superiores a una mediana en la distribución de ingresos de Bs. 3.421,27, se entiende que la mayoría de los hogares acumulaban un ingreso menor al promedio país y una la minoría de la población -en los estratos más altos- el ingreso restante, elevando el promedio de la distribución por encima de la mediana de ingresos de hogares del país.

En ese orden de ideas, se pueden relacionar los bajos niveles de ingresos medios por hogares con un alto porcentaje del país en condición de localidad rural. Aproximadamente el 69% de la nación se encontraba bajo esta categoría, en la cual los ingresos estaban altamente correlacionados con el sitio de trabajo y los salarios eran visiblemente subvaluados con respecto a la ciudad -cuya diferencia debió rondar aproximadamente en un 80%-.

Al tomar en cuenta la relación directa que tienen los niveles de ingresos de los hogares y el acceso a bienes y servicios públicos, junto con las deficientes políticas de gobierno enfocadas en la redistribución de la renta, se determinó que las localidades más pobres contaron con los niveles de educación, salud y vías de comunicación más precarios. Estas fueron variables que condicionaron los bajos niveles de desarrollo en las comunidades rurales, acrecentaron las condiciones de desigualdad y disminuyeron las posibilidades y oportunidades para la creación de grupos, debido a los múltiples obstáculos

para movilizarse y desarrollarse. Dicho fenómeno no solo disminuye los niveles de capital social presentes, sino crea las condiciones para que el problema perdure y seguramente se acentúe. De esta forma podemos vincular, la elevada desigualdad, los bajos ingresos y las condiciones de ruralidad latentes con menores incentivos a la participación social.

Por su parte, los medios de comunicación influyeron sobre más de una variable para la tercera regresión del trabajo, de forma que el instrumento no pudiera corregir el problema de endogeneidad del modelo. No obstante demostraron guardar cierta relación con los niveles de participación, por proveer de información relevante para la decisión de movilización electoral. A pesar de ello se esperaba un efecto ambiguo generado por la herramienta recreativa y de ocio que este significa, ya que en el marco de la participación social, genera costos de oportunidad para salir del hogar. En ese sentido, el televisor pudo generar mayores problemas de endogeneidad que deterioraron la fortaleza de la variable instrumental, cuyo acometido de corregirlos no logró cumplir.

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 poderosa 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 trascendental

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.

La dinámica socio-económica de América Latina ha probado ser un concurrido caso de estudio, por el complejo e impredecible comportamiento de sus variables societales 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. Dicho a la manera de la ciencia económica, la riqueza natural se nos presenta inequívocamente como necesaria más no suficiente.

## RECOMENDACIONES

En base a la evidencia empírica demostrada en la investigación, consistente con los argumentos teóricos desarrollados a lo largo del trabajo, se abre una interesante área de estudio sobre cómo la desigualdad y la fragmentación pueden estar afectando el capital social en el país.

Existen múltiples temas y variables alternativas por investigar y contrastar que se hacen evidentes a partir de este estudio, como el rol de la fragmentación racial, étnica o política dentro de la sociedad venezolana y el comportamiento de otras formas de participación distintas a la electoral que recojan la esencia del capital social.

A partir de la importancia de mejorar la concurrencia electoral en eventos sub-nacionales, la vinculación y el control ciudadano a la gestión pública en todos sus niveles, se destaca aquello que no debe seguirse ignorando en la planificación de gobierno: la desigualdad como uno de los muchos factores de mayor significación que pueden alejar a los ciudadanos de lo público.

En la medida en que este tema se concientice y entienda mejor en el país, se podrán diseñar las intervenciones más apropiadas para revertir la situación o minimizar sus potenciales efectos; de allí la recomendación de

continuar líneas de investigación relacionadas con estas importantísimas materias.

## BIBLIOGRAFÍA

- Administración y Costo de Elecciones (ACE). Recuperado el 2 de Agosto de 2013, de <http://aceproject.org/ace-es/topics/me/onePage>
- Alesina, A. & La Ferrara, E. (2000) Participation In Heterogenous Communities. The Quarterly Journal of Economics, MIT Press, vol. 115(3), August.
- 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, nº 90.
- Briceño, H. (2009). Participación Electoral y cultura política en Venezuela 1958-2007. Cuadernos del Cendes, nº 72.
- Coleman, J. S. (1990). Foundations of Social Theory. Harvard University Press, Cambridge (Massachusetts).

Consejo Nacional Electoral (CNE). Cuadro comparativo abstención electoral 1958-2000 Venezuela. (en línea).

<http://www.cne.gob.ve/web/documentos/estadisticas/e001.pdf>

Contreras D. & Gallegos S. (2007) Descomponiendo la desigualdad salarial en América Latina: ¿Una década de cambios?. CEPAL.

Domènech, A (22 de Mayo de 2011). Blog diariolínea. Recuperado el 25 de Julio de 2013, de <http://diariolinea.blogspot.com/2011/05/raices-de-la-abstencion-electoral.html>

Espinoza, J (2 de Agosto de 2010). espin086.wordpress. Recuperado el 14 de Septiembre de 2013, de <http://espin086.wordpress.com/2010/08/02/hausman-test-for-endogeneity-parents-education-as-iv-for-offspring-education-transmission-of-inate-ability/>

Fernández, L et al. (2008) Distribución del Ingreso en Venezuela. Colección de Economía y Finanzas, BCV Publicaciones, vol. 99, Marzo.

Ferranti, et al. (2003). Desigualdad en América Latina y el Caribe: ¿ruptura con la historia?. Banco Mundial

Fresneda, O (2007). La medida de necesidades básicas insatisfechas (NBI) como instrumento de medición de la pobreza y focalización de programas. CEPAL

Fukuyama, F. (1995). Social Capital and the Global Economy. Foreign Affairs, vol. 74, nº 5.

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). Web de la UNMSM. Recuperado el 12 de septiembre de 2013, de [http://economia.unmsm.edu.pe/Docentes/JNavarroL/CursosJNL/EPS\\_2013-I/Calculo\\_IndiceGini.pdf](http://economia.unmsm.edu.pe/Docentes/JNavarroL/CursosJNL/EPS_2013-I/Calculo_IndiceGini.pdf)

González, F. (1993) Web de la Universidad de Guadalajara. Recuperado el 15 de septiembre de 2013, de [http://www.academia.edu/1028153/La\\_influencia\\_de\\_los\\_medios\\_en\\_los\\_procesos\\_electorales.\\_Una\\_panoramica\\_desde\\_la\\_perspectiva\\_de\\_la\\_sociologia\\_empirica](http://www.academia.edu/1028153/La_influencia_de_los_medios_en_los_procesos_electorales._Una_panoramica_desde_la_perspectiva_de_la_sociologia_empirica)

Instituto Federal Electoral (IFE). Estudio sobre Abstencionismo en México. (en línea). [http://www.ife.org.mx/documentos/DECEYEC/vgn\\_ivestigacion/estudio\\_sobre\\_abstencionismo.htm#correl](http://www.ife.org.mx/documentos/DECEYEC/vgn_ivestigacion/estudio_sobre_abstencionismo.htm#correl) (citado en 10 de agosto de 2013)

Instituto Nacional de Estadística (INE). Síntesis Estadística de Pobreza e Indicadores de Desigualdad 1er semestre 1997- 1er semestre 2011. (en línea). [http://www.ine.gov.ve/documentos/Boletines\\_Electronicos/Estadisticas\\_Sociales\\_y\\_Ambientales/Sintesis\\_Estadistica\\_de\\_Pobreza\\_e\\_Indicadores\\_de\\_Desigualdad/pdf/BoletinPobreza.pdf](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). Las necesidades básicas insatisfechas: sus deficiencias técnicas y su impacto en la definición de

políticas sociales. (En línea).

<http://www.eclac.cl/deype/mecovi/docs/taller5/10.pdf>

- Kim, J, et al (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.
- Pérez, C. (2006). Enfoques teóricos-metodológicos en el estudio de la participación electoral. Cuestiones Políticas. vol. 22, n 37.
- Phelan, M. & Fundación Escuela de Gerencia Social (2006). La desigualdad en Venezuela. Ministerio del Poder Popular para la Planificación y el Desarrollo.
- Pickett K, & Wilkinson R (2010). The Spirit Level: Why Equality is Better for Everyone. Penguin Books. 2da edición. 2010
- Putman, R. (1993). The Prosperous Community: Social Capital and Public Life. The American Prospect, nº 13.
- Putman, 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, nº 2008-001

Silava, M. (2010). Desigualdad y Exclusión Social: De Breve Revisitación a una Síntesis Proteórica. RIPS. Revista de Investigaciones Políticas y Sociológicas, vol. 9, núm. 1, 2010, pp. 111-136.

Vilajosana, J. (2011) La justificación de la abstención. Revista de estudios políticos. pág. 165-180.

## ANEXOS

### Anexo 1

Tabla 28 Modelo base

```
. reg ABS_P_98 GINIBANDAS ING_HOG_BASE97 ING_MEDIO_CUAD
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 335		
Model	.194421326	3	.064807109	F( 3, 331) = 20.21		
Residual	1.06152481	331	.003207024	Prob > F = 0.0000		
Total	1.25594613	334	.003760318	R-squared = 0.1548		
				Adj R-squared = 0.1471		
				Root MSE = .05663		

ABS_P_98	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
GINIBANDAS	.2237285	.0538275	4.16	0.000	.1178415	.3296156
ING_HOG_BASE97	-.0000209	5.81e-06	-3.59	0.000	-.0000323	-9.43e-06
ING_MEDIO_CUAD	5.16e-10	4.29e-10	1.20	0.229	-3.27e-10	1.36e-09
_cons	.3677124	.0232033	15.85	0.000	.3220678	.413357

### Anexo 2

Tabla 29 Prueba de Instrumentos Excluidos a Estructura Poblacional Activa como VI

```
Partial R-squared of excluded instruments: 0.0000
Test of excluded instruments:
F( 1, 331) = 0.01
Prob > F = 0.9213
```

## Anexo 3

Tabla 30 Regresión inicial de Variables Instrumentales

```
. ivreg2 ABS_P_98 (GINIBANDAS= ESTRUCT_POB_ACT) ING_HOG_BASE97  ING_MEDIO_CUAD, first
```

First-stage regressions

---

First-stage regression of GINIBANDAS:

OLS estimation

---

Estimates efficient for homoskedasticity only  
 Statistics consistent for homoskedasticity only

Number of obs = 335  
 F( 3, 331) = 7.72  
 Prob > F = 0.0001  
 Centered R2 = 0.1017  
 Uncentered R2 = 0.9795  
 Root MSE = .05714

GINIBANDAS	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ING_HOG_BASE97	.0000198	5.81e-06	3.41	0.001	8.39e-06	.0000312
ING_MEDIO_CUAD	-6.82e-10	4.47e-10	-1.52	0.128	-1.56e-09	1.98e-10
ESTRUCT_POB_ACT	-.0016392	.0005794	-2.83	0.005	-.0027788	-.0004995
_cons	.4040566	.0317598	12.72	0.000	.3415802	.466533

---

Included instruments: ING\_HOG\_BASE97 ING\_MEDIO\_CUAD ESTRUCT\_POB\_ACT

---

Partial R-squared of excluded instruments: 0.0236

Test of excluded instruments:

F( 1, 331) = 8.00  
 Prob > F = 0.0049

Summary results for first-stage regressions

Variable	Shea Partial R2	Partial R2	F( 1, 331)	P-value
GINIBANDAS	0.0236	0.0236	8.00	0.0049

Underidentification tests

Ho: matrix of reduced form coefficients has rank=K1-1 (underidentified)

Ha: matrix has rank=K1 (identified)

Anderson canon. corr. N\*CCEV LM statistic      Chi-sq(1)=125.49      P-val=0.0000

Cragg-Donald N\*CCEV Wald statistic              Chi-sq(1)=200.66      P-val=0.0000

Weak identification test

Ho: equation is weakly identified

Cragg-Donald Wald F-statistic                              198.26

See main output for Cragg-Donald weak id test critical values

Weak-instrument-robust inference

Tests of joint significance of endogenous regressors B1 in main equation

Ho: B1=0 and overidentifying restrictions are valid

Anderson-Rubin Wald test      F(1,331)= 7.51      P-val=0.0065

Anderson-Rubin Wald test      Chi-sq(1)=7.60      P-val=0.0058

Stock-Wright LM S statistic      Chi-sq(1)=7.43      P-val=0.0064

Number of observations                              N =              335  
Number of regressors                                K =              4  
Number of instruments                                L =              4  
Number of excluded instruments                      L1 =             1

IV (2SLS) estimation

Estimates efficient for homoskedasticity only  
 Statistics consistent for homoskedasticity only

		Number of obs =	335
		F( 3, 331) =	3.26
		Prob > F =	0.0218
Total (centered) SS	=	1.255946133	Centered R2 = -0.3407
Total (uncentered) SS	=	50.95055115	Uncentered R2 = 0.9670
Residual SS	=	1.683854892	Root MSE = .0709

ABS_P_98	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
GINIBANDAS	.9735594	.4385399	2.22	0.026	.114037	1.833082
ING_HOG_BASE97	-.0000376	.0000121	-3.11	0.002	-.0000613	-.0000139
ING_MEDIO_CUAD	1.30e-09	7.01e-10	1.85	0.064	-7.71e-11	2.67e-09
_cons	.1237174	.1439671	0.86	0.390	-.158453	.4058878

Underidentification test (Anderson canon. corr. LM statistic): 125.490  
 Chi-sq(1) P-val = 0.0000

Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic): 198.260  
 Stock-Yogo weak ID test critical values: 10% maximal IV size 16.38  
 15% maximal IV size 8.96  
 20% maximal IV size 6.66  
 25% maximal IV size 5.53

Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 0.000  
 (equation exactly identified)

Instrumented: GINIBANDAS  
 Included instruments: ING\_HOG\_BASE97 ING\_MEDIO\_CUAD  
 Excluded instruments: ESTRUCT\_POB\_ACT

## Anexo 4

Tabla 31 Prueba de Endogeneidad Modelo base

```
. ivendog GINIBANDAS

Tests of endogeneity of: GINIBANDAS
H0: Regressor is exogenous
    Wu-Hausman F test:           4.74604  F(1,330)    P-value = 0.03007
    Durbin-Wu-Hausman chi-sq test: 4.74964  Chi-sq(1)   P-value = 0.02930
```

## Anexo 5

Tabla 32 Segundo Modelo: regresión inicial con la inclusión de Índice de Urbanización como primer control

```
. reg ABS_P_98 GINIBANDAS ING_HOG_BASE97  ING_MEDIO_CUAD INDICE_URB
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 335		
Model	.241587483	4	.060396871	F( 4, 330) =	19.65	
Residual	1.01435865	330	.003073814	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	.201231	.0530097	3.80	0.000	.0969514	.3055107
ING_HOG_BASE97	-.000012	6.12e-06	-1.96	0.051	-.0000241	3.05e-08
ING_MEDIO_CUAD	6.04e-11	4.36e-10	0.14	0.890	-7.97e-10	9.17e-10
INDICE_URB	-.0357826	.0091347	-3.92	0.000	-.0537523	-.017813
_cons	.3754347	.0228017	16.47	0.000	.3305796	.4202897

## Anexo 6

Tabla 33 Prueba de Regresores Excluidos a Estructura Poblacional Activa en el segundo modelo

```
Partial R-squared of excluded instruments: 0.0000
Test of excluded instruments:
    F( 1, 330) = 0.01
    Prob > F = 0.9271
```

## Anexo 7

Tabla 34 Regresión de Variables Instrumentales sobre el segundo modelo

```
. ivreg2 ABS_P_98 (GINIBANDAS= ESTRUCT_POB_ACT) ING_HOG_BASE97  ING_MEDIO_CUAD  INDICE_URB, first
```

First-stage regressions

---

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

Summary results for first-stage regressions

Variable	Shea Partial R2	Partial R2	F( 1, 330)	P-value
GINIBANDAS	0.0195	0.0195	6.56	0.0109

Underidentification tests

Ho: matrix of reduced form coefficients has rank=K1-1 (underidentified)

Ha: matrix has rank=K1 (identified)

Anderson canon. corr. N\*CCEV LM statistic Chi-sq(1)=125.49 P-val=0.0000

Cragg-Donald N\*CDEV Wald statistic Chi-sq(1)=200.66 P-val=0.0000

Weak identification test

Ho: equation is weakly identified

Cragg-Donald Wald F-statistic 197.66

See main output for Cragg-Donald weak id test critical values

Weak-instrument-robust inference

Tests of joint significance of endogenous regressors B1 in main equation

Ho: B1=0 and overidentifying restrictions are valid

Anderson-Rubin Wald test F(1,330)= 4.72 P-val=0.0305

Anderson-Rubin Wald test Chi-sq(1)=4.79 P-val=0.0286

Stock-Wright LM S statistic Chi-sq(1)=4.72 P-val=0.0298

Number of observations	N =	335
Number of regressors	K =	5
Number of instruments	L =	5
Number of excluded instruments	L1 =	1

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

Underidentification test (Anderson canon. corr. LM statistic): 125.490  
 Chi-sq(1) P-val = 0.0000

Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic): 197.661  
 Stock-Yogo weak ID test critical values: 10% maximal IV size 16.38  
 15% maximal IV size 8.96  
 20% maximal IV size 6.66  
 25% maximal IV size 5.53

Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 0.000  
 (equation exactly identified)

Instrumented: GINIBANDAS  
 Included instruments: ING\_HOG\_BASE97 TELEVISOR INDICE\_URB  
 Excluded instruments: ESTRUCT\_POB\_ACT

## Anexo 8

Tabla 35 Prueba de Endogeneidad al segundo modelo

```
. ivendog GINIBANDAS

Tests of endogeneity of: GINIBANDAS
H0: Regressor is exogenous
    Wu-Hausman F test:           2.87192  F(1,329)    P-value = 0.09108
    Durbin-Wu-Hausman chi-sq test: 2.89899  Chi-sq(1)   P-value = 0.08863
```

## Anexo 9

Tabla 36 Tercer Modelo: regresión inicial con la inclusión de Índice de Urbanización y Televisor como controles

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

Source	SS	df	MS	
Model	.293447622	5	.058689524	Number of obs = 335
Residual	.962498512	329	.002925527	F( 5, 329) = 20.06
Total	1.25594613	334	.003760318	Prob > F = 0.0000
				R-squared = 0.2336
				Adj R-squared = 0.2220
				Root MSE = .05409

ABS_P_98	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
GINIBANDAS	.1425443	.0535608	2.66	0.008	.0371794 .2479092
ING_HOG_BASE97	-1.90e-07	6.60e-06	-0.03	0.977	-.0000132 .0000128
ING_MEDIO_CUAD	-5.17e-10	4.47e-10	-1.16	0.248	-1.40e-09 3.61e-10
INDICE_URB	-.0227051	.0094375	-2.41	0.017	-.0412704 -.0041397
TELEVISOR	-.1335056	.0317092	-4.21	0.000	-.1958839 -.0711273
_cons	.4637146	.0305692	15.17	0.000	.4035789 .5238503

## Anexo 10

Tabla 37 Prueba de Regresores Excluidos a Estructura Poblacional Activa en el tercer modelo

```
Partial R-squared of excluded instruments: 0.0002
Test of excluded instruments:
    F( 1, 329) = 0.06
    Prob > F = 0.8059
```

## Anexo 11

Tabla 38 Regresión de Variables Instrumentales sobre el tercer modelo

```
. ivreg2 ABS_P_98 (GINIBANDAS= ESTRUCT_POB_ACT) ING_HOG_BASE97  ING_MEDIO_CUAD  INDICE_URB  TELEVISOR, first
```

First-stage regressions

---

First-stage regression of GINIBANDAS:

OLS estimation

---

Estimates efficient for homoskedasticity only  
 Statistics consistent for homoskedasticity only

	Number of obs = 335
	F( 5, 329) = 9.21
	Prob > F = 0.0000
Total (centered) SS = 1.203049129	Centered R2 = 0.1568
Total (uncentered) SS = 52.7716682	Uncentered R2 = 0.9808
Residual SS = 1.014431121	Root MSE = .05553

GINIBANDAS	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ING_HOG_BASE97	.0000359	6.72e-06	5.35	0.000	.0000227 .0000492
ING_MEDIO_CUAD	-1.61e-09	4.83e-10	-3.33	0.001	-2.56e-09 -6.59e-10
INDICE_URB	-.0016714	.0097001	-0.17	0.863	-.0207535 .0174107
TELEVISOR	-.1420633	.032725	-4.34	0.000	-.2064399 -.0776866
ESTRUCT_POB_ACT	-.0007816	.000593	-1.32	0.188	-.0019483 .000385
_cons	.4367007	.0324134	13.47	0.000	.3729372 .5004643

Included instruments: ING\_HOG\_BASE97 ING\_MEDIO\_CUAD INDICE\_URB TELEVISOR  
 ESTRUCT\_POB\_ACT

---

Partial R-squared of excluded instruments: 0.0053

Test of excluded instruments:

F( 1, 329) = 1.74
Prob > F = 0.1884

Summary results for first-stage regressions

Variable	Shea Partial R2	Partial R2	F( 1, 329)	P-value
GINIBANDAS	0.0053	0.0053	1.74	0.1884

Underidentification tests

Ho: matrix of reduced form coefficients has rank=K1-1 (underidentified)

Ha: matrix has rank=K1 (identified)

Anderson canon. corr. N\*CCEV LM statistic Chi-sq(1)=125.49 P-val=0.0000

Cragg-Donald N\*CDEV Wald statistic Chi-sq(1)=200.66 P-val=0.0000

Weak identification test

Ho: equation is weakly identified

Cragg-Donald Wald F-statistic 197.06

See main output for Cragg-Donald weak id test critical values

Weak-instrument-robust inference

Tests of joint significance of endogenous regressors B1 in main equation

Ho: B1=0 and overidentifying restrictions are valid

Anderson-Rubin Wald test F(1,329)= 0.76 P-val=0.3840

Anderson-Rubin Wald test Chi-sq(1)=0.77 P-val=0.3791

Stock-Wright LM S statistic Chi-sq(1)=0.77 P-val=0.3797

Number of observations	N =	335
Number of regressors	K =	6
Number of instruments	L =	6
Number of excluded instruments	L1 =	1

IV (2SLS) estimation

Estimates efficient for homoskedasticity only  
 Statistics consistent for homoskedasticity only

		Number of obs =	335
		F( 5, 329) =	8.64
		Prob > F =	0.0000
Total (centered) SS	=	1.255946133	Centered R2 = 0.0243
Total (uncentered) SS	=	50.95055115	Uncentered R2 = 0.9759
Residual SS	=	1.22544104	Root MSE = .06048

ABS_P_98	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
GINIBANDAS	.6503243	.826398	0.79	0.431	-.969386	2.270035
ING_HOG_BASE97	-.0000198	.0000326	-0.61	0.545	-.0000836	.0000441
ING_MEDIO_CUAD	4.21e-10	1.60e-09	0.26	0.793	-2.72e-09	3.56e-09
INDICE_URB	-.0215302	.0107239	-2.01	0.045	-.0425487	-.0005117
TELEVISOR	-.0552725	.1318448	-0.42	0.675	-.3136836	.2031387
_cons	.257843	.3359131	0.77	0.443	-.4005346	.9162206

Underidentification test (Anderson canon. corr. LM statistic): 125.490  
 Chi-sq(1) P-val = 0.0000

Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic): 197.062  
 Stock-Yogo weak ID test critical values: 10% maximal IV size 16.38  
 15% maximal IV size 8.96  
 20% maximal IV size 6.66  
 25% maximal IV size 5.53

Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 0.000  
 (equation exactly identified)

Instrumented: GINIBANDAS  
 Included instruments: ING\_HOG\_BASE97 ING\_MEDIO\_CUAD INDICE\_URB TELEVISOR  
 Excluded instruments: ESTRUCT\_POB\_ACT

## Anexo 12

Tabla 39 Prueba de Endogeneidad al tercer modelo

```
. ivendog GINIBANDAS

Tests of endogeneity of: GINIBANDAS
H0: Regressor is exogenous
    Wu-Hausman F test:           0.47381  F(1,328)    P-value = 0.49172
    Durbin-Wu-Hausman chi-sq test: 0.48323  Chi-sq(1)   P-value = 0.48696
```

## APÉNDICE A

### Coeficiente de GINI

El coeficiente de Gini se define como el cociente del área entre la línea de perfecta igualdad de ingresos y la curva de Lorenz. La curva de Lorenz es una gráfica de concentración acumulada de la distribución de riqueza superpuesta a la curva de la distribución de frecuencias de los individuos que la poseen.

### Prueba de Endogeneidad por partes

En la primera etapa se busca una posible variable instrumental (VI), que pudiera solucionar un hipotético problema de endogeneidad. Seguidamente se hace una regresión tomando como variable explicada la variable independiente del modelo principal, como variables explicativas los distintos controles antes utilizados y finalmente la posible (VI). De esta forma se busca evaluar la significancia de la tentativa (VI) sobre la variable que puede presentar endogeneidad (la variable independiente). De ser significativa la relación, se aplica un test de instrumentos excluidos a la (VI) para evaluar la calidad del instrumento -debe aceptarse la hipótesis nula con al menos 10% de confianza-.

Posterior a este paso se busca consignar si existe endogeneidad en el modelo, extrayendo los residuos de la última regresión y usándolos en la regresión inicial. La hipótesis nula ( $H_0$ ) planteada, es que los residuos deben ser significativos e iguales a 0.000 para concluir que los regresores son exógenos, teniendo de hipótesis alternativa ( $H_a$ ) que los residuos no sean significativos. Para aceptar que hay endogeneidad en la regresión debe rechazarse la  $H_0$ .

Luego se procede a correr la segunda etapa de los mínimos cuadrados con la introducción de la variable instrumental en la regresión inicial, buscando eliminar el problema de endogeneidad del modelo. Se estima que el problema haya podido corregirse si la variable independiente con el problema de endogeneidad resulta significativa al de 10% de confianza.

Se puede hacer una última prueba con el comando <ivendog> para saber con cuál porcentaje de confianza se acepta la hipótesis nula de la exogeneidad de los regresores.