



UNIVERSIDAD NACIONAL DE RIO CUARTO

FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS

**MODELO ECONOMETRICO ESPACIAL
APLICADO A ORGANIZACIONES DE LA
SOCIEDAD CIVIL**

Director: Esp. Ana María VIANCO

Codirector: M.Sc. Norma Isabel BIASI

Estudiante: QUADRELLI, Emiliano Oscar

e_quadrelli@hotmail.com

Carrera: Licenciatura en Economía

2019

Resumen

Definir qué se entiende por Sociedad Civil y cuál es la idea de una adecuada Sociedad Civil, se ha vuelto una “lucha” epistemológica y política; con el objetivo de apropiarse de su significación y el rol que ocupan las organizaciones que la representa para lograr conformidad en la visión teórica sobre el rol del Estado. En el presente trabajo se analiza la articulación entre las Organizaciones de la Sociedad Civil (OSC) y el Estado en las provincias argentinas y el impacto en el bienestar social durante los años 2006, 2011 y 2016. Se examina la relación entre las medidas de bienestar social (Índice de Desarrollo Humano –IDH- y Coeficiente de Gini), capacidad estatal (Gasto público provincial) y la presencia de OSC (Número de OSC creadas). Se observa un incremento generalizado de las medidas de bienestar social, junto con un crecimiento en la capacidad estatal y una caída en la creación de OSC. El desarrollo de las provincias argentinas presenta autocorrelación significativa, no así la medida de desigualdad. Por otro lado, la mayor intervención estatal, mejoría los indicadores de bienestar provincial y el cambio en el número de OSC creadas, no presenta significatividad para explicar los indicadores de bienestar provincial.



UNIVERSIDAD NACIONAL DE RIO CUARTO

FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS

**MODELO ECONOMETRICO ESPACIAL
APLICADO A ORGANIZACIONES DE LA
SOCIEDAD CIVIL**

Director: Esp. Ana María VIANCO

Codirector: M.Sc. Norma Isabel BIASI

Estudiante: QUADRELLI, Emiliano Oscar

e_quadrelli@hotmail.com

Carrera: Licenciatura en Economía

2019

Índice

Introducción.....	3
Marco teórico.....	5
Sociedad Civil.....	5
Estado.....	7
Organizaciones de Sociedad Civil	8
Economía del bienestar.....	8
Descentralización y Federalismo.....	10
Materiales y métodos.....	12
Econometría espacial	12
Análisis exploratorio de datos espaciales.....	13
Modelos de econometría espacial	14
Criterio para la selección de modelos	16
Modelo propuesto.....	17
Econometría espacial en datos de panel.....	19
Modelo de datos de panel.....	19
Modelos propuestos.....	22
Variables de estudio.....	23
Índice de Desarrollo Humano	24
Coeficiente de Gini.....	24
Gasto de capital per cápita	25
Número de Organizaciones de Sociedad Civil.....	25
Articulación entre OSC y los Estados Provinciales.....	26
El “Tercer sector” en la actualidad	26
Análisis Exploratorio períodos 2006, 2011 y 2016	27
Índice de Desarrollo Humano.....	28
Coeficiente de Gini.....	29

Gasto de Capital per cápita.....	30
Número de Organizaciones de Sociedad Civil.....	33
Modelo econométrico espacial	35
Análisis de correlación espacial	35
Resultados de estimación por modelos econométricos espacial	42
Modelo econométrico espacial con datos de panel.	45
Discusiones finales y revisión de modelos	50
Conclusiones.....	56
Referencias bibliográficas	60
Anexos	64
Resumen	69

Introducción

Definir qué se entiende por Sociedad Civil y cuál es la idea de una correcta Sociedad Civil, se ha vuelto una “lucha” epistemológica y política para apropiarse de su significación, el rol que ocupan las organizaciones que la representa, y lograr consenso en la visión teórica sobre el rol del Estado.

Fundamentándose en la eficiencia y bajo una mirada economicista, las teorías neoliberales han determinado los límites en los roles del Estado y las organizaciones de la sociedad civil (OSC). Desde esta perspectiva, se define a la sociedad civil como una sociedad de mercado y al Estado como el protector de los derechos de la sociedad y el libre desenvolvimiento del mercado.

La relación entre Sociedad civil y Estado del ideario neoliberal ha sido fuertemente cuestionada. Los críticos del modelo, reclaman que el Estado y la sociedad civil se han visto reducidos a meros instrumentos que aseguran el desarrollo de una nueva etapa del modelo capitalista.

El deterioro de las organizaciones tradicionales de representación de sociedad civil (partidos políticos, sindicatos), el rol del ciudadano y el papel del Estado Nacional, son algunas de las temáticas que hoy muestran una necesidad de discusión y análisis.

Frente a esto surge la inquietud del impacto en el bienestar que ha tenido en Argentina, la visión neoliberal y los límites entre Estado, Mercado y Sociedad Civil que este paradigma propone.

El presente trabajo tiene como objetivo analizar la articulación entre las OSC y el Estado, y su impacto en el bienestar social, considerando las provincias de Argentina. La investigación se circunscribe a los años 2006, 2011 y 2016; se examina la relación entre las medidas de bienestar social (Índice de Desarrollo Humano –IDH- y

Coeficiente de Gini), capacidad estatal (Gasto público provincial) y la presencia de OSC (Población por OSC creada).

El estudio pretende dar respuesta a los siguientes interrogantes de investigación:

- ¿Cómo se desarrolla la articulación entre el Estado y las OSC en post de maximizar el bienestar social?
- ¿Existe dependencia entre los indicadores de bienestar provincial? ¿Qué variables explican a estos indicadores?
- ¿Las OSC tienen impacto en las medidas de bienestar provincial?

Marco teórico

Sociedad Civil

La definición de Sociedad Civil ha ido mutando a lo largo del tiempo, siendo foco de discusiones desde los tiempos de Aristóteles hasta la fecha. Además de una versatilidad temporal, posee características geográficas particulares. El concepto contiene una naturaleza maleable, si no es bien definido se vuelve un término vago, difícil de precisar. Sin embargo esta definición debe tener presente el límite convenido, evitando perder su esencia multifacética.

Sergio De Piero (2004), la considera como “grupos o movimientos plurales autónomos de las acciones estatales y del mercado [...]. Pero esos grupos no se encuentran escindidos de estos dos fundamentales espacios de las sociedades modernas”, debido a que representan derechos, espacios públicos y tradiciones que buscan influir en el campo político, social, económico y cultural.

En el caso de Rainer Forst (2007) lo define como un colectivo de ciudadanos libres que organizan su vida común de una forma autónoma con el exterior y cooperativa intrínsecamente. El mismo autor se basa en los postulados de Habermas y su Teoría de Acción Comunicativa, en donde la sociedad civil tiene un rol defensivo de la expresión, a través de estructuras comunicativas, del “mundo de la vida”. En contra posición de los mecanismo de influencia “sistemático” del poder político o económico.

Un elemento común en ambas definiciones es la autonomía que tiene la Sociedad Civil con respecto al Estado y al mercado. Esto lleva a hablar de tres sectores o dimensiones, primero el Estado cuyo rol es la de dominación política; segunda, el mercado con el objetivo de generar riquezas; y por último la sociedad civil que busca “influenciar” en asociaciones democráticas en la esfera pública.

A partir de la teoría de Habermas, es posible criticar la seguridad con la que la Sociedad Civil no ha sido ya influenciada o colonizada por el sistema. En otras palabras, en qué grado los poderes económicos o políticos han logrado influenciar en el

conocimiento común, para que la sociedad adopte una visión compartida del mundo acorde a los intereses del “sistema”.

De Piero (2004) resalta que el concepto actual de Sociedad Civil, aunque presentado como universal, surge en un contexto particular: el de la modernidad Europea . En este se presentan enfrentados la sociedad contra los Estados (despóticos). Y desde ahí la dificultad de precisar el término a la realidad Latinoamérica del siglo XXI.

Definir qué es entendido por Sociedad Civil y cuál es la idea de una correcta Sociedad Civil, se ha vuelto una “lucha” epistemológica y política; para apropiarse de su significado, el rol de las organizaciones (como representantes de la sociedad civil) y lograr acuerdo en la visión teórica sobre el rol del Estado. De Piero, resume en tres perspectivas teóricas esta discusión: Perspectiva Liberal, Perspectiva Comunitaria y Perspectiva Radical. En cada perspectiva reconoce dos modelos: un modelo abierto considerando la interacción entre actores, sujetos y políticos y un modelo cerrado demarcando límites con lo exógeno y buscando homogeneizar lo interno.

La perspectiva liberal, plantea a la sociedad civil como un espacio de la vida privada en un ámbito de libertad, antagónico a la lógica del Estado y lo público. El modelo cerrado, propuesto por los libertarios o neoliberales, propone despolitizar la sociedad civil, liberando a los individuos de las regulaciones estatales y asegurando libertad de mercado. La visión abierta, considera a la sociedad civil y sus representantes, como un eje fundamental en la democracia deliberativa de Habermas (citado en Forst, 2007). Este le da a la Sociedad Civil un poder discursivo que busca formar opinión pública para influenciar en la toma de decisiones y redefinir las formas de poder administrativo y socioeconómico.

Por otro lado la perspectiva comunitaria, define a la sociedad civil como “el espacio de la solidaridad y el intercambio entre personas que se sienten vinculadas por lazos comunes” (De Piero, 2007, p. 33). El modelo cerrado, se basa en comunidades pequeñas que buscan una mirada homogeneizadora e incluyente cuyo objetivo es asegurar la protección a sus miembros. En el caso del modelo abierto, se establece la sociedad civil como espacio de integración entre actores que comparten una visión común del mundo, la que surge del dialogo entre individuos mutuamente conectados.

En cuanto a la perspectiva radical, el objetivo es la de generar las condiciones (o acelerarlas) para finalizar con el sistema económico capitalista alcanzando un nuevo sistema. Dentro de esta perspectiva, el modelo cerrado propone la expresión de la sociedad civil en el partido de clase y cuyo fin será la revolución como golpe. Para estos el conflicto no es Estado y Sociedad, sino a en la relación Capital/Trabajo. El modelo abierto establece que el conflicto existe entre hegemonía y contrahegemonía; esta última representada por el partido político. Siguiendo a Gramsci es posible distinguir la Sociedad civil (organismos “privados”) de la Sociedad Política, que ambos personifican al Estado en sentido amplio.

Estado

El concepto de Estado, al igual que el de Sociedad Civil, ha tenido a lo largo del tiempo y del espacio distintos significados y connotaciones.

El sentido de Estado-Nación, propio de las culturas occidentales, surge en la Modernidad Europea y de los pensadores de la Ilustración. En sus postulados, el Estado debe asegurar el ideario de libertad e igualdad para los miembros de la sociedad. Los Estados Nacionales, son administrados por gobernantes elegidos a través del voto y de esta forma, la sociedad civil define qué entiende por Estado y cuáles son sus limitaciones.

A partir de la teoría de Habermas, es posible criticar la seguridad con la que la Sociedad Civil no ha perdido su libertad y actúa de manera colonizada. Es decir, si los poderes económicos o políticos han logrado influenciar en el conocimiento común para que la sociedad presente una visión compartida del mundo acorde a los intereses del sistema.

El filantropismo y el higienismo social fueron movimientos que replantearon el rol del Estado, incorporando la “cuestión social” a causa de las desigualdades producidas por el desarrollo de la sociedad industrial y la expansión colonial.

La adopción del modelo neoliberal, generó cambios en la relación entre el Estado y la Sociedad Civil. Ahora el primero, pasa a ser la institución que se encarga de asegurar los derechos del “individuo consumidor” y el libre desarrollo de la economía de mercado. Esta visión, aunque atenuada en el siglo XXI, continúa presente y será la que guiará a este trabajo.

Organizaciones de Sociedad Civil

Las Organizaciones de Sociedad Civil serán entendidas como los actores que representan en la esfera pública a la sociedad civil, excluyendo a las organizaciones tradicionales (sindicatos, partidos políticos) y las organizaciones eclesiásticas.

A lo largo del tiempo las OSC han adoptado distintas expresiones de acuerdo a las definiciones de Sociedad Civil y Estado. A pesar de ello, surgen con el objeto de dar respuesta en áreas que el Estado no logra cubrir. En los últimos años, se le adosa la función de representar las diversidades propias de la sociedad en la esfera pública.

Durante buena parte del siglo XX, los principales referentes de la sociedad civil fueron los partidos políticos y los sindicatos. Su objetivo era hacerse del poder político y desde allí llevar adelante los cambios que creían necesarios para la sociedad civil. O'Donnell y Schmitter (como se citó en De Piero, 2004), consideran que entre 1980 y 1990 se dio una transfiguración y un traspaso de representación con el surgimiento de los Nuevos Movimientos Sociales que se mantienen en el presente. Dejando de lado las discusiones sobre qué Estado se desea y buscan redefinir cómo lograr la representación de intereses y cómo instalar estos en el espacio público.

Sergio De Piero (2005) agrega, que el neo-institucionalismo funciona como un puente entre el Estado y los movimientos sociales, respondiendo a sus demandas, asegurando a la vez una mayor eficiencia y control. Dentro de este paradigma, se encuentra el concepto Capital Social, al que Durston (2000) lo define como “las normas, instituciones y organizaciones que promueven la confianza, y la ayuda recíproca y la cooperación, [...] las cuales contribuyen a: reducir los costos de transacción, producir bienes públicos, y facilitar la constitución de organizaciones de gestión de base efectivas, de actores sociales y de sociedades civiles saludables”.

Se adoptará una postura neo-institucionalista con respecto al rol de las OSC, las que son representantes genuinos de la Sociedad Civil y cumplen un rol activo en la generación de capital social.

Economía del bienestar.

La Economía del Bienestar; surge como una sub-disciplina que busca determinar si una acción política mejora el bienestar de la comunidad a través del análisis de costo-

beneficio. Esta visión se la conoce como “welfareismo”. (Duarte & Jiménez, 2007). Wilfredo Pareto, a principios del siglo XX, definió una serie de principios para alcanzar lo que se conoce como el “Óptimo de Pareto”, interpretando que el aumento en el bienestar social de los individuos se logra (*ceteris paribus*) si aumenta la utilidad de un individuo, sin que disminuya la utilidad de algún otro.

Con la teoría de las preferencias reveladas y el concepto de eficiencia económica en el sentido paretiano, se desarrolla el primer teorema del bienestar. A partir de ellas, los autores (Pareto, Hicks, Kaldor, Samuelson, Arrow) discuten cómo construir la función de bienestar social y qué se entiende por eficiencia y equidad. A nivel empírico se proponen medidas de bienestar económico (PBI per cápita, desempleo, distribución del ingreso), que reflejen los objetivos del Estado, asegurando a la sociedad el acceso igualitario y justo a un alto nivel de vida material (Duarte & Jiménez, 2007).

La visión neoliberal, criticando el rol del Estado “welfareista”, propone un Estado garantista de reglas que permitan a los individuos la libre persecución de sus fines privados. En estas se exagera la acción privada como conductor del bienestar colectivo.

En la actualidad, se critica por un lado los supuestos restrictivos de las teorías tradicionales y también, la visión neoliberal de un rol reducido del estado en promoción del bien general. Tobin propuso medir el bienestar económico neto (BEN) calculado a partir de sustraer el impacto ambiental y la depreciación del capital humano al PIB. Philippe Saint Marc planteó la Ecuación de Bienestar, con la que pretende medir el grado de satisfacción de una población determinada a través del nivel de vida, las condiciones de vida y el medio ambiente. Amartya Sen desarrolla teorías normativas basadas en la evaluación de las capacidades de los individuos (Pardo Casas, 1995). Su propuesta para la función de Decisión Social, considera una racionalidad cuasi transitiva, asegurando la existencia de reglas de elección social que sean democráticas, eficientes y racionales. Los modelos empíricos propuestos, como IDH, el Índice de Pobreza Humana (IPH), o las Necesidades básicas insatisfechas (NBI); en lo que toman relevancia la visión multifacética del concepto de bienestar, más allá de las preferencias individuales.

Descentralización y Federalismo.

En el marco del modelo neoliberal, se prioriza asegurar la eficiencia y la productividad en todos los ámbitos, incluso en el sector público. Estudios realizados por organismos internacionales (BM, ONU) y académicos de las finanzas públicas, expusieron los beneficios de un modelo de gobierno descentralizado por encima de gobiernos centralizados. A partir de los años 80, se da lugar a un proceso de delegación de los poderes políticos, fiscales y administrativos tanto a unidades subnacionales de gobierno, como también a empresas privadas o a organizaciones sociales. (Javed Burki, Perry, & Dillinger, 1999). La cuestión social pasa a estar regida por un modelo “gerencial-tecnocrático”¹, en donde las OSC son consideradas los actores más eficientes, para dar soluciones a las demandas sociales e incluso la ejecución de políticas sociales.

Autores como Musgrave, Oates y Ostrom, argumentan que los gobiernos subnacionales pueden dar una mejor y más eficiente respuesta a la ciudadanía. Esto se fundamenta por la cercanía de los funcionarios a la realidad local- para una mejor identificación de necesidades y problemas - y a los votantes - que tienen medios para exigir un buen desempeño de sus representantes (Javed Burki, Perry, & Dillinger, 1999).

A pesar de esta nueva organización, los gobiernos subnacionales siguen respondiendo al gobierno central que es el encargado de definir las competencias, otorgar financiamiento y supervisar el accionar de estos.

Argentina es un país federal, lo que implica la existencia de una unidad en el Estado nacional argentino (soberano), y una descentralización en las provincias (autónomas). En este esquema las 23 provincias más la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA), mantienen todo el poder no delegado al gobierno nacional (Bazan, 2013). Luego de la reforma constitucional de 1994 y siguiendo los movimientos de descentralización, el estado nacional delega en las provincias la provisión de salud y de educación media; propone un sistema de reparto de ingresos a través de la coparticipación federal, y legitima la autonomía institucional, política, administrativa y

¹ El modelo gerencial-teocrático se caracteriza por resaltar el poder de los técnicos, la opacidad del conflicto y la absolutización de los fines (la organización, la eficacia y la eficiencia como valores). De Piero, 2005.

económico-financiera del gobierno municipal (Javed Burki, Perry, & Dillinger, 1999). Al mismo tiempo la actividad de las OSC empieza a ser cada vez más importante en el ámbito público, y adquieren un rol significativo en la acción sobre la cuestión social (De Piero, 2005).

Materiales y métodos

Econometría espacial

Los modelos econométricos convencionales tienen un fuerte supuesto: la independencia entre las unidades de observación. En algunos casos esta consideración no refleja la naturaleza del aspecto a modelizar, generando problemas de especificación.

La econometría espacial, es definida según Lesage (2008)—como el “campo donde se diseñan técnicas analíticas para incorporar la dependencia entre las observaciones (regiones o puntos en el espacio) que tienen proximidad geográfica“. Es decir, considerando el espacio en la modelización econométrica (Baronio, Vianco, & Rabanal, 2012).

Según Paelinck y Klaassen (Como se citó en Baronio, Vianco, & Rabanal, 2012, p.3) el análisis espacial tiene cinco principios que lo rigen:

- Interdependencia: la dependencia recíproca entre las diferentes unidades de análisis debe ser debidamente incorporada.
- Asimetría: refleja la idea de concentración y desconcentración gradual en diferentes áreas.
- Alotopía: la causa de un fenómeno espacial debe buscarse en otro lugar.
- No linealidad.
- Topología: Inclusión de variables de distancias entre dos localizaciones, coordenadas, densidades y otras.

El estudio espacial resalta dos efectos especiales: la heterogeneidad espacial y la autocorrelación espacial. El primero se refiere a “la idea de variación en las relaciones que se establecen para los fenómenos económicos espaciales conforme varía el espacio de estudio”. Con respecto al segundo, “el valor de una variable se encuentra condicionado por el valor que esa variable asume en una región vecina”(Baronio, Vianco, & Rabanal, 2012). La autocorrelación será positiva cuando el efecto de fenómenos económicos en una unidad, se extiende a las unidades “vecinas”, y negativa cuando la presencia del fenómeno reduzca o haga nulas las posibilidades de que suceda en las unidades colindantes.

En todo análisis espacial se debe especificar una matriz de pesos (W), cuadrada del tamaño igual al número de observaciones. Sus elementos indican como es la relación e interdependencia entre las observaciones. La determinación de que observación es vecina o no, depende del investigador y sus conocimientos previos sobre la temática; por lo general se entiende a la “vecindad” como el compartir fronteras entre las observaciones. En esta matriz pueden definirse el tipo de vecindad, alfil (las observaciones son vecinas si comparten frontera en dirección diagonal), torre (las observaciones que compartan límites en dirección horizontal y vertical únicamente) o reina (con cada observación con la que se comparten puntos de frontera en todas las direcciones); y la distancia de primer orden o segundo orden (BurkeyAcademy, 2017) (Baronio, Vianco, & Rabanal, 2012).

Análisis exploratorio de datos espaciales

El análisis exploratorio de datos espaciales surge como una subdisciplina del análisis exploratorio de datos. Su objetivo es detectar patrones entre los datos y sugerir relaciones entre las variables.

Anselin (Como se citó en Baronio, Vianco, & Rabanal, 2012, p.11) lo define como “una colección de técnicas para describir y visualizar distribuciones espaciales, identificar localizaciones espaciales atípicas o outliers espaciales, descubrir patrones de asociación espacial, clúster o puntos calientes, y sugerir regímenes espaciales u otras formas de heterogeneidad espacial”.

Las técnicas para este análisis son técnicas gráficas, medidas de asociación espacial global, medidas de asociación espacial local (Baronio, Vianco, & Rabanal, 2012).

Las técnicas gráficas, pueden ser llevadas por un abordaje geo estadístico a través del instrumento variograma. Basándose en el supuesto de distancias métricas como medio para organizar las observaciones. Una autocorrelación espacial alta indica pequeñas diferencias en distancias cortas entre las regiones. Otra opción es a través de la aproximación de *lattice*, este análisis se basa en la noción de vecino espacial (definida por la matriz de peso). Los instrumentos utilizados son box map, histograma regional, scartterplot de Moran, mapas LISA, scartterplot multivariante (Baronio, Vianco, & Rabanal, 2012).

Por otro lado las medidas de asociación espacial realizan un examen conjunto de todas las observaciones para determinar si las unidades espaciales se encuentran distribuidas de acuerdo a un patrón determinado. La medida más utilizada, por su mayor estabilidad, es el I de Moran, el cual puede adquirir un valor positivo, negativo o nulo:

$$I = \frac{N}{S_0} \frac{\sum_{i,j=1}^N w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i,j=1}^N (x_i - \bar{x})} \quad (1)$$

Donde la hipótesis nula es que los vecinos en ninguna forma covarían.

Las medidas de asociación local, miden la autocorrelación espacial para la ubicación de cada observación, pudiendo así reconocer clústers entre las observaciones y zonas espaciales no estacionales.

El indicador está basado en el Indicador Local de Moran.

$$I = \frac{z_i}{\sum_i z_i / N} \sum_{j \in J_i} w_{ij} Z_j \quad (2)$$

Donde la $I > 0$ indica un grupo de valores similares, en cuanto la $I < 0$ indica una combinación de valores disímiles.

Modelos de econometría espacial

Al analizar los modelos para el análisis espacial, se determina que pueden existir tres tipos de correlaciones entre las unidades de observación (BurkeyAcademy, 2017):

- El valor que alcanza la variable dependiente de una región puede impactar o estar relacionada al valor que adopta la variable independiente en una región vecina (lag y).
- El valor de las variables independientes de una región puede estar afectando el valor de la variable dependiente en una región vecina (lag x).
- Los residuos ε pueden estar afectando los residuos de una región vecina (autocorrelación espacial).

El modelo de Manski (expresado en vectores) refleja estas tres correlaciones.

$$\begin{aligned}
 Y &= \rho \cdot WY + X \cdot \beta + W X \cdot \theta + u \\
 u &= \lambda \cdot Wu + \varepsilon
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

En donde WY indica el valor que adoptan las variables dependientes de las regiones vecinas (interacción endógena); X la matriz de variables explicativas propias de la región; WX el valor de las variables independientes de las regiones vecinas (interacción exógena) y Wu el valor que adoptan los errores de las regiones vecinas.

Este modelo incorpora todas las interrelaciones espaciales posibles, sin embargo la estimación de todos los factores se vuelve dificultosa; y el determinar cuál (es) de estas correlaciones efectivamente suceden se torna dificultoso.

El modelo Kelejin –Pucha (también conocido como SARAR o SAC), simplifica el modelo de Manski considerando que no hay interacción exógena ($\theta=0$):

$$\begin{aligned}
 y &= \rho \cdot WY + X \cdot \beta + u \\
 u &= \lambda \cdot Wu + \varepsilon
 \end{aligned}
 \tag{4}$$

Lesage & Pace proponen un modelo más sencillo, el modelo Durbin espacial (SDM), en el que propone igualar λ a cero para eliminar la interacción en el error:

$$y = \rho \cdot WY + X \cdot \beta + W X \cdot \theta + \varepsilon \tag{5}$$

A partir de este puede obtenerse otros modelos, entre ellos el modelo espacial de x rezagada (SLX), que es el caso en que la variable esta explicada por las variables independientes, partiendo de (3) se iguala a $\rho=0$:

$$y = X \cdot \beta + W X \cdot \theta + \varepsilon \tag{6}$$

En el modelo lag o modelo espacial autoregresivo (SAR o SLM), el valor de una región depende del valor que adoptan las otras regiones. Partiendo de (3) se iguala a $\theta=0$, obteniendo:

$$y = \rho \cdot WY + X \cdot \beta + \varepsilon \tag{7}$$

Finalmente el modelo de error espacial (SEM) refleja únicamente la dependencia espacial residual, cuya explicación según Moreno y Vayá (Obtenido en Baronio, Vianco, & Rabanal, 2012, p.18) “es la omisión de variables no cruciales que se hallen

correlacionadas espacialmente o por la existencia de errores de medida”. Este modelo se obtiene del modelo (3) al suponer $\theta = -\rho\beta$:

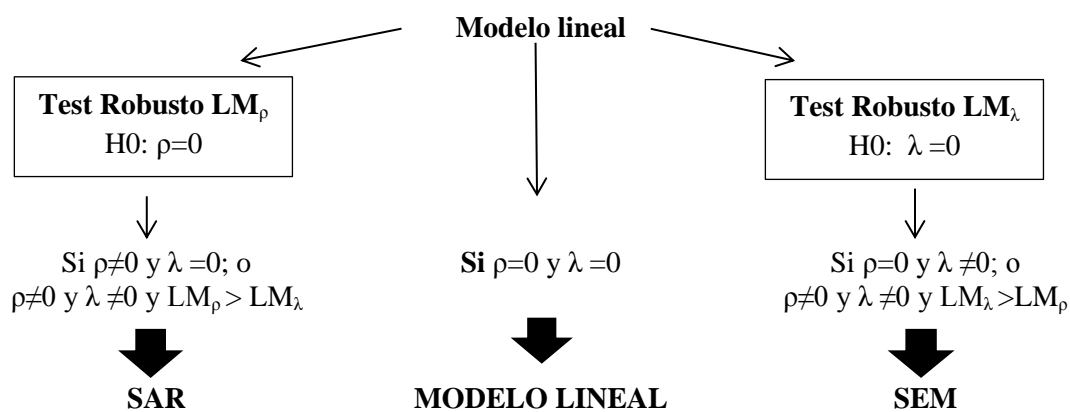
$$y = X \cdot \beta + u$$

$$u = \lambda \cdot Wu + \varepsilon$$
(8)

Criterio para la selección de modelos

Partiendo de los supuestos de que la matriz de pesos es conocida y que las variables explicativas son exógenas, se identifican dos métodos. El primero es el enfoque bottom-up (**Figura 1**), el cual comienza con un modelo lineal no espacial, a partir del cual se pone en práctica un test de multiplicadores de Lagrange, que define qué modelo es el adecuado entre un SAR, SEM, y modelo lineal (Floch & Le Saout, 2018).

Figura1: Enfoque *bottom-up*.



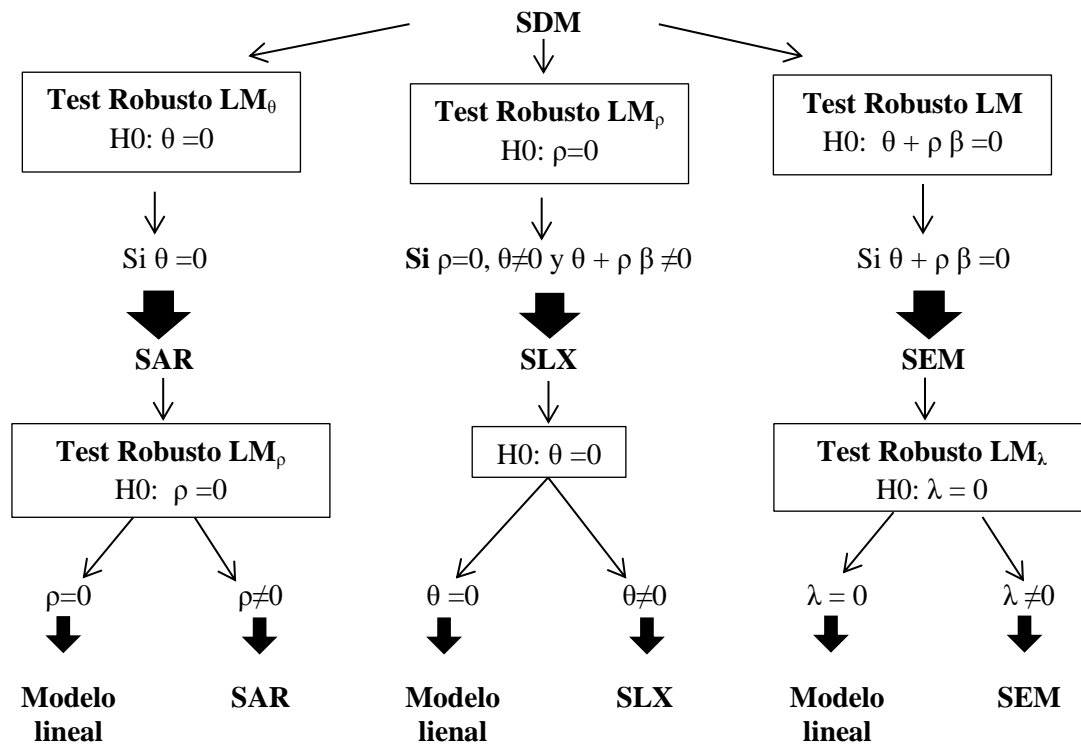
Fuente: Traducción en base a (Floch & Le Saout, 2018)

El enfoque top-down (**Figura 2**) trabaja al revés, parte desde el modelo espacial de Durbin, y de ahí busca determinar con pruebas de cociente de probabilidad, el modelo que mejor se adecua a las observaciones.

Elhorst en 2010 propuso una combinación de ambos enfoques para determinar el modelo más apropiado. Consiste en empezar con el enfoque bottom-up, pero ante la interacción espacial ($\rho \neq 0$ o $\lambda \neq 0$), se confirma la elección del modelo a través de un test

de cociente de probabilidad y multiplicadores de Lagrange. El modelo finalmente elegido es el que demuestre a priori ser el más robusto.

Figura 2: Enfoque *top-down*.



Fuente: Traducción en base a (Floch & Le Saout, 2018)

En este trabajo se utilizará el software GeoDA para el análisis exploratorio espacial y la determinación del modelo econométrico adecuado (tanto espacial como lineal). El software fue desarrollado por Luc Anselin, que propone el enfoque bottoms-up, el cual será el criterio adoptado en este trabajo para determinar el modelo adecuado.

Modelo propuesto

En este trabajo se replica el modelo propuesto por Marchesini da Costa (2017) con algunas modificaciones debido a los datos disponibles. El mismo analiza cómo la presencia del estado y las OSC tiene impactos en el indicador de bienestar “IDH” y el indicador de desigualdad “Coeficiente de Gini”.

El bienestar, a pesar de las críticas desde las teorías del desarrollo, continúa midiéndose con los indicadores tradicionales, PBI per cápita y Coeficiente de Gini. Lo que permite analizar dos facetas, el crecimiento de los ingresos en una economía y la distribución de estos. La incorporación de nuevos indicadores como el IDH aporta una visión más amplia acorde a los conceptos de desarrollo y bienestar. Sin embargo, estos indicadores se basan en la variación de la renta y la distribución de ésta (Díaz Simal & Torres Ortega).

Las variables dependientes son dos, primero la diferencia en el IDH provincial entre los años 2006 y 2016 (Y1), y segundo la diferencia entre el coeficiente de Gini de las provincias entre los **mismos** años (Y2).

Las variables independientes, por otro lado, serán la variación poblacional provincial (X_1) entre 2006 y 2016, la diferencia en el gasto de capital provincial per cápita (X_2), la población por OSC creada (X_3), y la variable dependiente omitida - cuando se use el IDH como variable dependiente se tomará el Coeficiente de Gini como independiente y viceversa - (X_4). Resumiendo el modelo lineal:

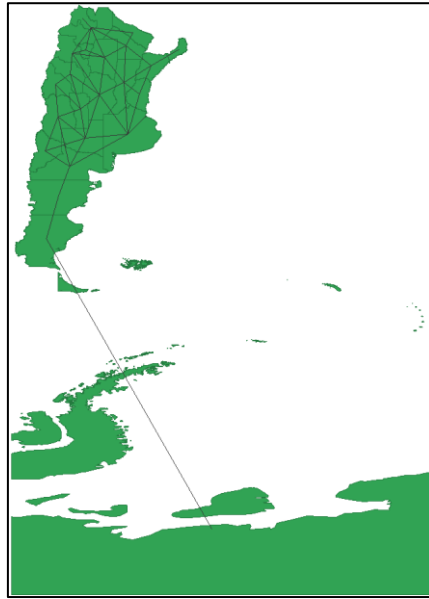
$$Y1 = \alpha + \beta_1 X1 + \beta_2 X2 + \beta_3 X3 + \beta_4 X4 + \varepsilon \quad (9)$$

$$Y2 = \alpha + \beta_1 X1 + \beta_2 X2 + \beta_3 X3 + \beta_4 X4 + \varepsilon \quad (10)$$

Siguiendo la propuesta de Luc Anselin, en primer lugar se estimó un modelo lineal de acuerdo al trabajo de Marchesini da Costa (2017), para luego evaluar el test de multiplicadores de Lagrange, que determine el modelo espacial más adecuado a estimar (SAR o SEM).

La matriz de pesos se realizó según el criterio de “vecindad reina” con una distancia de primer orden (**Imagen 1**).

Imagen 1: Gráfico de conectividades



Fuente: Elaboración propia.

Econometría espacial en datos de panel

El uso de datos de panel permite incorporar en el modelo un análisis de las dimensiones temporales y estructurales. El mismo tiene varios beneficios en la estimación de modelos. Primero el incremento en el tamaño de muestra que mejora la precisión de las estimaciones; segundo puede ser usado para estimar modelos dinámicos y por último permite capturar heterogeneidades no observables, ya sea entre las observaciones o en el tiempo (Baronio & Vianco, 2014) (Bouayad Agha, Le Gallo, & Védrine, 2018).

Este último suele ser el objetivo principal del uso de datos de panel, permitiendo observar efectos individuales específicos o efectos temporales. Los primeros se refieren a los efectos que impactan sobre cada uno de los agentes en estudio independientemente del tiempo. Por otro lado, los efectos temporales refieren a impactos sobre todos los agentes en un momento determinado de tiempo (Baronio & Vianco, 2014).

Modelo de datos de panel

La especificación general de los modelos de datos de panel es la siguiente:

$$Y_{it} = \beta_1 X1_{it} + \beta_2 X2_{it} + \dots + \beta_k Xk_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

Donde i se refiere a la unidad de observación (corte transversal), t a la dimensión temporal y X_{it} es la i -ésima observación al momento t para las k variables explicativas.

En estos modelos los efectos de todas las variables omitidas son importantes si se consideran en conjunto. El efecto de las variables omitidas, se puede capturar en el término constante de un modelo de regresión; el cual representa una misma variable por cada individuo fija en el tiempo, variable por periodo y constante entre individuos y una variable que cambia en el tiempo y por individuos.

Para incorporar esta heterogeneidad no observada pueden utilizarse dos tipos de modelos: modelo de efectos fijos y modelo de efectos variables.

Los modelos de efectos fijos reflejan la heterogeneidad individual teniendo en cuenta los efectos individuales específicos que son constantes en el tiempo, suponiendo independencia entre los efectos. Una limitación de este modelo es la pérdida de grados de libertad (Baronio & Vianco, 2014) (Bouayad Agha, Le Gallo, & Védrine, 2018). Su forma general será:

$$Y_{it} = \beta X_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

Donde Y es la variable dependiente; X la variable independiente; i representa al individuo; t al tiempo; β la pendiente; α_i los efectos individuales y ε_{it} al término de error (Moreno-Brieva, He, & Merino, 2019).

Por otro lado los modelos de efecto aleatorio, que considera a los efectos individuales como dependientes entre sí, distribuidas aleatoriamente alrededor de un valor dado (Baronio & Vianco, 2014) (Bouayad Agha, Le Gallo, & Védrine, 2018). Este emplea el Método Generalizado de Momentos (MGM), donde se asume que los efectos individuales no están correlacionados con las variables explicativas del modelo.

$$Y_{it} = \beta X_{it} + (\alpha_i + \varepsilon_{it}) \quad (13)$$

Donde Y es la variable dependiente; X la variable independiente; i representa al individuo; t al tiempo; β la pendiente; α_i los efectos individuales y ε_{it} al término de error (Moreno-Brieva, He, & Merino, 2019).

La elección entre modelos de efectos fijos o efectos aleatorios, no tiene un consenso, depende de los objetivos del estudio, del contexto de los datos y el número de datos disponibles. El test de Hauman es una herramienta útil en la determinación de cuál de los métodos es más conveniente utilizar.

Al incorporar a los efectos fijos la autocorrelación espacial se obtendrán las siguientes combinaciones:

- Del modelo SDM:

$$Y_{it} = \rho \sum_{i \neq j} W_{ij} Y_{ij} + X_{it} \beta + \sum_{i \neq j} W_{ij} X_{ij} \theta + \alpha_i + u_{it} \quad (14)$$

- Del modelo SEM:

$$Y_{it} = X_{it} \beta + \alpha_i + u_{it} \quad (15)$$

$$u_{it} = \lambda \sum_{i \neq j} W_{ij} u_{ij} + \varepsilon_{it}$$

- Del modelo SAR

$$Y_{it} = \rho \sum_{i \neq j} W_{ij} Y_{ij} + X_{it} \beta + \alpha_i + u_{it} \quad (16)$$

- Del modelo SAC

$$Y_{it} = \rho \sum_{i \neq j} W_{ij} Y_{ij} + X_{it} \beta + \alpha_i + u_{it} \quad (17)$$

$$u_{it} = \lambda \sum_{i \neq j} W_{ij} u_{ij} + \varepsilon_{it}$$

Por otro lado al tener en cuenta la dependencia espacial en los modelos de efecto variable se arriba a los siguientes modelos, estimados por el MGM:

- Del modelo SDM:

$$Y_{it} = \rho \sum_{i \neq j} W_{ij} Y_{ij} + X_{it} \beta + \sum_{i \neq j} W_{ij} X_{ij} \theta + (\alpha_i + u_{it}) \quad (18)$$

- Del modelo SEM:

$$Y_{it} = X_{it} \beta + \alpha_i + u_{it} \quad (19)$$

$$u_{it} = \lambda \sum_{i \neq j} W_{ij} u_{ij} + \varepsilon_{it}$$

- Del modelo SAR

$$Y_{it} = \rho \sum_{i \neq j} W_{ij} Y_{ij} + X_{it} \beta + (\alpha_i + u_{it}) \quad (20)$$

- Del modelo SAC

$$Y_{it} = \rho \sum_{i \neq j} W_{ij} Y_{ij} + X_{it} \beta + (\alpha_i + u_{it}) \quad (21)$$

$$u_{it} = \lambda \sum_{i \neq j} W_{ij} u_{ij} + \varepsilon_{it}$$

Modelos propuestos

En la aplicación de metodos de datos de panel, las pruebas de correlación espacial como I de Moran no pueden ser aplicadas; por lo que se deben a dejar a un lado los criterios de selección de modelo espaciales. En su reemplazo se tomará como base el estudio de Belotti (2016) que propone estimar todos los modelos (Mínimos cuadrado, SAR, SEM, SDM y SAC); cada uno teniendo en cuenta modelos de efectos fijos u aleatorios de acuerdo a los modelos de datos de panel.

El modelo propuesto mantiene las variables explicativas de acuerdo a la visión de Marchesini da Costa (2017), la variación poblacional provincial (X_1), la variación en el gasto de capital provincial per cápita (X_2), la diferencia en población sobre OSC creadas (X_3), y la variable dependiente omitida (X_4). En cuanto a las variables a explicar, serán el indicador de bienestar IDH (Y1) y el de desigualdad Coeficiente de Gini (Y2).

En este modelo se analizan dos periodos de tiempo, el primero la variación de las variables entre 2006 y 2011, y la variación de las mismas entre 2011 y 2016.

Matemáticamente se expresan:

$$Y_{1it} = \alpha_i + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \beta_4 X_{4it} + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

$$Y_{1it} = \alpha_i + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \beta_4 X_{4it} + \varepsilon_{it} \quad (23)$$

Variables de estudio

La justificación de la elección de las variables se fundamenta en los modelos empíricos propuestos por la economía del bienestar; y del trabajo “Análise de colaborações entre governo e ONGs e da densidade de ONGs no Brasil” de Marcelo Marchesini da Costa.

La variable Población, el Coeficiente de Gini y el IDH se obtuvieron de la página web de la Subsecretaría de Relaciones con Provincias; lo que permite observar el crecimiento demográfico, la redistribución del ingreso y el indicador relativo de bienestar, respectivamente. Los conceptos de Gasto reflejan la capacidad de respuesta estatal (Marchesini da Costa, 2017); se obtuvo el gasto consolidado de la Administración Central junto con las demás dependencias provinciales del sitio web de la Oficina Nacional de Presupuesto. Y por último, se obtuvieron el número de OSC para evaluar la mayor o menor presencia de OSC a lo largo del tiempo en el territorio nacional, obtenido del sitio del Centro Nacional de Organizaciones de la Comunidad (CENOC).

El gasto de capital per cápita de cada año se obtuvo en términos nominales, y se deflactó para obtener a valores reales en base año 2017. El deflactor se obtuvo empalmando las series Índice de Precios Internos Básicos al por Mayor (IPIB) de 1996 a octubre de 2015; el Índice de Precios Consumidor Buenos Aires (IPCBA) de octubre de 2015 a diciembre 2015 y IPIB de diciembre de 2015 a diciembre 2017.

El análisis de articulación será realizado para los años 2006, 2011 y 2016; ello debido a la información disponible. Dos variables fueron las limitantes a la hora de seleccionar el periodo de análisis: El cálculo de IDH, que se obtuvo entre el periodo 1991 y 2016 (cada 5 años) y el Coeficiente de Gini, que se consiguieron datos anuales de 2003 a 2017.

A continuación se detallan cada una de las variables, su definición y forma de construcción.

Índice de Desarrollo Humano

El IDH se construye como la media no ponderada de tres índices: “Índice de Esperanza de vida”, “Índice de Educación” e “Ingreso nacional bruto per cápita”. El primero de ellos representa longevidad en el sentido de una “Vida Larga y Saludable”, y para su cálculo se utilizan las tablas de Esperanza de Vida al Nacer. El siguiente representa la dimensión del conocimiento, que está formado por dos indicadores: “Años esperados de escolaridad” (que espera recibir un niño si los patrones de matriculación se mantienen constantes), y “Años promedio de escolaridad” (años de educación promedio recibidos por las personas de 25 años o más). Finalmente el Ingreso nacional bruto per cápita, que se calcula a partir de los ingresos totales de una economía a los que se le deducen los ingresos pagados por el uso de factores de producción del resto del mundo; el cual representa el “nivel de vida” que tiene una población (Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo, 2018).

Este Indicador refleja la multidimensionalidad de la concepción del desarrollo humano, es simple en su cálculo y universal; lo que permite la comparación entre países y temporalmente. Sin embargo, esta simpleza se la crítica de excesiva, ya que es difícil reducir un concepto tan abarcativo como el IDH a un solo valor. Además la información que aporta es reducida por la misma naturaleza simple pero multifacética. (Capitán, 1998)

Coefficiente de Gini

El Coeficiente de Gini es un indicador de la desigualdad en la distribución del ingreso. Este valor varía entre 0 y 1, en donde “0” representa una situación de perfecta distribución y 1 la situación de extrema desigualdad. Una ventaja de este indicador de desigualdad es la de su fácil interpretación, si el coeficiente de Gini es de 0.70, al comparar el ingreso de dos individuos elegidos al azar se espera que la diferencia absoluta en su patrimonio sea 70% del ingreso medio (Medina H. & Galván , 2008) (INDEC, 2018).

La construcción del coeficiente deriva de la Curva de Lorenz, el área entre esta curva (que representa el porcentaje acumulado de ingreso recibido por un determinado grupo de población) y la recta de equidistribución (situación en la que cada grupo de hogares recibe el mismo porcentaje de ingresos) será igual al coeficiente de Gini (Medina H. & Galván , 2008).

Gasto de capital per cápita

La Oficina Nacional de Presupuesto (2016, p.256) define a los gastos públicos de capital como: “los gastos destinados a la adquisición o producción de bienes materiales e inmateriales y a inversiones financieras, los cuales incrementan el activo del Sector Público Nacional y sirven como instrumentos para la producción de bienes y servicios” Está compuesto por las cuentas de *Inversión real directa*, *Transferencias de capital*, *Inversión financiera* y *Gastos figurativos para transacciones de capital*.

El gasto de capital per cápita de cada año se obtuvo en términos nominales, se deflataron los datos para obtenerlos a valores reales en base año 2017. Al igual que antes, el deflactor se obtuvo empalmando las series de Índice de Precios Internos Básicos al por Mayor (IPIB) de 1996 a octubre de 2015; el IPCBA de la Ciudad de Buenos Aires (de octubre de 2015 a diciembre 2015) y IPIB de diciembre de 2015 a diciembre 2017. Para obtener el gasto total incurrido per cápita, se dividió al Gasto Total por la población en cada año.

Número de Organizaciones de Sociedad Civil

El número de OSC, representa el número de organizaciones creadas o que aporta sus datos al registro de CENOC. Es un registro voluntario por lo que la variable subestima el número real de OSC que comienzan a realizar sus actividades. Para la obtención de esta variable se depuró las OSC duplicadas. El criterio utilizado fue la de permanencia en el tiempo, por lo que se optó por dar entrada a la OSC en la primera fecha de ingreso.

Articulación entre OSC y los Estados Provinciales

El análisis de articulación entre las OSC y los Estados Provinciales será acotado a los años 2006, 2011 y 2016 y se realizará a través de datos cuantitativos obtenidos de fuentes secundarias.

El “Tercer sector” en la actualidad

En esta primera parte se presentan y analizan los datos obtenidos de CENOC. Esta información corresponde a los últimos datos procesados que posee el organismo sobre el territorio nacional, correspondientes al periodo 2018.

Vale la pena aclarar los limitantes de la base de datos de CENOC, siendo este un registro voluntario de las organizaciones sociales; y además no realiza un seguimiento de la situación de las organizaciones inscriptas. Por otro lado, existen muchas organizaciones que han dado más de una respuesta o respuestas múltiples; lo que implica un problema de doble imputación. No fue posible acceder a los microdatos para conocer las respuestas de cada OSC. Para tratar de resolver esta problemática, se consultó al Dr. Sergio De Piero- docente de la Diplomatura Superior Organizaciones de la Sociedad Civil en FLACSO-, quien recomendó utilizar la base de datos de CENOC, mencionando que la misma es el registro existente más completo.

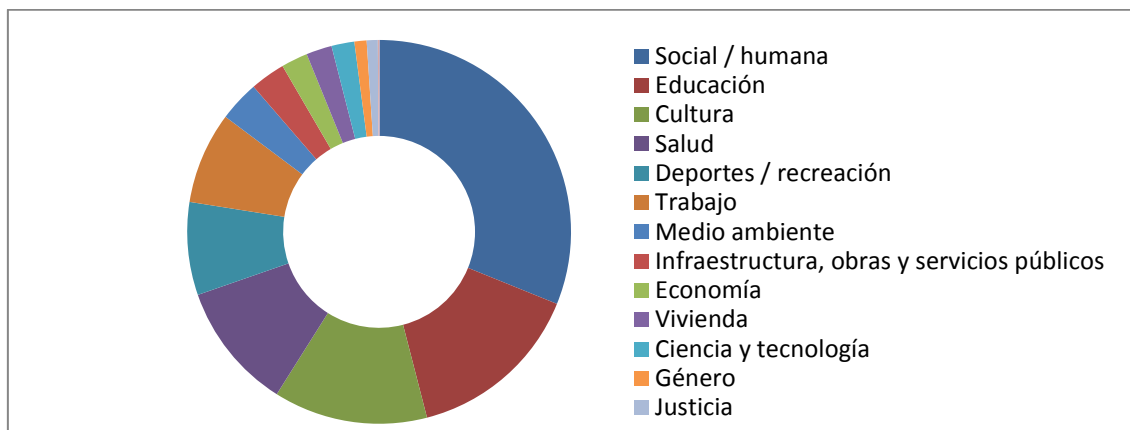
A nivel nacional se encuentran registradas un total de 17.256 OSC. Estas se distribuyen en todo el territorio nacional, las provincias con mayor presencia son: Buenos Aires (4.167), la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (2.592), Santa Fe (1.542), Córdoba (1.192) y Mendoza (896). Estas representan el 60% de la totalidad de las OSC registradas.

Al analizar las temáticas de las OSC en su mayoría realizan trabajos relacionados al área “Social/humana” (30%), le siguen las de “Educación” en un 15%, las “Culturales” (13%), “Salud” (8%); “Deportes/Recreación” (8%), “Trabajo” (8 %), “Medio Ambiente” (3%). El restante 11% formado por OSC bajo temáticas de: “Infraestructura, obras y servicios públicos”, “Economía”, “Vivienda”, “Ciencia y Tecnología”, “Género”, “Justicia”, “Religión”, “Política” y “Seguridad” (**Gráfico 1**).

Por otro lado se clasifican a las OSC sobre las temáticas a las que abocan su labor. Las respuestas- aproximadamente tres veces más grande que la cantidad de OSC-

pueden estar evidenciando un rol multifacético de las OSC o poca precisión en sus objetivos. Lo que es consistente con los cambios que deben realizar las OSC para asegurar su permanencia en el tiempo debido a cambios en las definiciones de los roles de Estado y Sociedad Civil.

Gráfico 1: Áreas temáticas de OSC – Año 2018



Fuente: Elaboración propia en base a datos obtenidos de CENOC.

Al analizar los datos más desagregados, se ve una reducida o nula participación de las organizaciones tradicionales de representación de la Sociedad Civil (Partidos políticos, sindicatos) en este registro.

Análisis Exploratorio períodos 2006, 2011 y 2016

A continuación se presentan los datos de las variables seleccionadas, ubicándolas geográficamente en un mapa político de Argentina dividido en sus 23 provincias y CABA. Se trabajó con una tabla de datos transversales, que tiene como unidades de observación cada una de las provincias; obteniéndose los datos para cada una de las variables (**Anexo1**).

Población

La primera variable es la población respectiva de cada provincia y de la CABA. En el año 2006, Argentina alcanzó un total de 38.970.611 personas en todo su territorio. En cuanto a las provincias se procedió a ordenarlas de acuerdo a su población de manera descendente y se calculó el peso de las provincias en la totalidad nacional. Se observó que al concentrarlas en seis grupos iguales, según la cantidad de provincias, la participación de estos grupos con respecto a la totalidad nacional se mantuvo relativamente constante en el periodo de análisis (**Tabla 1**).

El primer grupo, conformado por Buenos Aires, Córdoba, Santa Fe y la CABA, posee un total de 24.291.707, y representa el 62.33% de la población total. El segundo grupo compone el 14.23% de la población (5.544.095), las provincias que lo conforman son Mendoza, Entre Ríos, Salta y Tucumán. El tercer grupo, formado por Misiones, Chaco, Corrientes y Santiago del Estero, con 3.919.192 habitantes representa el 10.06%. Las provincias de San Juan, Jujuy, Río Negro y Neuquén pertenecen al cuarto grupo con un peso de 6.31% del total (2.458.946). El grupo número cinco contiene 1.766.916 personas, el 4.53% de la población, y se ubican en Formosa, Chubut, San Luis y Catamarca. Finalmente, las provincias de La Rioja, La Pampa, Santa Cruz y Tierra de Fuego forman el sexto grupo con una cantidad de 989.755 personas (2.54%).

Tabla 1: Grupos de provincias Argentinas por población y su participación en el total de población – Año 2006, 2011 y 2016

	2006		2011		2016	
	Población	Proporción	Población	Proporción	Población	Proporción
Grupo 1	24,291,707	62.33%	25,640,427	62.14%	26,932,453	61.79%
Grupo 2	5,544,095	14.23%	5,834,022	14.14%	6,206,888	14.24%
Grupo 3	3,919,192	10.06%	4,138,480	10.03%	4,378,669	10.05%
Grupo 4	2,458,946	6.31%	2,637,237	6.39%	2,821,726	6.47%
Grupo 5	1,766,916	4.53%	1,913,406	4.64%	2,045,554	4.69%
Grupo 6	989,755	2.54%	1,097,918	2.66%	1,205,078	2.76%
Total	38,970,611	100.00%	41,261,490	100.00%	43,590,368	100.00%

Fuente: Elaboración Propia en base a datos de Ministerio del Interior, Obras Públicas y Vivienda.

En los años 2011 y 2016 la población en todas las provincias creció, mostrando el mismo comportamiento a nivel nacional. Este crecimiento se dio prácticamente manteniendo las proporciones; los porcentajes de participación de los grupos en relación a la población del país presentan una pequeña variación. A nivel nacional la población alcanzó un número de 41.263.501 personas en el 2011 y 43.592.384 en 2016.

Índice de Desarrollo Humano.

Los datos provinciales del IDH son analizados gráficamente a través de los mapas de cuantiles (**Imagen 2, Imagen 3, Imagen 4**). Argentina tanto en el 2006, como en el 2011 y el 2016, presenta la clasificación de “Muy Alto” en el IDH: 0,814; 0,838 y 0,848 respectivamente. Por otro lado, todas las provincias presentan notable puntuación en los indicadores de educación y esperanza de vida; sin embargo el índice de ingresos es más heterogéneo entre jurisdicciones, generando divergencias entre las provincias.

En el 2006 se observan dos grupos de provincias, con clasificación alta menos a 0,8 puntos y muy alta igual o superior a 0,8 puntos del índice. El primer grupo está formado por Formosa (0,759), Santiago del Estero (0,770), Chaco (0,777), Salta (0,781), Misiones (0,783), Corrientes (0,787), San Juan (0,791), Tucumán (0,792), Jujuy (0,794). El resto de las provincias componen el segundo grupo, con un índice que va de 0,8 a 0,861. En el 2011 todas las provincias fueron calificadas con un desarrollo humano “Muy Alto”, con CABA como la primera con un valor de 0,880 y Chaco en el último lugar con 0,801. Las provincias con mayor incremento fueron, Salta (6%), Formosa (5,66%), Río Negro (5,22%), Tucumán (5,17%), Chubut (4,55%), Corrientes (4,3%) y Santiago del Estero (4,3%). En el año 2016, aunque el indicador presenta aumento a nivel nacional, la realidad de las provincias fue diferente. Un total de veinte provincias incrementaron su desarrollo humano (en una proporción 2% menor al incremento acontecido entre 2006 y 2011). La Pampa no muestra variación, y Río Negro, Córdoba y Santa Cruz redujeron su IDH.

Coefficiente de Gini

En el 2006, Argentina obtuvo un Coeficiente de Gini de 0,485, observándose una sugerente heterogeneidad entre las provincias. Siguiendo la **Imagen 5**, que divide la población en seis intervalos iguales, se identifican cuatro grupos de provincias. El grupo con mejor distribución del ingreso, entre 0,396 y 0,442 es conformado por San Luis, Santa Cruz, Tierra del Fuego, Mendoza, Córdoba, Santa Fe, CABA, La Pampa y Entre Ríos. En segundo lugar el grupo más numeroso, formado por Misiones, Corrientes, Formosa, Jujuy, Salta, Santiago del Estero, La Rioja, Catamarca, Buenos Aires, Neuquén, Chubut y Río Negro. Estos se ubicaron entre los valores 0,443 y 0,489. Luego, siguen las provincias de Chaco y San Juan, con valores entre 0,489 y 0,536. Y finalmente, Tucumán fue el territorio con mayor desigualdad en el 2006, con un coeficiente de Gini de 0,676.

En cuanto al año 2011, Argentina mejoró la distribución del ingreso con lo que el índice bajó a 0,431. Las provincias mostraron también esta mejora en la totalidad de los territorios. La caída más importante se produjo en Tucumán, cercana al 40%. Esta reducción permite ver con mayor detalle las particularidades entre las provincias (**Imagen 6**). En el año 2016, el coeficiente de Gini aumentó a 0,434 en Argentina (**Imagen 7**). Las provincias por su lado, mostraron un comportamiento dispar; algunas

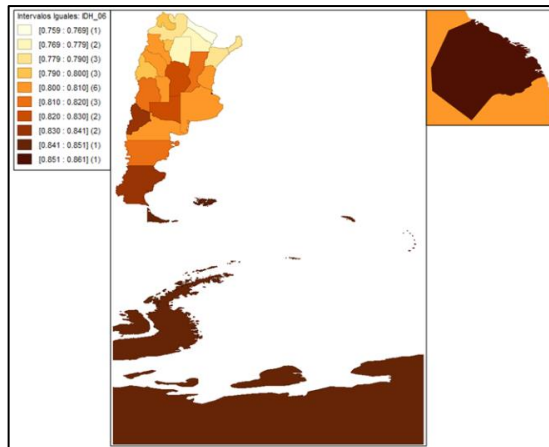
vieron una mejora en el índice y otras una desmejora de la distribución. Entre estas últimas, se encuentran Santa Cruz con un aumento del 0,01%, CABA 2,16%, Mendoza 2,83%, Buenos Aires 3,90%, La Pampa 4,39% y Córdoba 8,11%. La Rioja es la provincia con el coeficiente más bajo (0,315); le siguen las provincias de Chaco (0,369), Formosa (0,366), San Luis (0,367), Tierra del Fuego (0,368), Jujuy (0,372), Entre Ríos (0,374) y Neuquén (0,374). En el cuarto intervalo (entre 0,376 y 0,396) se encuentran las provincias de Santa Cruz, Río Negro, Santiago del Estero, Mendoza, Tucumán, San Juan, Chubut. Las provincias de Corrientes, Santa Fe, Catamarca y CABA pertenecen al quinto intervalo (entre 0,401 y 0,412). Finalmente, las provincias con peor distribución fueron Buenos Aires (0,418), Salta (0,425), Misiones (0,425), La Pampa (0,434) y Córdoba (0,437).

Gasto de Capital per cápita

Para el año 2006, el gasto promedio fue de \$ 6.545,65 con un mínimo de \$503.45 para CABA y un máximo de \$31.168,57 para la provincia de Buenos Aires. Esta última en conjunto con Santa Cruz, Chubut, Santa Fe, Tucumán y Santiago del Estero, representan el 67% del gasto provincial total. Es decir, un cuarto del total de provincias engloba un poco más de dos terceras partes del gasto provincial. El tercio restante se distribuye entre San Luis, San Juan, Tierra del Fuego, Salta, Neuquén, Misiones, Mendoza, Río Negro, Formosa, La Pampa, Córdoba, Entre Ríos, La Rioja, Chaco, Jujuy, Catamarca, Corrientes y CABA (**Imagen 8**). En el año 2011 (**Imagen 9**), en cuatro provincias el gasto de capital disminuyó. Estas fueron Santa Cruz un 27%, Neuquén 14%, Santa Fe 12%, Tierra del Fuego 10%. El resto de las provincias aumentó en promedio un 69%; Formosa tuvo el máximo aumento, un 229% y Chubut el menor, 4%.

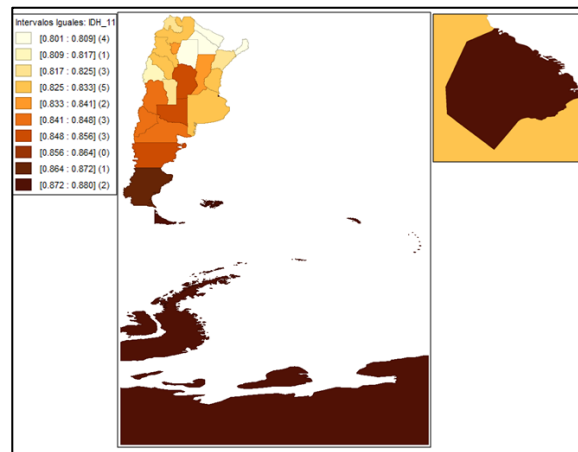
En el 2016 (**Imagen 10**) las provincias lograron en promedio un aumento del 19% con respecto al año anterior, menos en las provincias de Santa Cruz (-91%), La Rioja (-38%), Tucumán (-26%), Mendoza (-25%), Entre Ríos (-25%), Chubut (-11%), La Pampa (-6%) y Formosa (-5%). Entre las provincias que aumentaron se encuentra la provincia de Buenos Aires, representando el 36% del gasto provincial total. Al considerar además, Santiago del Estero, Santa Fe, Chubut, San Luis y San Juan, se englobaría el 60% del gasto provincial de capital total.

Imagen 2: IDH provincial y CABA– Año 2006



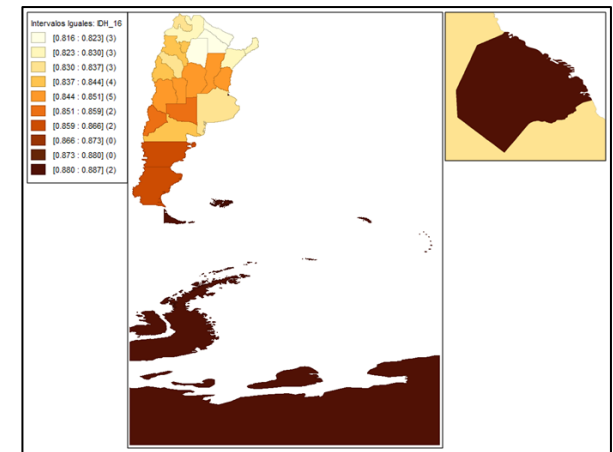
Fuente: Elaboración Propia en base a datos de Ministerio del Interior, Obras Públicas y Vivienda

Imagen 3: IDH provincial y CABA– Año 2011



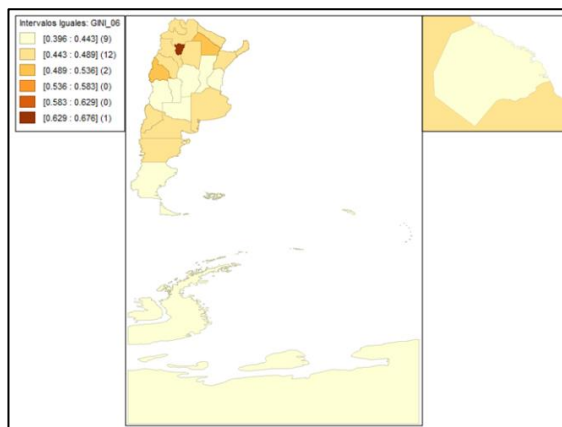
Fuente: Elaboración Propia en base a datos de Ministerio del Interior, Obras Públicas y Vivienda.

Imagen 4: IDH provincial y CABA– Año 2016



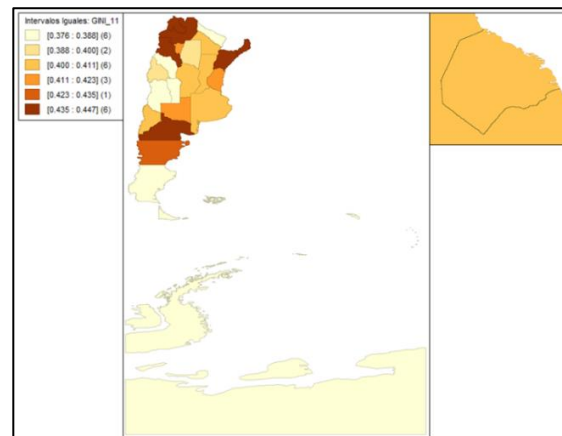
Fuente: Elaboración Propia en base a datos de Ministerio del Interior, Obras Públicas y Vivienda.

Imagen 5: Coeficiente de Gini provincial y CABA–Año 2006



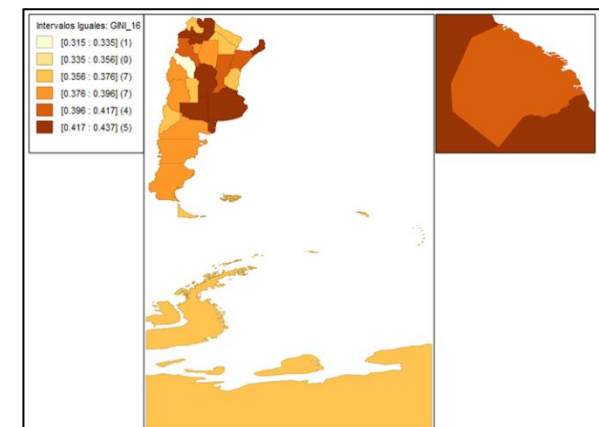
Fuente: Elaboración Propia en base a datos de Ministerio del Interior, Obras Públicas y Vivienda.

Imagen 6: Coeficiente de Gini provincial y CABA–Año 2011



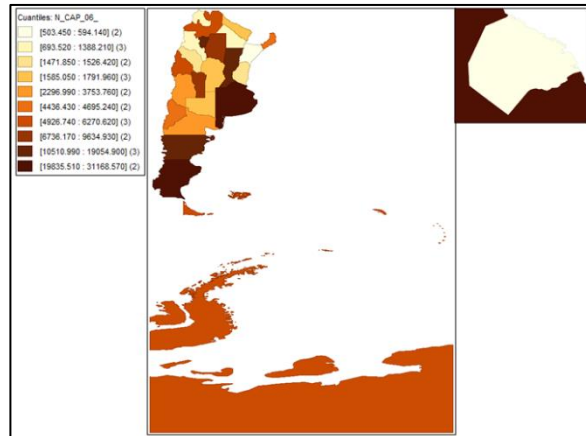
Fuente: Elaboración Propia en base a datos de Ministerio del Interior, Obras Públicas y Vivienda.

Imagen 7: Coeficiente de Gini provincial y CABA–Año 2016



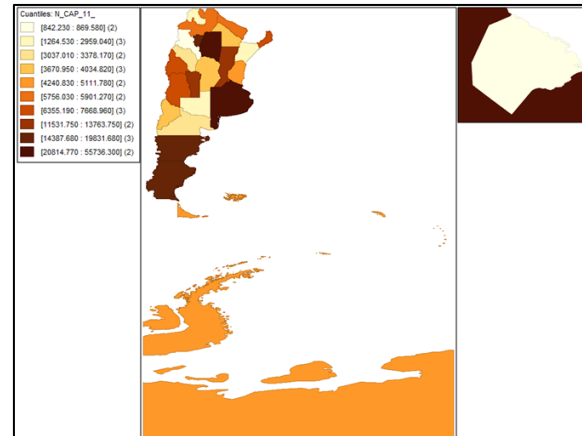
Fuente: Elaboración Propia en base a datos de Ministerio del Interior, Obras Públicas y Vivienda.

Imagen 8: Gasto de Capital per Cápita provincial y CABA– Año 2006



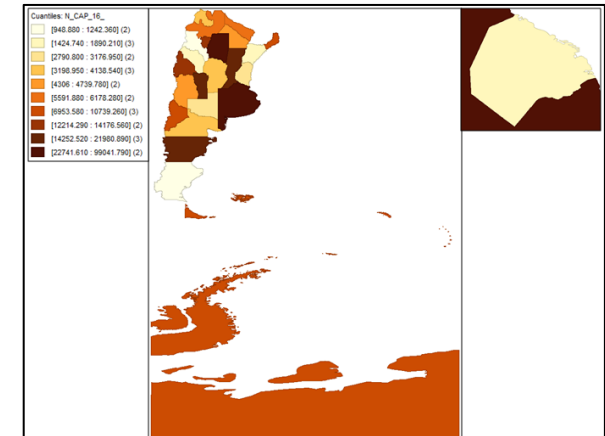
Fuente: Elaboración propia en base a datos de Ministerio del Interior, Obras Públicas y Vivienda..

Imagen 9: Gasto de Capital per Cápita provincial y CABA– Año 2011



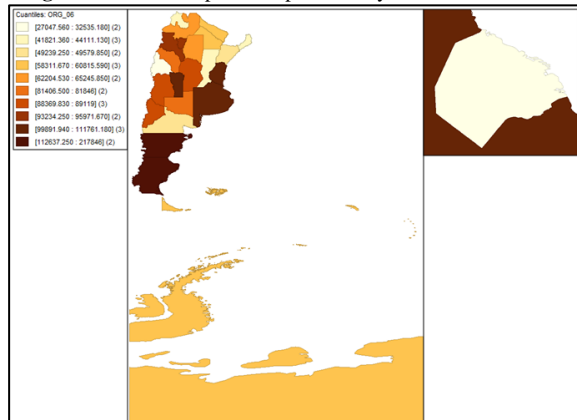
Fuente: Elaboración propia en base a datos de Ministerio del Interior, Obras Públicas y Vivienda.

Imagen 10: Gasto de Capital per Cápita provincial y CABA– Año 2016



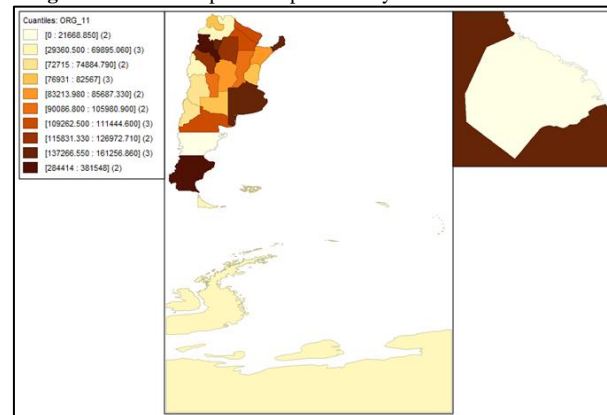
Fuente: Elaboración propia en base a datos de Ministerio del Interior, Obras Públicas y Vivienda.

Imagen 11: Población por OSC provincial y CABA– Año 2006



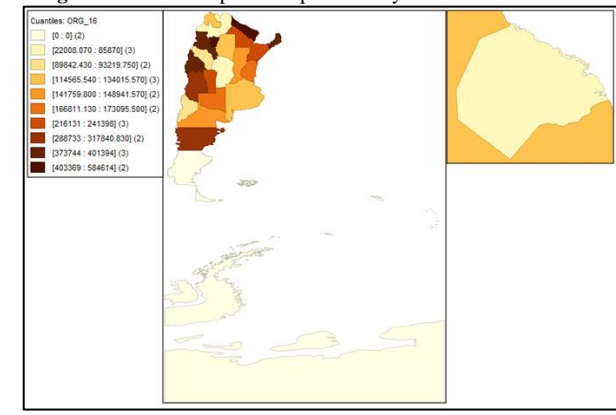
Fuente: Elaboración propia en base a datos de CENOC

Imagen 12: Población por OSC provincial y CABA– Año 2011



Fuente: Elaboración propia en base a datos de CENOC

Imagen 13: Población por OSC provincial y CABA– Año 2016



Fuente: Elaboración propia en base a datos de CENOC

Número de Organizaciones de Sociedad Civil

Se procedió a tomar la mediana de cada año para dividir en dos grupos las tablas de datos provinciales, entre las que tuvieron un número de OSC superior a la mediana y las que tuvieron valores inferiores a la mediana. Además, se observó que independientemente del año, las provincias con mayor número de OSC fueron siempre las mismas, y las provincias con menor número de OSC también presentan pequeña variación en su composición. Por lo tanto, se consideraron 4 grupos de análisis (**Gráfico 2**).

En el 2006, el número de OSC creadas en Argentina fue de 583. De estas un 60% (354) se distribuyen en las provincias de Buenos Aires, CABA, Córdoba y Santa Fe. Le siguen las provincias de Misiones, San Juan, Corrientes, Salta, Mendoza, Chaco, Jujuy, Tucumán, que juntas representan el 27%. El 10% del total creado esta agrupado en las provincias de Santiago del Estero, Río Negro, Entre Ríos, Formosa, Neuquén, La Rioja, Chubut. Por último las provincias de San Luis, La Pampa, Catamarca, Tierra del Fuego y Santa Cruz, que engloban el 3% del total de OSC.

Para el periodo 2011 las variables muestran un comportamiento similar de las variables y la composición de los cuatro grupos. A nivel nacional cayó el número de organizaciones creadas un 16.3%, haciendo un total de 488 organizaciones nuevas. En cuanto a las provincias, la caída promedio fue de 15%. Las provincias de Buenos Aires, CABA, Santa Fe y Córdoba mantuvieron su posición y aumentaron su peso en la totalidad, alcanzando un 64.14%. En compensación, la participación de los otros grupos disminuyó. El segundo grupo cayó un 2% su participación y el tercer grupo redujo su participación un 1%.

En 2016 el número de OSC alcanza un valor de 439, siendo una caída del 10% (menor que el periodo anterior). En cuanto a la situación en las provincias, en promedio disminuyó un 37% la creación de OSC. La creación de OSC en las provincias del primer grupo continua aumentando su peso, siendo en este periodo del 80%. El segundo grupo cae en 10 puntos porcentuales, y su composición varia con la incorporación de las provincias de Santiago del Estero, Neuquén y Río Negro; y salen Tucumán y San Juan. El tercer grupo se reduce un 5%, incorporando entre sus provincias a Tucumán, San

Juan y La Rioja que vuelve a su posición original. La provincia de Formosa abandona el grupo tres y se incorpora en el cuarto grupo. Este último reduce su participación al 1%.

Los resultados son consecuentes con las provincias más pobladas, para convertir a ésta en una variable más representativa se calculó la relación entre la población en cada año para cada provincia sobre el número de OSC creadas en ese año. De esta forma se tiene una “variable proxi” del peso de las OSC en las provincias.

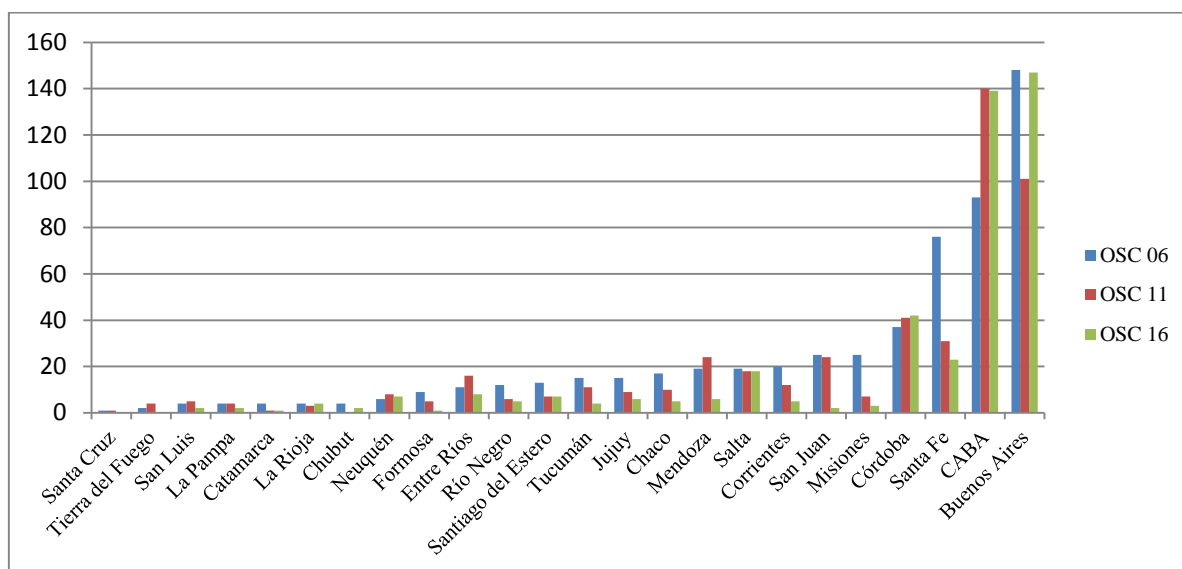
En el año 2006, el promedio de OSC creada, fue de una por 77.413 personas. El máximo de ese año fue de 217.846 (Santa Cruz) y el mínimo 27.048 (San Juan).

En 2011, la media alcanza 108.395 personas por OSC, y la dispersión entre las provincias aumenta en un 89%. Ahora, CABA pasa a representar el mínimo con 21.669 (Excluyendo a Chubut que no tuvo creación de OSC ese año) y la provincia de Catamarca el máximo 381.548.

La tendencia continua en 2016, que aumenta la media un 86%, junto con un aumento del 56% de la diferencia entre las provincias con mayor cantidad de población por OSC y las con menor cantidad.

La creación anual de OSC en todo el período ha caído en un 25%; entre 2006 y 2011 en un 16% y entre 2011 y 2016 en un 10%. Así junto con un aumento poblacional, se observa un mayor número de personas por OSC creada y una mayor heterogeneidad en la presencia de OSC por persona entre las provincias.

Grafico 2: Número de OSC creadas por provincia y CABA – Año 2006-2011-2016



Fuente: Elaboración propia en base a datos de CENOC

Modelo econométrico espacial

En este apartado se detallan los resultados del análisis de correlación espacial y de las regresiones estimadas a través del programa GeoDA, según **Anexo 2**.

Análisis de correlación espacial

Al incorporar la matriz de pesos, es posible evaluar la correlación espacial entre las provincias. Para ello se evalúa el índice de autocorrelación espacial “I de Moran”, que determina si las unidades espaciales se distribuyen aleatoriamente o siguen un patrón determinado (Navarro, 2013). Se analizó la existencia de autocorrelación en las variables IDH, Coeficiente de Gini, Población por OSC y Gasto per cápita.

El test a la variable IDH (**Imagen 14**), arroja un “I de Moran” bajo, positivo, pero no significativo; lo que indica que la variación en el IDH de una provincia no se relaciona con el de las provincias colindantes.

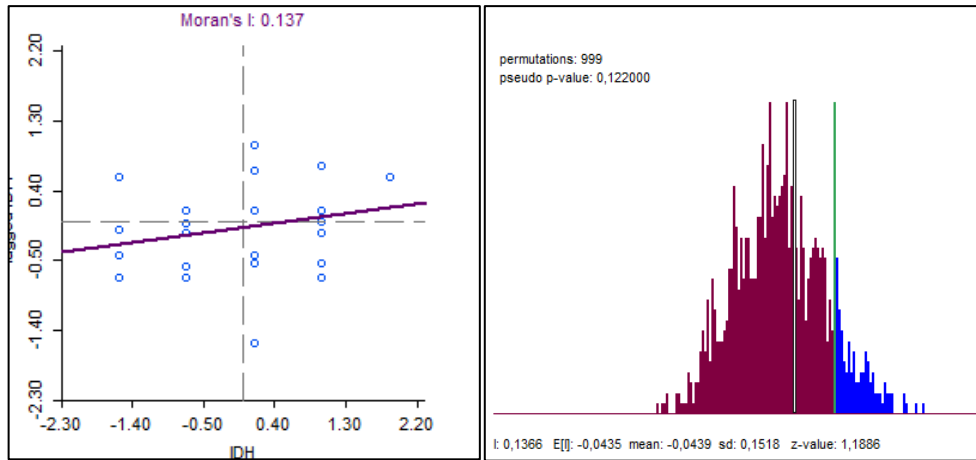
En cuanto al Coeficiente de Gini (**Imagen 15**) detalla un autocorrelación negativa, reducida y no significativa. La interpretación de este resultado es que las variaciones en el coeficiente de una provincia no impactan en las regiones vecinas.

La autocorrelación espacial con respecto a la variable Población por OSC (**Imagen 16**) creada es baja, negativa y significativa. En este caso la variación en el número de personas por OSC creada en una provincia afecta inversamente a las colindantes. La variación en el cociente puede ser explicada por una variación en la población o en el número de OSC creadas; como se analizó anteriormente la población creció en todo el periodo, por lo que las variaciones en el número de OSC creadas explicaría esta relación. Es decir, al aumentar el número de OSC en una provincia cae el número de OSC creadas en las colindantes.

Finalmente, la variable Gasto de capital per cápita, indica una autocorrelación espacial negativa, pequeña y sin significatividad (**Imagen 17**).

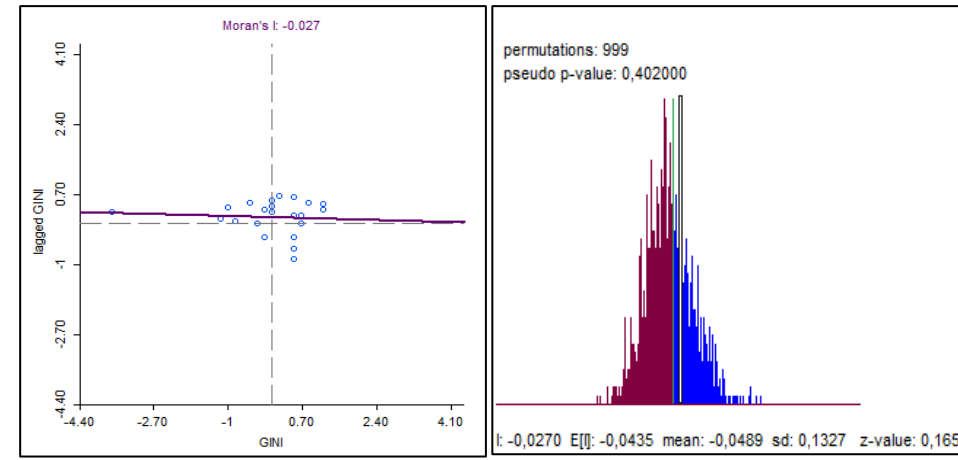
En resumen, el análisis de correlación local no presenta significatividad, por lo que las provincias tienen una distribución espacial aleatoria con respecto a la variación en el IDH, el Coeficiente de Gini y el Gasto de Capital per cápita. En el caso de la población por OSC creada, existe cierto patrón (aunque débil) en la distribución de las provincias.

Imagen 14: I de Moran IDH



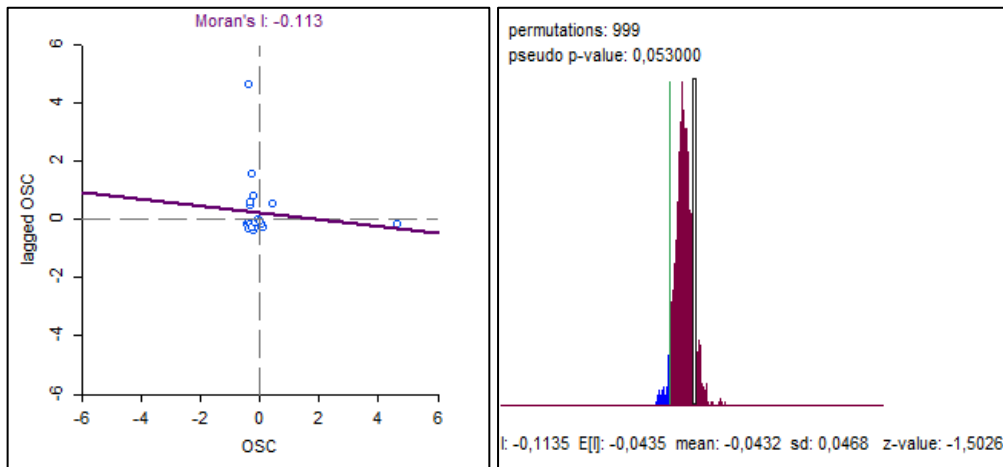
Fuente: Elaboración propia

Imagen 15: I de Moran Coeficiente de Gini



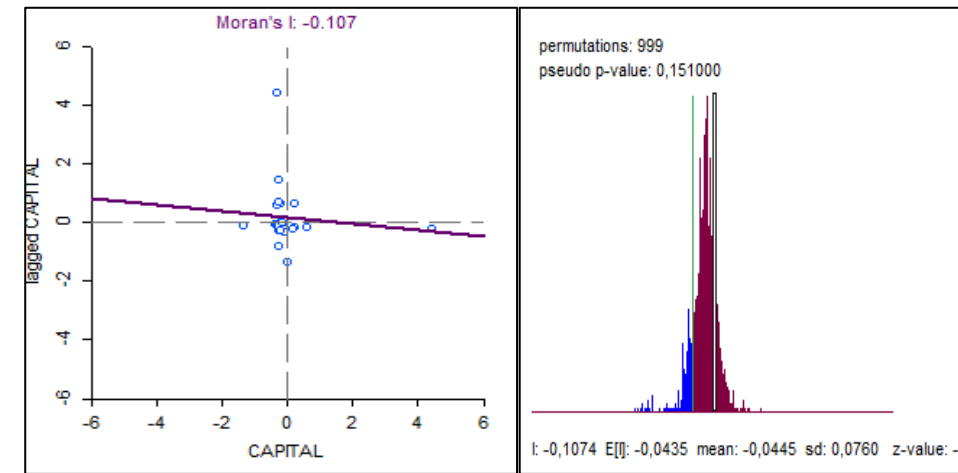
Fuente: Elaboración propia

Imagen 16: I de Moran Población/N° de OSC creadas



Fuente: Elaboración propia

Imagen 1: I de Moran Gasto de Capital per cápita

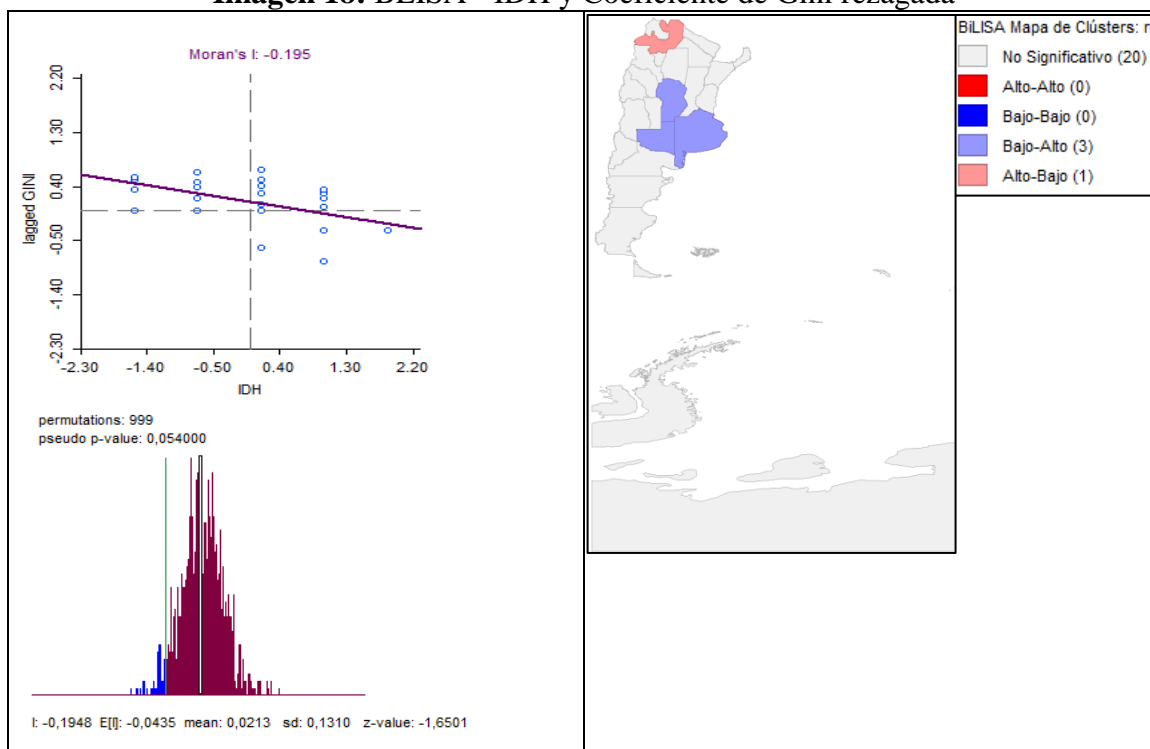


Fuente: Elaboración propia

El Indicador Local de Asociación Espacial Bivalente (BLISA), detecta en mapas clúster o agrupamiento significativo de valores similares alrededor de una región determinada. El análisis bivariable identifica agrupamientos teniendo en cuenta dos variables simultáneamente, una es la variable “objetivo” y la otra una variable diferente rezagada espacialmente. Es decir, si la variable de la provincia colindante determina el valor de la variable objetivo en la provincia en análisis. Para ello se analizará el impacto del IDH y el rezago del Coeficiente de Gini y viceversa; el IDH y el rezago de Población por OSC y el rezago del Gasto de capital; el Coeficiente de Gini y el rezago de la Población por OSC y el Gasto de capital.

La autocorrelación entre el IDH y el coeficiente de Gini rezagado (**Imagen 18**) es significativa, negativa, aunque reducida. La confección de mapas de clústers identifica las provincias de Buenos Aires, Córdoba y La Pampa, provincias que tuvieron un aumento significativo en el IDH junto con provincias colindantes que redujeron levemente su desigualdad. Por otro lado, Salta es una región con una alta variación del IDH, y sus vecinos tuvieron una caída en la desigualdad alta.

Imagen 18: BLISA - IDH y Coeficiente de Gini rezagada



Fuente: Elaboración propia.

El análisis inverso, el Coeficiente de Gini como variable objetivo y el IDH como variable rezagada, presenta también una correlación negativa, reducida y significativa (**Imagen 19**). El mapa de clústers identifica a Buenos Aires, La Pampa, Río Negro y Tierra del Fuego en donde la desigualdad cayó poco y el IDH espacialmente retardado aumentó relativamente poco. Por otro lado, se observa el caso de Chaco que presenta con caída significativa del Coeficiente de Gini, junto con aumentos significativos del IDH de sus vecinos. Salta presenta una situación en la que la desigualdad varió poco y las colindantes tuvieron un aumento alto en el IDH.

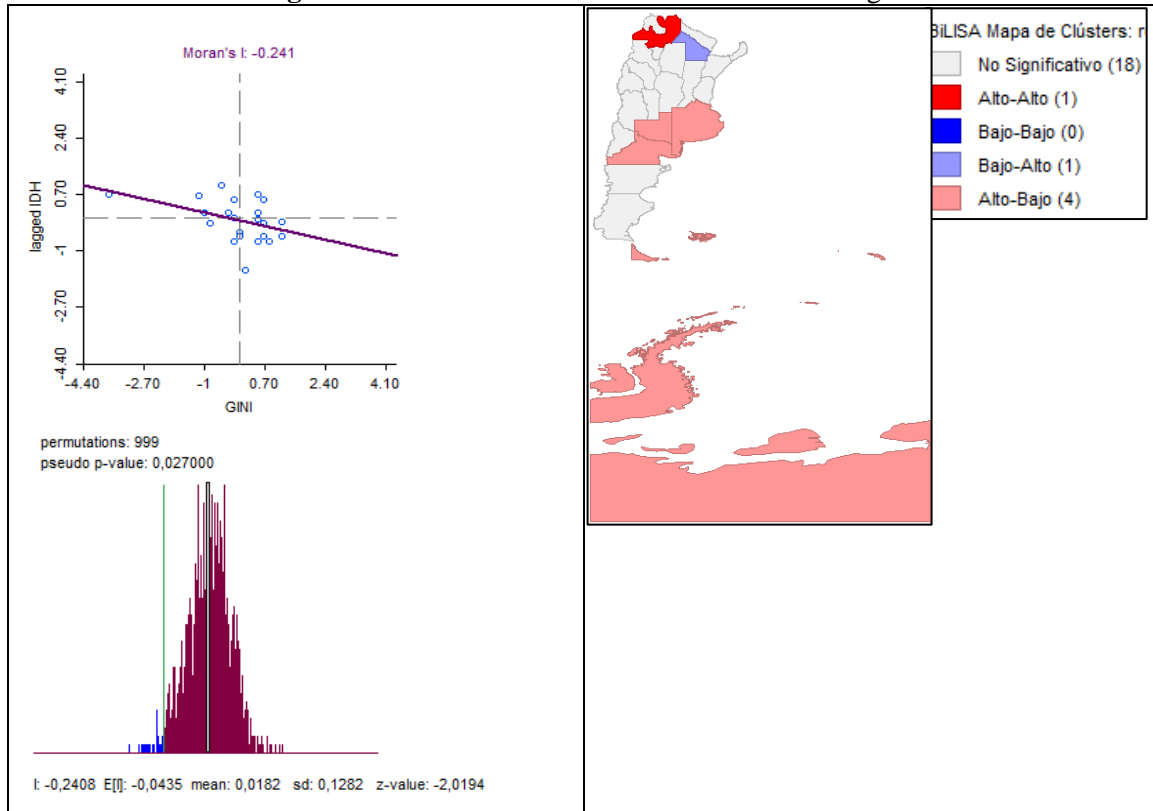
La autocorrelación entre IDH y la población por OSC creada (**Imagen 20**) es negativa y significativa; lo que indica un efecto inverso ante variaciones en la población por OSC en la variación del IDH. Al efectuar mapas de clústers se encuentran tres casos: San Luis, que tuvo una variación alta del IDH y sus vecinos un aumento de población por OSC relativamente bajo; Entre Ríos con un aumento elevado en el IDH y un aumento significativo en la población por OSC de las provincias fronterizas; y CABA con un aumento reducido del desarrollo humano con un aumento significativo en la población por OSC en sus colindantes.

El análisis BLISA entre Coeficiente de Gini y población por OSC creada (**Imagen 21**) indica una autocorrelación baja, positiva y significativa. **Es decir al aumentar la población por OSC creada en una provincia colindante, genera un aumento en la desigualdad de la provincia objetivo.** El análisis destaca dos clústers, San Luis con una reducida caída en la desigualdad ante aumentos reducidos en las OSC creadas en sus vecinos; Entre Ríos y CABA, cuya desigualdad disminuyó levemente y las provincias más próximas tuvieron un aumento alto en el número de población por OSC.

La autocorrelación espacial bivariada entre el IDH y la variable rezagada Gasto de Capital per cápita (**Imagen 22**), refleja una correlación media, negativa y significativa; al aumentar la intervención estatal en las provincias colindantes afectaría negativamente el desarrollo de la provincia bajo análisis. El estudio de clústers destaca las provincias de Córdoba, Santa Fe y CABA, las que presentan un aumento relativamente reducido en el desarrollo, junto a provincias con un incremento elevado en el Gasto de Capital per cápita. Adicionalmente se observa el caso de Chubut y Tierra del Fuego, en donde el aumento en el indicador fue elevado y las provincias vecinas incrementaron en menor

proporción su Gasto de Capital. Por último, el caso de Entre Ríos que combinó un elevado incremento en el IDH, acompañado por un elevado incremento del gasto de Capital per cápita de sus colindantes

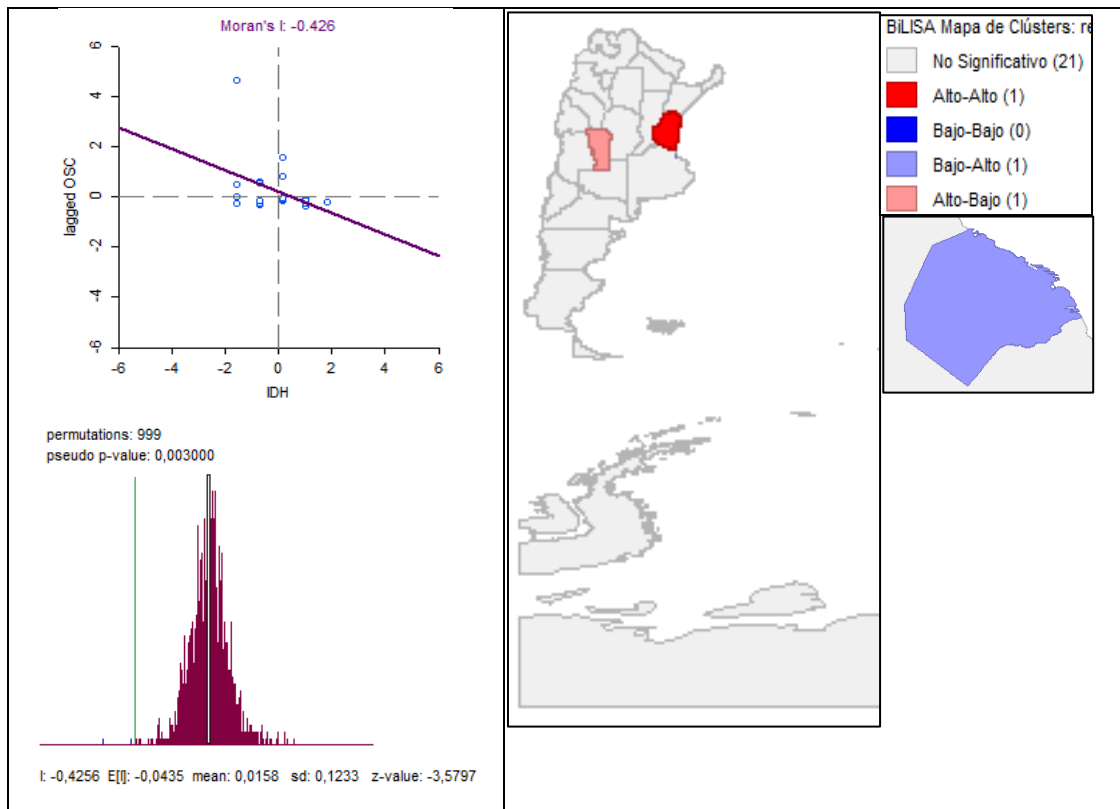
Imagen 19: BLISA - Coeficiente de Gini e IDH rezagado.



Fuente: Elaboración propia.

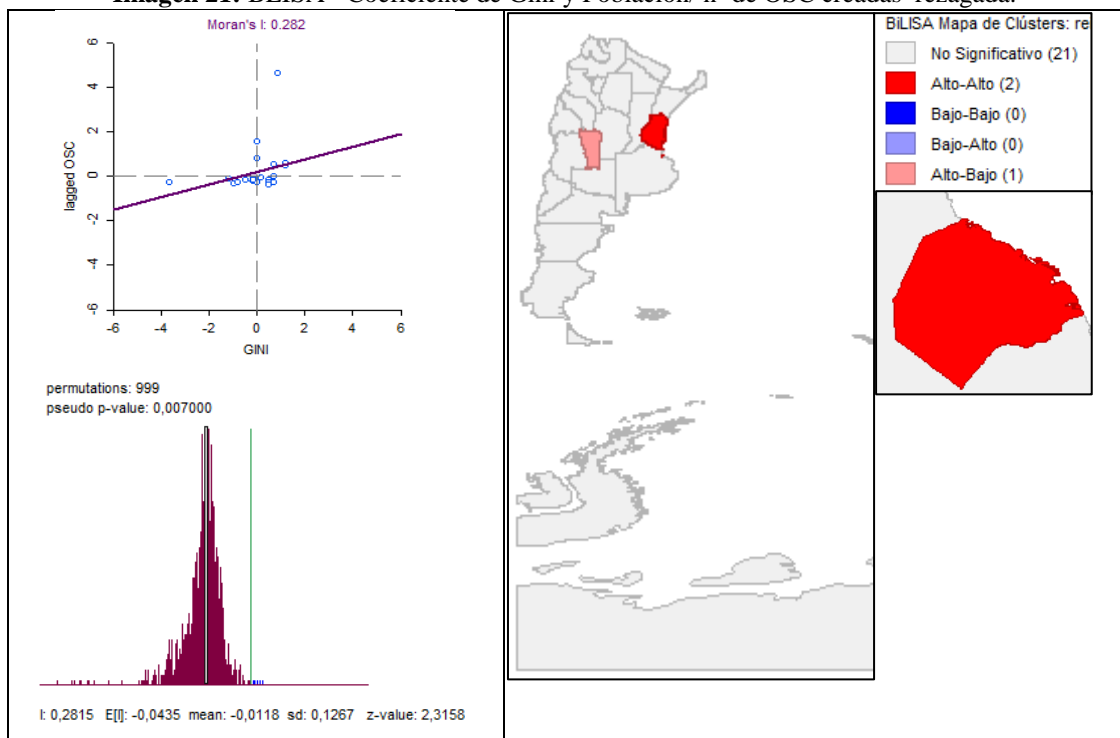
El último BLISA realizado, Coeficiente de Gini y Gasto de Capital per cápita (**Imagen 23**), es positivo y significativo, aunque reducido. En este caso se observaría aumentos en la desigualdad ante una mayor participación estatal. El Mapa de clústers indica que las provincias de Córdoba, Santa Fe, Entre Ríos y CABA presentan una disminución leve en la desigualdad y las jurisdicciones provinciales vecinas incrementaron su participación. Por otro lado, se destaca la provincia de Chubut, en donde la desigualdad se redujo significativamente y el Gasto de Capital per cápita aumentó relativamente menos en sus vecinos. El caso de Tierra del Fuego presentó una caída leve en el coeficiente, en cuanto a sus colindantes aumentaron levemente la participación estatal.

Imagen 20: BLISA - IDH y Población/ n° de OSC creadas rezagada.



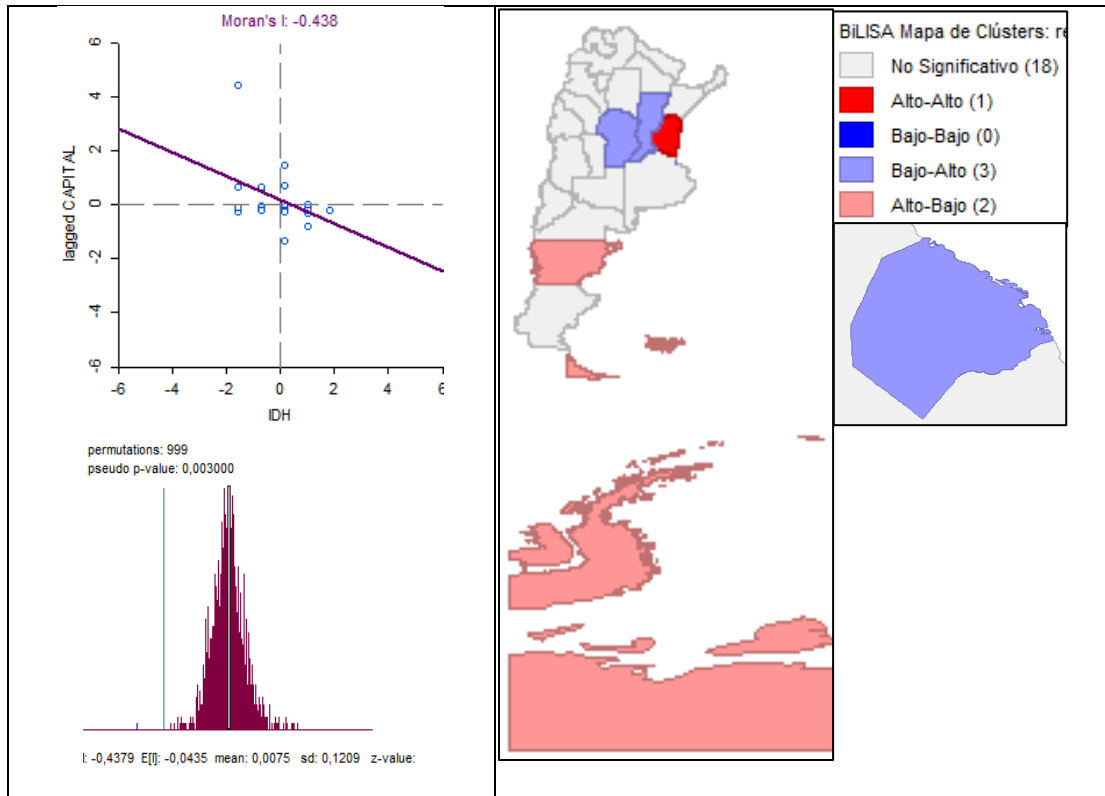
Fuente: Elaboración propia.

Imagen 21: BLISA - Coeficiente de Gini y Población/ n° de OSC creadas rezagada.



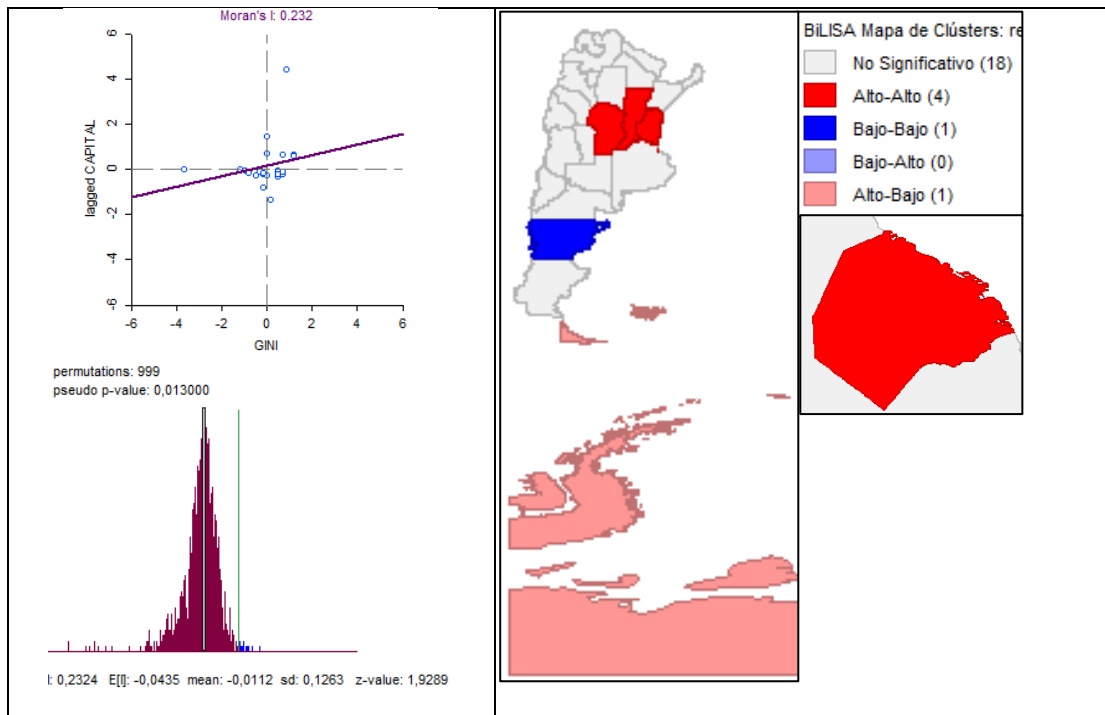
Fuente: Elaboración propia.

Imagen 22: BLISA - IDH y Gasto de Capital per cápita rezagado



Fuente: Elaboración propia.

Imagen 23: BLISA - Coeficiente de Gini y Gasto de Capital per cápita rezagado



Fuente: Elaboración propia.

Sintetizando, a pesar de que el análisis de autocorrelación espacial individual indica poca significatividad, los test de BLISA manifiestan correlaciones relevantes. Se observa que ante variaciones positivas en el IDH de las provincias vecinas, afecta inversamente la variación en la desigualdad de la provincia analizada. Al mismo tiempo, ante aumentos en la desigualdad de las provincias fronterizas, se genera un impacto inverso sobre el desarrollo de la provincia bajo análisis. Por otro lado, la variación positiva en la población por OSC de las provincias colindantes afecta inversamente al IDH provincial y directamente al Coeficiente de Gini provincial. Por último, incrementos en Gasto de Capital per cápita de las provincias vecinas generaría una reducción en el desarrollo provincial y un aumento en la desigualdad provincial.

Resultados de estimación por modelos econométricos espacial

El modelo econométrico espacial propuesto analiza la variación entre los años 2006 y 2016, de los indicadores de bienestar, la participación estatal y la presencia de OSC (**Anexo 2**). Explícitamente se especifican dos modelos, el primero:

$$IDH_i = \alpha + \beta_1 X1_i + \beta_2 X2_i + \beta_3 X3_i + \beta_4 X4_i + \varepsilon_i$$

Donde $X1$ es la diferencia poblacional, $X2$ es la diferencia en el gasto de capital per cápita, $X3$ es la variación de población por OSC, $X4$ representa la variación del Coeficiente de Gini e i la i -ésima provincia analizada.

Los resultados del modelo (**Imagen 24**) muestra: un R^2 de 0,53, se presenta normalidad y es homocedástico. Al analizar los coeficientes, la variable población ($X1$) tiene un coeficiente negativo, por lo que, ante aumentos en la población la diferencia del IDH disminuye. La variable que mide el cambio en gasto de capital ($X2$) tiene un coeficiente positivo, es decir, ante aumentos en la diferencia del gasto de capital la diferencia del IDH también aumenta. La población por número de OSC creadas ($X3$) está acompañada por un coeficiente negativo, por lo que si se crearan un mayor número de OSC que en el periodo anterior, se reduciría la diferencia en el IDH entre los periodos. Con respecto a la variable Coeficiente de Gini ($X4$), el coeficiente negativo manifiesta que frente a aumentos en la desigualdad, la variación en el desarrollo

provincial disminuye. Sin embargo, ésta variable explicativa, a diferencia de las anteriores, no es significativa.

La salida de GeoDA, presentado en la **Imagen 24**, evalúa la autocorrelación espacial global, a través del “I de Moran” y los test de “multiplicadores de Lagrange”. Éstos test rechazan la significatividad de la correlacione espacial. Por lo que el mejor modelo de estimación sería el de mínimos cuadrados.

En cuanto al segundo modelo:

$$GINI_i = \alpha + \beta_1 X1_i + \beta_2 X2_i + \beta_3 X3_i + \beta_4 X4_i + \varepsilon$$

Donde $X1$ es la diferencia poblacional, $X2$ es la diferencia en el gasto de capital per cápita, $X3$ es la variación de población por OSC, $X4$ representa la variación en el IDH e i la i -ésima provincia analizada.

Los resultados obtenidos de la estimación se detallan en la **Imagen 25**. La misma indica un R^2 de 0,16, no presenta normalidad y rechaza la hipótesis de heterocedasticidad. Ninguna de las variables explicativas indica significatividad individual, lo que sugiere la revisión de las mismas.

Por otro lado siguiendo a Anselin (2005), al rechazarse el test Lagrangiano de Rezago y Error, para evaluar correlación espacial, se desecha la idea de estimar modelos econométricos espaciales.

Los modelos propuestos explican aceptablemente al IDH provincial pero de manera deficiente al Coeficiente de Gini. Se advierte que el número reducido de unidades de observación (solo 23 provincias, más CABA) es una limitante para la estimación de ambos modelos, y una posible causa de los resultados alcanzados.

Imagen 24: Resultados de estimación por mínimos cuadrados con matriz de pesos – Variable dependiente: IDH.

```

REGRESSION
-----
SUMMARY OF OUTPUT: ORDINARY LEAST SQUARES ESTIMATION
Data set      : pxpciadatosk
Dependent Variable : IDH Number of Observations: 24
Mean dependent var : 0,0393333 Number of Variables : 5
S.D. dependent var : 0,0114261 Degrees of Freedom : 19

R-squared      : 0,379141 F-statistic      : 2,90069
Adjusted R-squared : 0,248434 Prob(F-statistic) : 0,049701
Sum squared residual: 0,00194536 Log likelihood : 78,9898
Sigma-square    : 0,000102387 Akaike info criterion : -147,98
S.E. of regression : 0,0101187 Schwarz criterion : -142,089
Sigma-square ML : 8,10566e-005
S.E of regression ML: 0,00900314

-----
Variable      Coefficient      Std. Error      t-Statistic      Probability
-----
CONSTANT      0,0350274          0,0035947          9,74419          0,00000
POBLACI_N    -2,90444e-008      2,70508e-008      -1,0737          0,29641
CAPITAL      1,13912e-006        4,68127e-007        2,43335          0,02500
OSC          -3,56644e-008      1,06704e-007      -0,334236        0,74186
GINI         -0,0656933         0,0361389         -1,8178          0,08490
-----

REGRESSION DIAGNOSTICS
MULTICOLLINEARITY CONDITION NUMBER 14,522794
TEST ON NORMALITY OF ERRORS
TEST      DF      VALUE      PROB
Jarque-Bera      2      0,0909      0,95558

DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY
RANDOM COEFFICIENTS
TEST      DF      VALUE      PROB
Breusch-Pagan test      4      2,7849      0,59444
Koenker-Bassett test    4      2,8628      0,58104
SPECIFICATION ROBUST TEST
TEST      DF      VALUE      PROB
White      14      11,8702      0,61673

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE
FOR WEIGHT MATRIX : reina
(row-standardized weights)
TEST      MI/DF      VALUE      PROB
Moran's I (error)      0,0957      0,9708      0,33166
Lagrange Multiplier (lag)      1      1,0067      0,31569
Robust LM (lag)      1      0,9808      0,32199
Lagrange Multiplier (error)      1      0,3329      0,56396
Robust LM (error)      1      0,3070      0,57951
Lagrange Multiplier (SARMA)      2      1,3137      0,51847
    
```

Fuente: Elaboración propia

Imagen 25: Resultados de estimación por mínimos cuadrados con matriz de pesos - Variable dependiente: Coeficiente de Gini,

```

REGRESSION
-----
SUMMARY OF OUTPUT: ORDINARY LEAST SQUARES ESTIMATION
Data set      : pxpciadatosk
Dependent Variable : GINI Number of Observations: 24
Mean dependent var : -0,0704167 Number of Variables : 5
S.D. dependent var : 0,0586997 Degrees of Freedom : 19

R-squared      : 0,192437 F-statistic      : 1,13189
Adjusted R-squared : 0,022424 Prob(F-statistic) : 0,37126
Sum squared residual: 0,0667821 Log likelihood : 36,558
Sigma-square    : 0,00351485 Akaike info criterion : -63,1159
S.E. of regression : 0,0592861 Schwarz criterion : -57,2257
Sigma-square ML : 0,00278259
S.E of regression ML: 0,0527502

-----
Variable      Coefficient      Std. Error      t-Statistic      Probability
-----
CONSTANT      0,0144391          0,0514723          0,280522          0,78211
POBLACI_N    7,17721e-008      1,62398e-007        0,441952          0,66351
CAPITAL      1,88603e-006        3,1113e-006         0,606188          0,55156
OSC          -4,77703e-007      6,17374e-007      -0,773766         0,44859
IDH          -2,25518           1,24061           -1,8178          0,08490
-----

REGRESSION DIAGNOSTICS
MULTICOLLINEARITY CONDITION NUMBER 14,987167
TEST ON NORMALITY OF ERRORS
TEST      DF      VALUE      PROB
Jarque-Bera      2      20,5550      0,00003

DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY
RANDOM COEFFICIENTS
TEST      DF      VALUE      PROB
Breusch-Pagan test      4      8,5823      0,07243
Koenker-Bassett test    4      3,0442      0,55046
SPECIFICATION ROBUST TEST
TEST      DF      VALUE      PROB
White      14      13,6903      0,47303

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE
FOR WEIGHT MATRIX : reina
(row-standardized weights)
TEST      MI/DF      VALUE      PROB
Moran's I (error)      -0,1962      -0,9960      0,31923
Lagrange Multiplier (lag)      1      0,5909      0,44209
Robust LM (lag)      1      2,8850      0,08941
Lagrange Multiplier (error)      1      1,3997      0,23677
Robust LM (error)      1      3,6939      0,05461
Lagrange Multiplier (SARMA)      2      4,2847      0,11738
    
```

Fuente: Elaboración propia

Modelo econométrico espacial con datos de panel.

Ante los resultados alcanzados en las estimaciones anteriores, se propone adicionar un periodo de tiempo. Se confeccionó una tabla de datos de panel que detalla la variación de las variables provinciales entre el periodo 2011-2006 y 2016-2011 (**Anexo 3**). Se estimarán los modelos de:

- Mínimos cuadrados.
- SDM (con efectos aleatorios, efectos fijos espaciales, efectos fijos temporales y efectos fijos espaciales y temporales).
- SAR (con efectos aleatorios, efectos fijos espaciales, efectos fijos temporales y efectos fijos espaciales y temporales).
- SEM (con efectos aleatorios, efectos fijos espaciales, efectos fijos temporales y efectos fijos espaciales y temporales).
- SAC (con efectos fijos espaciales, efectos fijos temporales y efectos fijos espaciales y temporales).

Las estimaciones en esta sección fueron realizadas a través del software STATA.

Se evaluarán dos modelos, el primero:

$$IDH_{it} = \alpha_i + \beta_1 X1_{it} + \beta_2 X2_{it} + \beta_3 X3_{it} + \beta_{GINI} GINI_{it} + \varepsilon_{it}$$

Donde $X1$ es la diferencia poblacional, $X2$ es la diferencia en el gasto de capital per cápita, $X3$ es la variación de población por OSC, $GINI$ representa la variación del Coeficiente de Gini, i la i -ésima provincia analizada y t el periodo de tiempo.

En la **Tabla 2** se observan los resultados alcanzados para las estimaciones cuya variable dependiente es IDH. El modelo SDM con efectos aleatorios, es el que refleja mejores resultados:

- R^2 : 0.5364
- Autocorrelación espacial significativa
- El criterio de Akaike de -307.45 y el criterio Bayesiano de -292.48

Tabla 2 : Resultados obtenidos estimaciones en STATA- Variable dependiente IDH

IDH		GINI*	Población *	Gasto de capital *	Población/ Número de OSC creadas*	Constante *	R ²	Auto correlación Espacial	AIC	BIC
LINEAL	Pooled (Mínimos cuadrados)	0.011	0.926	0.829	0.558	0	0.1523		-282.3871	-273.0311
SDM	random-effects	0.001	0.323	0.097	0.290		0.5364	0	-307.4575	-292.4879
	spatial fixed-effects	0.346	0.8	0.705	0.586		0.0701	0.001	-317.4887	-300.6479
	time fixed-effects	0.78	0.205	0.721	0.893		0.055	0.628	-318.4972	-303.5276
	spatial and time fixed-effects	0.865	0.311	0.286	0.772		0.0223	0.025	-339.2351	-322.3943
SAR	random-effects	0.004	0.254	0.092	0.045	0.006	0.081	0	-299.2591	-288.0319
	spatial fixed-effects	0.036	0.969	0.527	0.293		0.1468	0	-312.8582	-301.631
	time fixed-effects	0.068	0.012	0.009	0		0.0244	0.771	-323.3212	-313.9652
	spatial and time fixed-effects	0.222	0.009	0	0.164		0.0001	0.29	-341.5887	-330.3615
SEM	random-effects	0.157	0.068	0.038	0.006	0	0.0305	0	-301.566	-290.3388
	spatial fixed-effects	0.096	0.549	0.11	0.106		0.0021	0	-314.1031	-302.8759
	time fixed-effects	0.07	0.016	0.009	0		0.0226	-0.4	-323.3821	-314.0261
	spatial and time fixed-effects	0.226	0.008	0	0.115		0.0014	0.092	-343.0182	-331.7909
SAC	spatial fixed-effects	0.175	0.491	0.331	0.973		0.0016	0-0	-324.9752	-311.8768
	time fixed-effects	0.049	0.04	0.01	0.002		0.0184	0.899-0.842	-323.435	-314.079
	spatial and time fixed-effects	0.307	0.016	0.005	0.117		0.0109	0.523 - 0.202	-346.855	-337.499

Fuente: Elaboración propia.

* Significatividad

El coeficiente de Gini (0.001) es la única variable que presenta significatividad. El resto de las variables explicativas en este modelo no presentan significatividad individual. Pero, al incrementar el nivel de significatividad de 0.05 a 0.10, las variables variación en gasto de capital per capita (0.097) pasan a ser significativas individualmente.

Por otro lado al analizar los coeficientes (**Imagen 26**) se observa que la variable población y el coeficiente de Gini explican negativamente las variaciones en el IDH. Los aumentos en la población por OSC y el Gasto de Capital per cápita afecta positivamente el desarrollo humano.

Al incorporar la matriz de pesos al análisis, las variables Coeficiente de Gini y Población por OSC de las provincias vecinas, presentan un nivel de significatividad de 0.10. La variaciones en la población de las provincias vecinas explica positivamente al IDH provincial. Con respecto a las variables, de los colindantes, cambio en el Coeficiente de Gini, variación en población por OSC y cambio en el Gasto de Capital per cápita afecta inversamente al desarrollo provincial.

El segundo modelo a estimar es:

$$GINI_{it} = \alpha_i + \beta_1 X1_{it} + \beta_2 X2_{it} + \beta_3 X3_{it} + \beta_{IDH} IDH_{it} + \varepsilon_{it}$$

Donde $X1$ es la diferencia poblacional, $X2$ es la diferencia en el gasto de capital per cápita, $X3$ es la variación de población por OSC, IDH representa la variación en el IDH, i la i -ésima provincia analizada y t el periodo de tiempo.

Imagen 26: SDM con efectos aleatorios – IDH

```

. //SDM with random-effects
. xsmle idh x1 x3 x6 gini, wmat(W) model(sdm) re vce(cluster prov) nolog
Warning: All regressors will be spatially lagged

SDM with random-effects                Number of obs =      48
Group variable: prov                    Number of groups =    24
Time variable: año                      Panel length =       2

R-sq:  within = 0.5279
       between = 0.5847
       overall = 0.5364

Log-pseudolikelihood = 161.7288
                    (Std. Err. adjusted for 24 clusters in prov)

```

	idh	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Main							
	x1	-5.27e-09	5.32e-09	-0.99	0.323	-1.57e-08	5.17e-09
	x3	2.70e-07	1.63e-07	1.66	0.097	-4.92e-08	5.90e-07
	x6	1.08e-08	1.02e-08	1.06	0.290	-9.23e-09	3.09e-08
	gini	-.0663843	.0208356	-3.19	0.001	-.1072212	-.0255473
	_cons	.0046	.0027825	1.65	0.098	-.0008536	.0100536
Wx							
	x1	3.77e-09	8.50e-09	0.44	0.658	-1.29e-08	2.04e-08
	x3	-1.90e-07	2.50e-07	-0.76	0.448	-6.80e-07	3.01e-07
	x6	-2.59e-08	1.56e-08	-1.66	0.096	-5.64e-08	4.60e-09
	gini	-.1785844	.1032842	-1.73	0.084	-.3810177	.023849
Spatial							
	rho	.3832686	.099939	3.84	0.000	.1873917	.5791455
Variance							
	lgt_theta	16.61888	.2700689	61.54	0.000	16.08955	17.1482
	sigma2_e	.0000663	.0000129	5.15	0.000	.0000411	.0000916
Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC	
.	48	.	161.7288	8	-307.4575	-292.4879	

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a la estimación del Coeficiente de Gini, ninguno de los modelos estimados (**Tabla 3**) reflejó un autocorrelacion espacial significativa. Por lo que el modelo de mínimos cuadrados, a pesar de sus limitaciones, es la mejor estimación:

- Un R^2 de solo 0.1803

- Las variables explicativas son todas no significativas con excepción de la variación en el IDH.
- El criterio de Akaike es de -162.84 y el criterio bayesianos de -153.49.

El análisis de los coeficientes (**Imagen 27**), indica que la desigualdad aumentaría al aumentar el número de Población por OSC, lo mismo ante aumentos en el Gasto de Capital per cápita. Pero actuaría de manera inversa ante incrementos poblacionales y del desarrollo humano.

Tabla 3 : Resultados obtenidos estimaciones en STATA- Variable dependiente
Coeficiente de Gini

Coeficiente de Gini		IDH*	Población*	Gasto de capital	Población/Nº de OSC creadas*	Contsnate*	R ²	Espacial	AIC	BIC
LINEAL	Pooled (Mínimos cuadrados)	0.0110	0.8120	0.3350	0.4660	0.2420	0.1803		-162.8465	-153.4905
SDM	random-effects	0.619	0.355	0.914	0.256		0.2166	0.31	-159.8039	-144.8343
	spatial fixed-effects	0.24	0.375	0.403	0.408		0.06	0.912	-200.6271	-183.7863
	time fixed-effects	0.606	0.475	0.554	0.334		0.0593	0.899	-204.6304	-191.532
	spatial and time fixed-effects	0.085	0.399	0.002	0.209	0.202	0.1771	0.455	-161.0025	-149.7753
SAR	random-effects	0.085	0.399	0.002	0.209	0.202	0.1771	0.455	-161.0025	-149.7753
	spatial fixed-effects	0.332	0.092	0.008	0.054		0.0194	0.768	-203.0704	-191.8432
	time fixed-effects	0.248	0.693	0.037	0.415		0.1745	0.313	-165.1007	-157.6159
	spatial and time fixed-effects	0.336	0.113	0.024	0.078		0.0266	0.856	-203.6792	-192.452
SEM	random-effects	0.054	0.911	0.015	0.448	0.251	0.1781	0.357	-161.2431	-150.0159
	spatial fixed-effects	0.338	0.108	0.009	0.085		0.0236	0.695	-203.1215	-191.8943
	time fixed-effects	0.271	0.971	0.074	0.56		0.1767	0.793	-203.7014	-192.4742
	spatial and time fixed-effects	0.33	0.135	0.028	0.09		0.0249	0.793	-203.7014	-192.4742
SAC	spatial fixed-effects	0.355	0.096	0.008	0.079		0.0187	0.663 - 0.625	-201.2492	-188.1508
	time fixed-effects	0.259	0.999	0.065	0.551		0.1753	0.789 - 0.559	-163.2696	-153.9136
	spatial and time fixed-effects	0.33	0.137	0.029	0.083		0.0257	0.937 - 0.804	-203.703	-192.4758

Fuente: Elaboración propia.

* Significatividad

Evaluando los resultados alcanzados, se cuestiona la aplicación del modelo propuesto por Marchesini da Costa (2017) a las provincias argentinas. En primer lugar, las variables propuestas por el autor resultaron poco o no significativas en la mayoría de las estimaciones. En la mayoría de los modelos se indica un R² relativamente bajo, especialmente al estimar el Coeficiente de Gini. Los test de autocorrelación espacial indican significativa en la estimación de los modelos explicativos del IDH, pero no sugiere dependencia espacial entre las provincias al estimar el Coeficiente de Gini.

Imagen 27: Estimación por Mínimos cuadrados ordinarios – Coeficiente de Gini

```

. * Pooled OLS estimator
. reg $ylist $xlist

```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	48
Model	.016870435	4	.004217609	F(4, 43)	=	2.36
Residual	.076715939	43	.001784092	Prob > F	=	0.0679
				R-squared	=	0.1803
				Adj R-squared	=	0.1040
Total	.093586374	47	.001991199	Root MSE	=	.04224

gini	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
x1	-9.82e-09	4.10e-08	-0.24	0.812	-9.25e-08 7.29e-08
x3	9.61e-07	9.84e-07	0.98	0.335	-1.02e-06 2.95e-06
x6	3.66e-08	4.98e-08	0.74	0.466	-6.38e-08 1.37e-07
idh	-1.303483	.4910214	-2.65	0.011	-2.293722 -.3132438
_cons	-.0142533	.0120105	-1.19	0.242	-.0384747 .0099681

```

. //estat ic -> Akaike's information criterion (AIC) and the Bayesian information criterion
. estat ic

```

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	48	81.65267	86.42327	5	-162.8465	-153.4905

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note.

Fuente: Elaboración propia.

El IDH provincial estimado a través del Modelo Espacial de Durbin con efectos aleatorios, exhibe los mejores resultados. El mismo supone que tanto el valor de la variable dependiente como el valor de las variables independientes de las regiones vecinas afectan al valor de la variable dependiente de la región en análisis. Este modelo indicaría que el desarrollo del territorio provincial se incrementa frente a una mayor presencia de las OSC o ante una mayor intervención del Estado provincial. Con respecto a la desigualdad, una caída de este indicador influiría positivamente en la variación del IDH.

Con respecto a la estimación del Coeficiente de Gini, el modelo que mejor ajusta es el de mínimos cuadrados. A pesar de las limitaciones del modelo (R^2 reducido, variables no significativas) los coeficientes estarían indicando un efecto negativo de la variación en la población y la variación del IDH sobre la desigualdad. Con respecto a las variaciones en población por OSC y a los cambios en Gasto de Capital per cápita, generarían un impacto positivo sobre el Coeficiente de Gini.

Discusiones finales y revisión de modelos

Con respecto a las estimaciones obtenidas en el apartado anterior, surgen algunos reparos con respecto a la especificación de los modelos.

El primer lugar, se cuestiona la relevancia de incorporar la variable dependiente omitida como variable explicativa. Charlas informales con otros investigadores, plantea dudas acerca de incorporar al IDH como variable explicativa del Coeficiente de Gini y viceversa, por la naturaleza de las mismas. El IDH es un indicador multifacético que incorpora en su valor la complejidad del concepto de desarrollo. El índice se subdivide en tres áreas: Salud, Educación y Riqueza; las que se miden por medio de tres componentes la esperanza de vida, el nivel de educación y los ingresos per cápita, respectivamente. Cada componente es calculado a través de la siguiente fórmula (para expresarlos entre 0 y 1):

$$I \text{ del componente} = \frac{\text{valor real} - \text{valor mínimo}}{\text{valor máximo} - \text{valor mínimo}}$$

El índice del componente refleja, por un lado el valor de cada componente, y por otro lado las disparidades existentes cada área.

El Coeficiente de Gini, por su lado, solo indica la desigualdad en la distribución del ingreso. El análisis de componente ingreso del IDH, evalúa tanto el bienestar medido en términos de renta per cápita como la desigualdad del ingreso.

Como resultado de este análisis, se optó por eliminar la variable explicativa “variable omitida” (X4) y evaluar posibles reemplazos a ésta. Las variables explicativas propuestas son: variación de Población (X1), variación del Gasto total per cápita provincial (X2), variación del Gasto de Capital per cápita (X3), variación del Gasto Social per cápita (X4), variación del Número de OSC Creadas (X5), variación del Población por OSC creada (X6), variación del Índice de Ingresos -Componente de IDH- (X7), variación del Índice de desempleo (X8), variación del Índice de educación -Componente IDH- (X9), variación de las Transferencias Nacionales a provincias (X10), variación del Gasto en Salud per cápita (X11), variación del Gasto en Educación per cápita (X12) y variación del Gasto en promoción y asistencia social per cápita (X13).

Al igual que en la sección anterior se evalúan los modelos espaciales de datos de panel: Mínimos cuadrados, SDM (con efectos aleatorios, efectos fijos espaciales, efectos fijos temporales y efectos fijos espaciales y temporales), SAR (con efectos aleatorios, efectos fijos espaciales, efectos fijos temporales y efectos fijos espaciales y temporales), SEM (con efectos aleatorios, efectos fijos espaciales, efectos fijos temporales y efectos fijos espaciales y temporales) y SAC (con efectos fijos espaciales, efectos fijos temporales y efectos fijos espaciales y temporales).

Formalmente se proponen dos modelos espaciales de datos de panel, el primero:

$$IDH_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Donde X es el vector de variables explicativas, α el término constante, ε el error, i la i -ésima provincia analizada y t el periodo de tiempo.

A partir del cual se arribó empíricamente al siguiente modelo:

$$IDH_{it} = \alpha_i + \beta_1 X1_{it} + \beta_3 X3_{it} + \beta_8 X8_{it} + \beta_{12} X12_{it} + \varepsilon_{it}$$

Donde $X1$ es la diferencia poblacional, $X3$ es la diferencia en el gasto de capital per cápita, $X8$ es la variación en el índice de desempleo, $X12$ representa el Gasto provincial en Educación per cápita, i la i -ésima provincia analizada y t el periodo de tiempo.

En la **Imagen 28** se detallan los resultados del modelo SDM con efectos aleatorios que sigue siendo el que arroja mejores resultados:

- R^2 de 0.5598.
- Las variables son todas significativas, excepto la variación en el Índice de Desempleo provincial.
- Todas las variables son significativas al agregar la matriz de pesos W (si tomamos un nivel de significatividad del 0.1).
- La autocorrelación espacial es significativa.
- El criterio de Akaike de -311.76 y el criterio bayesiano de -296.79.

Los coeficientes de las variables explicativas indican una disminución en el IDH ante aumentos de la población provincial e incrementos en el índice de desempleo provincial. Los aumentos en la intervención estatal generarían incrementos en el IDH provincial.

Al incorporar la matriz de pesos, los coeficientes de las variables indican un impacto negativo sobre el IDH ante aumentos en la intervención estatal de las provincias vecinas (Gasto en Educación y Gasto de capital) y ante aumentos en el índice de desempleo de los vecinos. Por otro lado, se observa un efecto positivo ante aumentos poblacionales en las provincias vecinas.

Una justificación de los efectos de dependencia espacial, puede estar explicado por la migración poblacional entre provincias. El aumento en el índice de desempleo en una provincia puede causar una migración poblacional hacia provincias con una mejor tasa de actividad. Si la provincia receptora no puede incorporar al mercado laboral a esta nueva población incrementara su desempleo. Ambos impactando negativamente sobre el desarrollo provincial.

El aumento en el Gasto en Educación y en Capital de las provincias colindantes genera un mayor IDH, lo que puede ser un incentivo la recepción poblacional en estas provincias.

El segundo modelo formal propuesto es:

$$GINI_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Donde X es el vector de variables explicativas, α el término constante, ε el error, i la i -ésima provincia analizada y t el periodo de tiempo.

Empíricamente se alcanzó el siguiente modelo formal:

$$GINI_{it} = \alpha_i + \beta_1 X1_{it} + \beta_8 X8_{it} + \beta_{11} X11_{it} + \varepsilon_{it}$$

Donde $X1$ es la diferencia poblacional, $X8$ es la diferencia en el índice de desempleo, $X11$ representa el Gasto provincial en Salud per cápita, i la i -ésima provincia analizada y t el periodo de tiempo.

Imagen 28: SDM – IDH

```

. //Spatial Durbin Model model (SDM)
. //SDM with random-effects
. xsmle idh x1 x3 x8 x12, wmat(W) model(sdm) re vce(cluster prov) nolog
Warning: All regressors will be spatially lagged

SDM with random-effects                Number of obs =      48
Group variable: prov                    Number of groups =    24
Time variable: año                      Panel length =       2

R-sq:  within = 0.6258
       between = 0.3899
       overall = 0.5598

Log-pseudolikelihood = 163.8789
                        (Std. Err. adjusted for 24 clusters in prov)

```

idh	Robust		z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
Main						
x1	-4.20e-08	1.25e-08	-3.35	0.001	-6.66e-08	-1.74e-08
x3	1.35e-06	4.05e-07	3.34	0.001	5.59e-07	2.15e-06
x8	-.1137112	.0728059	-1.56	0.118	-.2564082	.0289858
x12	2.19e-07	7.89e-08	2.78	0.005	6.47e-08	3.74e-07
_cons	.0089099	.0021185	4.21	0.000	.0047577	.0130621
Wx						
x1	2.73e-08	1.48e-08	1.84	0.065	-1.70e-09	5.63e-08
x3	-1.15e-06	4.87e-07	-2.36	0.018	-2.10e-06	-1.95e-07
x8	-.3005244	.111936	-2.68	0.007	-.5199149	-.0811339
x12	-2.15e-07	1.02e-07	-2.12	0.034	-4.15e-07	-1.59e-08
Spatial						
rho	.3858065	.0854205	4.52	0.000	.2183855	.5532275
Variance						
lgt_theta	16.75973	.5205086	32.20	0.000	15.73955	17.77991
sigma2_e	.0000606	.0000151	4.03	0.000	.0000311	.0000901

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	48	.	163.8789	8	-311.7578	-296.7882

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#).

Fuente: Elaboración propia.

En la **Imagen 29** se detalla el modelo de mínimos cuadrados ordinarios, el que arrojó los resultados más favorables:

- R^2 de 0.4085.
- Todas las variables son significativas (si tomamos un nivel de significatividad del 0.1).
- La autocorrelación espacial no es significativa.
- El criterio de Akaike de -180.51 y el criterio bayesiano de -173.02

Los coeficientes indican un efecto positivo (aumentos en la desigualdad) ante aumentos en el tamaño poblacional e incrementos en el índice de desempleo provincial.

Por otro lado el Gasto en Salud provincial per Cápita influye a favor de una mejor distribución del ingreso.

Imagen 29: Mínimos Cuadrados Ordinarios – Coeficiente de Gini

```

. * Pooled OLS estimator
. reg $ylist $xlist

```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	48
Model	.038226368	3	.012742123	F(3, 44)	=	10.13
Residual	.055360006	44	.001258182	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.4085
				Adj R-squared	=	0.3681
Total	.093586374	47	.001991199	Root MSE	=	.03547

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
x1	1.47e-07	7.27e-08	2.02	0.050	2.83e-10 2.93e-07
x8	1.206965	.2313267	5.22	0.000	.7407567 1.673174
x11	-3.82e-06	2.01e-06	-1.90	0.064	-7.86e-06 2.29e-07
_cons	-.0234882	.0062164	-3.78	0.000	-.0360164 -.0109599

```

. //estat ic -> Akaike's information criterion (AIC) and the Bayesian information criterion (BIC)
. estat ic

```

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	48	81.65267	94.25332	4	-180.5066	-173.0218

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note.

Fuente: Elaboración propia.

Retomando las discusiones finales, existen otros puntos importantes a tener en cuenta en futuras líneas de investigación.

Uno de ellos es el espacio geográfico considerado en la investigación. El estudio realizado por Marchesini da Costa (2017) observa autocorrelación espacial entre gobiernos municipales. Este trabajo se lleva a cabo a nivel provincial, encontrando una dependencia espacial débil entre las regiones. La estimación de los modelos a nivel municipal sería el siguiente paso a tener en cuenta en futuros trabajos de investigación.

Otro aspecto es la circunscripción temporal. El estudio fue puntualizado a las variaciones entre tres años, con diferencia de cinco años entre cada uno. Es tal vez necesario, observar periodos superiores a los cinco años en los que las variaciones sean más significativas. Por otro lado, este trabajo no lleva adelante un análisis de los modelos de desarrollo propuestos por los distintos gobiernos; los que delimitan también la intervención estatal y en consecuencia la participación de las OSC. Estas consideraciones impactarían en la selección del periodo de tiempo en análisis.

Finalmente, se debería reevaluar la variable que indica el impacto de las OSC en los territorios provinciales. Algunas variables a considerar podrían ser: fondos con los que disponen las OSC, temáticas de trabajo, número efectivo de OSC en el territorio, área de jurisdicción, entre otras.

Conclusiones

En los últimos años, el rol activo de las OSC en nuestro país es algo indiscutible. El tercer sector se presenta como un nuevo actor, autónomo al Estado y al Mercado (pero con claras conexiones entre ellos), que representa la voz del “mundo de la vida” en el desenvolvimiento social, económico y político. A partir de la década del 90 el paradigma neo institucional realza la importancia de las OSC como actor partícipe en la búsqueda del bienestar colectivo. Al analizar las variables (IDH, Coeficiente de Gini, Población, Gasto de Capital per cápita, Población por OSC creada,) y el modelo propuesto por Marchesini da Costa (2017), se arriba a los siguientes resultados.

Entre los años 2006 y 2016, se observa un incremento generalizado del IDH, alcanzando una calificación de desarrollo humano “Muy Alto” en todos los territorios provinciales. Sin embargo el incremento entre 2006 y 2011 (3.52% en promedio) fue superior al del 2011 y 2016 (1.22% en promedio). El coeficiente de Gini presenta una mejora en términos generales. En el 2006, los valores se ubicaron entre 0.396 (San Luis) y 0.676 (Tucumán), siendo la diferencia entre ambos de 0.28. En contraste, el año 2011, presenta un mínimo en 0.376 (Santa Cruz) y el máximo fue de 0.447 (Río Negro), una diferencia de solo 0.071. Por último en 2016, la brecha se incrementa pasando a 0.121, lo que expresa una mayor heterogeneidad entre las provincias. Empero, el intervalo se encuentra entre 0.315 y 0.437; un máximo 0.01 menor que en 2011 y un mínimo 0.06 inferior al periodo anterior.

El gasto de capital per cápita se ha incrementado en todo el periodo, menos Santa Cruz que ha disminuido un 92% y Buenos Aires en un 8% entre el 2006 y el 2016. Entre 2006 y 2011, el Gasto aumento en promedio un 69% y entre 2011 y 2019 aumento en un 16%.

La creación anual de OSC en todo el período ha caído en un 25%; entre 2006 y 2011 en un 16% y entre 2011 y 2016 en un 10%. Así junto con un aumento poblacional, se observa un mayor número de personas por OSC creada y una mayor heterogeneidad en la presencia de OSC por persona entre las provincias.

El análisis de correlación espacial local en cada variable con respecto a su propio rezago espacial no es significativo. Exceptuando, la población por OSC creada, la que presenta un patrón débil en la distribución de las provincias. Esto implica que tanto las variaciones del desarrollo humano como la de desigualdad en provincia bajo análisis, no afecta a las provincias vecinas y viceversa.

Al evaluar el test de Indicador Local de Asociación Espacial Bivariante, se observa que ante variaciones en el desarrollo y la desigualdad de la provincia vecina se produce un efecto inverso sobre, respectivamente, la desigualdad y el desarrollo de la provincia analizada. El efecto de variación en la población por OSC de las provincias colindantes afecta negativamente al IDH provincial y positivamente al Coeficiente de Gini provincial. Por último, la variación positiva del Gasto de Capital per cápita de los colindantes, genera una reducción en el desarrollo y un aumento en la desigualdad provincial.

Es decir que, el impacto en la creación de OSC sobre el bienestar es contradictorio. Los datos indican que el aumento de esta variable generaría un menor desarrollo humano y una mayor desigualdad en la distribución del ingreso en los territorios provinciales vecinos. Respecto a la intervención estatal, su mayor presencia en las provincias colindantes -medida en términos de gasto-, refleja una mejora en los indicadores de desarrollo social.

Los modelos tomados del estudio de Marchesini da Costa (2017) en Brasil presenta limitaciones para ser replicado en la realidad provincial argentina. Las estimaciones arrojan resultados débiles: bajos R^2 , las variables propuestas por el autor son poco o nada significativas en la mayoría de las estimaciones con los datos argentinos.

El modelo espacial de Durbin, expone la existencia de autocorrelación espacial entre las provincias de la variable IDH. Esta dependencia espacial se expresa en que la variable IDH esta influenciado por el valor de la variable IDH de las provincias fronteras y por el valor de las variables explicativas de las mismas.

En cuanto al Coeficiente de Gini, las provincias argentinas no presenta autocorrelación significativa.

A través de pruebas empíricas posteriores se arribó a estimaciones, de los indicadores de bienestar, más favorables.

El modelo que mejor explica a la variable IDH sigue siendo el SMD, pero las variables significativas de este son la diferencia poblacional, la diferencia en el Gasto de Capital per capita, la variación en el índice de desempleo y la variación en el Gasto en Educación per cápita. La variable OSC creadas no presentan significatividad estadística en los modelos evaluados.

Los coeficientes de la estimación por SDM indican una relación inversa en el IDH ante aumentos de la población provincial y el índice de desempleo provincial. Los aumentos en la intervención estatal significan incrementos en el IDH provincial. Al ser significativa la autocorrelación espacial se analiza los coeficientes de la WX (variables explicativas de los vecinos) sobre el IDH provincial. El IDH reacciona negativamente ante aumentos en la Intervención estatal de las provincias vecinas (Gasto en Educación y Gasto en capital) y en el aumento del índice de desempleo del vecino. El aumento en el índice de desempleo de los “vecinos” afectaría a la provincia que puede recibir esta población desempleada impactando en el índice de desempleo propio. En cuanto al aumento en el Gasto en Educación y en Capital de las provincias colindantes, puede estar influenciando la migración poblacional. Por otro lado existe un efecto positivo ante aumentos poblacionales en las provincias vecinas.

La estimación por mínimos cuadrados ordinarios es el modelo que mejor ajusta en la especificación del Coeficiente de Gini, cuyas variables explicativas son la diferencia poblacional, la diferencia en el índice de desempleo y la diferencia en el Gasto provincial en Salud per cápita. Al analizar los coeficientes de las variables explicativas se observa un efecto positivo (aumentos en la desigualdad) ante aumentos en el tamaño poblacional y aumentos en el índice de desempleo provincial. Por otro lado el Gasto en Salud provincial per Cápita influye a favor de una mejor distribución del ingreso. La presencia de OSC en los territorios provinciales no es significativa para explicar la desigualdad.

En definitiva, se comprueba que el desarrollo de las provincias argentinas es explicado en parte por el desarrollo de la vecindad (existe autocorrelación espacial

provincial). Por el contrario la desigualdad provincial no demuestra una correlación espacial significativa.

Con respecto a la articulación entre el Estado y las OSC en post de incrementar el bienestar, se observa que la mayor intervención estatal medida en términos de gasto, mejora los indicadores de bienestar. En cuanto a una mayor densidad de OSC creadas, no sería significativo para explicar las variaciones en los indicadores de bienestar provincial.

Referencias bibliográficas

- Anselin, L. (2005). *Exploring Spatial Data with GeoDa: Workbook*. Urbana: Center for Spatially Integrated Social Science.
- Atack, I. (1999). Four Criteria of Development NGO Legitimacy. *World Development*, 27(5), 855-864.
- Baronio, A., & Vianco, A. (Noviembre de 2014). *Econometricos*. Obtenido de <http://www.econometricos.com.ar/cursos-de-posgrado/ecoavanrc/material/>
- Baronio, A., Vianco, A., & Rabanal, C. (2012). *Econometricos*. Obtenido de <http://www.econometricos.com.ar>: <http://www.econometricos.com.ar/cursos-de-posgrado/ecoavanrc/material/>
- Bazan, V. (2013). El federalismo argentino: situación actual, cuestiones conflictivas y perspectivas. *Estudios Constitucionales*, 37-88.
- Belotti, F., Hughes, G., & Piano Mortari, A. (2016). Spatial panel data models using Stata. *The Stata Journal*, 1-37.
- Bouayad Agha, S., Le Gallo, J., & Védrine, L. (2018). Spatial econometrics on panel data. En I. Eurostat, *Handbook of Spatial Analysis. Theory and Application with R* (págs. 179-203). Montrouge: Institut national de la statistique et des études économiques.
- BurkeyAcademy (Productor). (2017). *Overview of Spatial Econometric Models [Internet]*. Obtenido de <https://www.youtube.com/watch?v=6qZgchGCMds&feature=youtu.be>
- Capitán, A. L. (1998). *El pensamiento económico sobre desarrollo*. Universidad de Huelva: Journal of Latin American Studies.
- Carmona Guerrero, N., & Caamal-Olivera, C. G. (2017). ¿Las transferencias federales han logrado reducir la desigualdad en las entidades federativas en México? *EconoQuantum*, 31-51.
- Centro Nacional de Organizaciones de la Comunidad. (2007). *Organizaicones de la Soceidad Civil en Argentina. Similitudes y divergencias*. Buenos Aires: Consejo Nacional de Coordinación de Políticas Sociales.
- Costa, M. M. (2017). Análise de colaborações entre governo e ONGs e da densidade de ONGs no Brasil. *Revista de Administração Pública*, 51(3), 330-347.
- De Piero, S. (2005). *Organizaicones de la Sociedad Civil. Tensiones de una agenda en construcción*. Buenos Aires: Paidós SAICF.

- Díaz Simal, P., & Torres Ortega, S. (s.f.). *XII Reunión de Economía mundial*. Obtenido de http://xiiirem.ehu.es/entry/content/257/cod_051.pdf
- Díaz Simal, P., & Torres Ortega, S. (s.f.). Análisis comparativo de los índices de desarrollo humano disponibles. Una mejora continua de la imagen en la situación mundial.
- Duarte, T., & Jiménez, R. (2007). Aproximación a la teoría del bienestar. *Scientia Et Technica*, 305-310.
- Falcón, V. L. (2004). Componentes del indicador de desarrollo humano (IDH): La situación de las provincias del noroeste argentino en la década del '90. *Revista Geográfica Digital*.
- Floch, J., & Le Saout, R. (2018). Spatial econometrics - common models. En I. Eurostat, *Handbook of Spatial Analysis. Theory and Application with R* (págs. 151-171). Montrouge: Institut national de la statistique et des études économiques.
- Forst, R. (2007). Civil Society. En R. E. Goodin, P. Pettit, & T. Pogge, *A Companion to Contemporary Political Philosophy* (págs. 452-462). Oxford: Blackwell Publishing Ltd.
- Harvey, D. (2005). *Breve historia del Neoliberalismo*. Madrid: Akal.
- Hidalgo Capitán, A. (1998). *El pensamiento económico sobre desarrollo*. Universidad de Huelva: Journal of Latin American Studies.
- Hidalgo-Capitán, A. L. (2011). Economía política del desarrollo. La construcción retrospectiva de una especialidad académica. *Revista de Economía Mundial*, 279-320.
- INDEC. (2018). *Instituto Nacional de Estadísticas y Censos*. Obtenido de https://www.indec.gob.ar/uploads/informesdeprensa/ingresos_4trim18.pdf
- INDEC. (2019). *Series trimestrales de oferta y demanda globales. Años 2004-2019*.
- Javed Burki, S., Perry, G. E., & Dillinger, W. R. (1999). *Más allá del centro: La descentralización del Estado*. Washington: Banco Internacional de Reconstrucción y Fomento.
- Lesage, J. P. (2008). An Introduction to Spatial Econometrics. *Revue d'économie industrielle*, 19-44.
- Marchesini da Costa, M. (2017). Análise de colaborações entre governo e ONGs e da densidade de ONGs no Brasil. *Revista de Administração Pública*, 51(3), 330-347.

- Marrero, A. (2006). La Tería del capital Social. Una crítica en perspectiva latinoamericana. *Arxius de Ciències Socials*(14), 73-89.
- Medina H., F., & Galván , M. (Junio de 2008). Descomposición del coeficiente de Gini por fuentes de ingreso: Evidencia empírica para América Latina 1999-2005. (CEPAL, Ed.) *Serie Estudios estadísticos y prospectivos*(53).
- Medina, F. (Marzo de 2001). Consideraciones sobre el índice de Gini para medirla concentración del ingreso. *SERIE Estudios estadísticos y prospectivos*.
- Ministerio del Interior, Obras Públicas y Vivienda. Presidencia de la Nación. (2019). *Educación, salud y condiciones de vida de la población*.
- Moreno-Brieva, F., He, Y., & Merino, C. (2019). *Manual Práctico para Datos de Panel*. Madrid: Easy Global Practical Studies .
- Murillo, S. (2012). *Prácticas Científicas y Procesos Sociales. Una genealogía de las relaciones entre ciencias naturales, ciencias sociales y tecnologías*. Buenos Aires: Biblos.
- Navarro, E. M. (2013). *Temas de Economía Urbana y Regional*. Obtenido de http://saree.com.mx/lab/sites/default/files/CARTEL__SEMINARIO%20SOBRE%20DESARROLLO_131111.pdf
- Oficina Nacional de Presupuesto. (2016). *Argentina.gob.ar*. Obtenido de <https://www.minhacienda.gob.ar/onp/documentos/manuales/clasificador16.pdf>
- Oficina Nacional de Presupuesto. (s.f.). *Argentina.gob.ar*. Obtenido de https://www.minhacienda.gob.ar/onp/documentos/manuales/el_sistema_presupuestario_publico.pdf
- Paelinck, J., Mur, J., & Trávez, F. J. (2015). Modelos para datos espaciales con estructura transversal o de panel. Una revisión. *Asociación Internacional de Economía Aplicada* , 7-30.
- Pardo Casas, J. (1995). Estudio introductorio. En A. K. Sen, *Nueva Economía del Bienestar. Escritos seleccionados*. (págs. 11-32). Valencia: Universidad de Valencia.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo. (2018). *United Nations Development Programme: Human Development Reports*. Obtenido de http://hdr.undp.org/sites/default/files/2018_human_development_statistical_update_es.pdf

- Reyes Blanco, O., & Franklin Sam , O. R. (2014). Teoría del bienestar y el óptimo de pareto como problemas microeconomicos. *Revista Electrónica de Investigación en Ciencias Económicas Abriendo Caminos al Conocimiento*, 217-234.
- Roncaglia, A. (2006). *La riqueza de las ideas. Una historia del pensamiento económico*. Zaragoza: Prensa Universitaria de Zaragoza.
- Rosa, P. C. (2015). Estado y organizaciones de la sociedad civil. Un breve recorrido histórico por los constructores del campo de lo social. *Andes*, 26(2).
- Secretaría de Finanzas. (2019). <https://www.argentina.gob.ar>. Obtenido de <https://www.argentina.gob.ar/hacienda/finanzas/presentaciongraficadeudapublica>
- Silva-Colmenares, J. (2017). Hacia un modo de Desarrollo Humano: realización de la libertad y búsqueda de la felicidad. En I. Rodríguez Rodríguez , & P. Sanhueza Martínez ,Estudios del Desarrollo: enfoques, instrumentos de medición y trabajos empiricos (págs. 15-38). RIED.
- Subsecretaria de Relaciones con Provincias. (2019). *Argentina.gob.ar*. Obtenido de <https://www.argentina.gob.ar/interior/secretaria-de-provincias-y-municipios/subsecretaria-de-relaciones-con-provincias/series-estadisticas-historicas>
- Tobío, O. (2010). Entre el Estado y los Movimientos sociales: sobre la recreación de lo público en función de la planificación territorial. *Scripta Nova.Revista Electrónica de Geografía y Ciencias Sociales.*, XIV(331).
- Wainer, A. G. (2018). Economía y política en la Argentina kirchnerista (2003-2015). *Revista Mexicana de Sociología* 80, 323-351.

Anexos

Anexo 1: Tabla de datos por provincia y CABA – Año 2006, 2011 y 2016.

Provincia	Población 2006	Población 2011	Población 2016	IDH 2006	IDH 2011	IDH 2016	Gini 2006	Gini 2011	Gini 2016	Gasto de Capital 2006 *	Gasto de Capital 2011 *	Gasto de Capital 2016*	Población / N° de OSC creadas 2006	Población / N° de OSC creadas 2011	Población / N° de OSC creadas 2016
CABA	3,025,772	3,033,639	3,059,122	0.861	0.880	0.885	0.44	0.40	0.41	503.45	842.23	1,812.46	32,535.18	21,668.85	22,008.07
Catamarca	372,937	381,548	400,678	0.804	0.831	0.844	0.45	0.44	0.41	693.52	869.58	948.88	93,234.25	381,548.00	400,678.00
Córdoba	3,282,680	3,411,773	3,606,540	0.824	0.849	0.846	0.43	0.40	0.44	1,585.05	3,670.95	4,138.54	88,721.08	83,213.98	85,870.00
Corrientes	991,597	1,028,248	1,080,655	0.787	0.821	0.825	0.49	0.45	0.40	594.14	1,264.53	1,424.74	49,579.85	85,687.33	216,131.00
Chaco	1,033,865	1,092,625	1,155,723	0.777	0.801	0.816	0.50	0.41	0.36	1,388.21	3,683.04	4,306.00	60,815.59	109,262.50	231,144.60
Entre Ríos	1,229,373	1,268,744	1,334,489	0.804	0.825	0.845	0.44	0.41	0.37	1,526.42	4,240.83	3,176.95	111,761.18	79,296.50	166,811.13
Formosa	524,805	557,223	584,614	0.759	0.802	0.822	0.45	0.38	0.37	1,791.96	5,901.27	5,591.88	58,311.67	111,444.60	584,614.00
Jujuy	661,667	692,379	736,542	0.794	0.822	0.834	0.47	0.44	0.37	1,318.94	2,501.93	3,198.95	44,111.13	76,931.00	122,757.00
La Pampa	325,626	330,268	346,191	0.823	0.854	0.854	0.44	0.42	0.43	1,620.43	2,959.04	2,790.80	81,406.50	82,567.00	173,095.50
La Rioja	327,384	347,494	372,879	0.802	0.829	0.833	0.44	0.39	0.32	1,471.85	3,037.01	1,890.21	81,846.00	115,831.33	93,219.75
Mendoza	1,693,261	1,797,235	1,907,045	0.818	0.842	0.846	0.43	0.38	0.39	3,753.76	6,355.19	4,739.78	89,119.00	74,884.79	317,840.83
Misiones	1,045,534	1,128,798	1,204,182	0.783	0.805	0.829	0.46	0.44	0.43	4,436.43	7,668.96	8,022.31	41,821.36	161,256.86	401,394.00
Neuquén	530,219	581,720	628,897	0.832	0.848	0.853	0.44	0.41	0.37	4,695.24	4,034.82	6,953.58	88,369.83	72,715.00	89,842.43
Río Negro	590,871	658,486	708,799	0.804	0.846	0.844	0.45	0.45	0.38	2,296.99	3,378.17	3,422.95	49,239.25	109,747.67	141,759.80
Salta	1,181,886	1,258,111	1,351,878	0.781	0.828	0.830	0.46	0.44	0.42	4,926.74	5,756.03	6,178.28	62,204.53	69,895.06	75,104.33
San Juan	676,189	704,652	747,488	0.791	0.816	0.838	0.52	0.39	0.39	6,270.62	6,531.00	14,176.56	27,047.56	29,360.50	373,744.00
San Luis	418,625	450,434	482,796	0.800	0.821	0.849	0.40	0.38	0.37	6,736.17	11,531.75	14,252.52	104,656.25	90,086.80	241,398.00
Santa Fe	3,199,248	3,285,408	3,425,656	0.818	0.833	0.846	0.44	0.40	0.40	15,601.02	13,763.75	21,980.89	42,095.37	105,980.90	148,941.57
Stgo del Estero	848,196	888,809	938,109	0.770	0.802	0.817	0.46	0.39	0.38	9,634.93	20,814.77	22,741.61	65,245.85	126,972.71	134,015.57
Tucumán	1,439,575	1,509,932	1,613,476	0.792	0.833	0.838	0.68	0.41	0.39	10,510.99	16,536.16	12,214.29	95,971.67	137,266.55	403,369.00
Santa Cruz	217,846	284,414	329,499	0.837	0.865	0.861	0.40	0.38	0.38	19,835.51	14,387.68	1,242.36	217,846.00	284,414.00	-
Buenos Aires	14,784,007	15,909,607	16,841,135	0.802	0.826	0.837	0.46	0.40	0.42	31,168.57	55,736.30	99,041.79	99,891.94	157,520.86	114,565.54
Chubut	450,549	524,201	577,466	0.812	0.849	0.863	0.48	0.43	0.40	19,054.90	19,831.68	17,573.37	112,637.25	-	288,733.00
Tierra del Fuego	118,899	135,742	156,509	0.850	0.874	0.887	0.43	0.38	0.37	5,679.70	5,111.78	10,739.26	59,449.50	33,935.50	-

Fuente: Elaboración propia en base a datos obtenidos del Ministerio del Interior, Obras Públicas y Vivienda, Subsecretaría de Relaciones con Provincias, Centro Nacional de Organizaciones de la Comunidad
* Valores expresados en “per cápita”

Anexo 2: Tabla de datos corte transversal.

Provincias	Población	IDH	Coficiente de Gini	Gasto de Capital	Población/Nº de OSC creadas
CABA	33,350.00	0.02	- 0.02	1,193.98	5,347.90
Catamarca	27,741.00	0.04	- 0.04	334.84	2,832.76
Córdoba	323,860.00	0.02	0.00	2,432.35	13,852.34
Corrientes	89,058.00	0.04	- 0.09	804.64	5,113.83
Chaco	121,858.00	0.04	- 0.14	2,706.94	15,421.04
Entre Ríos	105,116.00	0.04	- 0.07	1,658.15	16,424.57
Formosa	59,809.00	0.06	- 0.08	3,522.60	11,482.29
Jujuy	74,875.00	0.04	- 0.10	1,816.83	9,087.86
La Pampa	20,565.00	0.03	- 0.00	1,267.89	8,973.40
La Rioja	45,495.00	0.03	- 0.13	606.04	6,663.31
Mendoza	213,784.00	0.03	- 0.04	1,477.11	22,229.31
Misiones	158,648.00	0.05	- 0.04	3,794.21	21,903.37
Neuquén	98,678.00	0.02	- 0.07	2,715.04	28,646.16
Río Negro	117,928.00	0.04	- 0.07	1,346.13	20,740.80
Salta	169,992.00	0.05	- 0.04	1,902.64	27,818.13
San Juan	71,299.00	0.05	- 0.12	7,764.22	23,148.25
San Luis	64,171.00	0.05	- 0.03	7,514.23	17,281.69
Santa Fe	226,408.00	0.03	-0.03	8,070.15	92,516.18
Stgo. del Estero	89,913.00	0.05	- 0.08	12,741.51	26,389.54
Tucumán	173,901.00	0.05	- 0.29	3,241.01	56,801.16
Santa Cruz	111,653.00	0.02	- 0.03	- 12,339.14	40,020.95
Buenos Aires	2,057,128.00	0.03	- 0.04	62,776.20	535,640.55
Chubut	126,917.00	0.05	- 0.08	2,008.50	49,623.74
Tierra del Fuego	37,610.00	0.04	- 0.06	5,254.21	48,088.05

Fuente: Elaboración propia en base a datos Tabla 1.

Anexo 3: Tabla de datos de panel por provincia y CABA – Años 2006, 2011 y 2016

Provincias	año	IDH	Coef. de Gini	Población	Gasto Capital*	Población/OSC
CABA	2011-2006	0.02	- 0.03	7,867.00	97.37	- 10,866.33
CABA	2016-2011	0.01	0.01	25,483.00	1,096.61	339.22
Catamarca	2011-2006	0.03	- 0.01	8,611.00	- 16.74	288,313.75
Catamarca	2016-2011	0.01	- 0.03	19,130.00	351.58	19,130.00
Córdoba	2011-2006	0.03	- 0.03	129,093.00	835.73	- 5,507.11
Córdoba	2016-2011	- 0.00	0.03	194,767.00	1,596.62	2,656.02
Corrientes	2011-2006	0.03	- 0.04	36,651.00	255.39	36,107.48
Corrientes	2016-2011	0.00	- 0.05	52,407.00	549.26	130,443.67
Chaco	2011-2006	0.02	- 0.09	58,760.00	974.89	48,446.91
Chaco	2016-2011	0.01	- 0.05	63,098.00	1,732.05	121,882.10
Entre Ríos	2011-2006	0.02	- 0.03	39,371.00	1,171.17	- 32,464.68
Entre Ríos	2016-2011	0.02	- 0.04	65,745.00	486.99	87,514.63
Formosa	2011-2006	0.04	- 0.07	32,418.00	1,853.91	53,132.93
Formosa	2016-2011	0.02	- 0.01	27,391.00	1,668.69	473,169.40
Jujuy	2011-2006	0.03	- 0.03	30,712.00	408.48	32,819.87
Jujuy	2016-2011	0.01	- 0.07	44,163.00	1,408.35	45,826.00
La Pampa	2011-2006	0.03	- 0.02	4,642.00	442.26	1,160.50
La Pampa	2016-2011	-	0.02	15,923.00	825.63	90,528.50
La Rioja	2011-2006	0.03	- 0.06	20,110.00	583.04	33,985.33
La Rioja	2016-2011	0.00	- 0.07	25,385.00	23.00	- 22,611.58
Mendoza	2011-2006	0.02	- 0.05	103,974.00	765.19	- 14,234.21
Mendoza	2016-2011	0.00	0.01	109,810.00	711.92	242,956.04
Misiones	2011-2006	0.02	- 0.02	83,264.00	986.37	119,435.50
Misiones	2016-2011	0.02	- 0.02	75,384.00	2,807.84	240,137.14
Neuquén	2011-2006	0.02	- 0.04	51,501.00	- 1,074.99	- 15,654.83
Neuquén	2016-2011	0.01	- 0.03	47,177.00	3,790.03	17,127.43
Río Negro	2011-2006	0.04	- 0.00	67,615.00	203.12	60,508.42
Río Negro	2016-2011	- 0.00	- 0.07	50,313.00	1,143.02	32,012.13
Salta	2011-2006	0.05	- 0.02	76,225.00	- 337.71	7,690.53
Salta	2016-2011	0.00	- 0.02	93,767.00	2,240.35	5,209.28
San Juan	2011-2006	0.02	- 0.12	28,463.00	- 842.62	2,312.94
San Juan	2016-2011	0.02	- 0.00	42,836.00	8,606.84	344,383.50
San Luis	2011-2006	0.02	- 0.01	31,809.00	1,439.23	- 14,569.45
San Luis	2016-2011	0.03	- 0.02	32,362.00	6,075.00	151,311.20
Santa Fe	2011-2006	0.02	- 0.03	86,160.00	- 3,386.51	63,885.53
Santa Fe	2016-2011	0.01	- 0.00	140,248.00	11,456.65	42,960.66
Stgo. del Estero	2011-2006	0.03	- 0.07	40,613.00	4,301.59	61,726.87
Stgo. del Estero	2016-2011	0.01	- 0.01	49,300.00	8,439.93	7,042.86
Tucumán	2011-2006	0.04	- 0.26	70,357.00	1,488.95	41,294.88
Tucumán	2016-2011	0.01	- 0.02	103,544.00	1,752.05	266,102.45
Santa Cruz	2011-2006	0.03	- 0.03	66,568.00	- 5,921.21	66,568.00
Santa Cruz	2016-2011	- 0.00	0.00	45,085.00	- 6,417.93	- 284,414.00
Buenos Aires	2011-2006	0.02	- 0.05	1,125,600.00	7,894.10	57,628.92
Buenos Aires	2016-2011	0.01	0.02	931,528.00	54,882.10	- 42,955.32
Chubut	2011-2006	0.04	- 0.05	73,652.00	- 2,568.00	- 112,637.25
Chubut	2016-2011	0.01	- 0.04	53,265.00	4,576.49	288,733.00
Tierra del Fuego	2011-2006	0.02	- 0.05	16,843.00	- 1,180.48	- 25,514.00
Tierra del Fuego	2016-2011	0.01	- 0.01	20,767.00	6,434.69	- 33,935.50

Fuente: Elaboración propia en base a datos obtenidos del Ministerio del Interior, Obras Públicas y Vivienda, Subsecretaría de Relaciones con Provincias, Centro Nacional de Organizaciones de la Comunidad

* Valores expresados en "per cápita"

Anexo 4: Comandos STATA, variable dependiente IDH – Parte 1

```

clear all
set more off

use C:\Users\Quadrelli\Desktop\Tesis\Modelo\weights.dta, clear

spmat dta W m*, normalize(row)

spmat summarize W
spmat summarize W, links
spmat summarize W, links detail

use C:\Users\Quadrelli\Desktop\Tesis\Modelo\datodepanel.dta, clear

global id prov
global t año
global ylist idh
global xlist gini x1 x3 x6
* Set data as panel data
sort $id $t
xtset $id $t

xtdescribe
xtsum $id $t $ylist $xlist

* Pooled OLS estimator
reg $ylist $xlist
//estat ic -> Akaike information criterion (AIC) and the Bayesian information criterion (BIC)
estat ic

//Spatial Durbin Model model (SDM)
//SDM with random-effects
xsmle idh gini x1 x3 x6, wmat(W) model(sdm) re vce(cluster prov) nolog
estat ic
//SDM with spatial fixed-effects
xsmle idh gini x1 x3 x6, wmat(W) model(sdm) fe type(ind) vce(cluster prov) nolog
estat ic
//SDM with time fixed-effects
xsmle idh gini x1 x3 x6, wmat(W) model(sdm) fe type(time) vce(cluster prov) nolog
estat ic
//SDM with spatial and time fixed-effects
xsmle idh gini x1 x3 x6, wmat(W) model(sdm) fe type(both) vce(cluster prov) nolog
estat ic

```

Fuente: Elaboración propia, en base a (Belotti, Hughes, & Piano Mortari, 2016).

Anexo 6: Comandos STATA, variable dependiente IDH – Parte 2

```

//Spatial-AutoRegressive model (SAR)
//SAR with random-effects
xsmle idh gini x1 x3 x6, wmat(W) model(sar) re vce(cluster prov) nolog
estat ic
//SAR with spatial fixed-effects
xsmle idh gini x1 x3 x6, wmat(W) model(sar) fe type(ind) vce(cluster prov) nolog
estat ic
//SAR with time fixed-effects
xsmle idh gini x1 x3 x6, wmat(W) model(sar) fe type(time) vce(cluster prov) nolog
estat ic
//SAR with spatial and time fixed-effects
xsmle idh gini x1 x3 x6, wmat(W) model(sar) fe type(both) vce(cluster prov) nolog
estat ic

//Spatial error model (SEM)
//SEM with random-effects
xsmle idh gini x1 x3 x6, emat(W) model(sem) re vce(cluster prov) nolog
estat ic
//SEM with spatial fixed-effects
xsmle idh gini x1 x3 x6, emat(W) model(sem) fe type(ind) vce(cluster prov) nolog
estat ic
//SEM with time fixed-effects
xsmle idh gini x1 x3 x6, emat(W) model(sem) fe type(time) vce(cluster prov) nolog
estat ic
//SEM with spatial and time fixed-effects
xsmle idh gini x1 x3 x6, emat(W) model(sem) fe type(both) vce(cluster prov) nolog
estat ic

//Spatial-Autoregressive with Spatially Autocorrelated Errors model (SAC) (also known as the SARAR model or Kelejian-Prucha model)
//SAC with spatial fixed-effects
xsmle idh gini x1 x3 x6, wmat(W) emat(W) model(sac) fe type(ind) vce(cluster prov) nolog
estat ic
//SAC with time fixed-effects
xsmle idh gini x1 x3 x6, wmat(W) emat(W) model(sac) fe type(time) vce(cluster prov) nolog
estat ic
//SAC with spatial and time fixed-effects
xsmle idh gini x1 x3 x6, wmat(W) emat(W) model(sac) fe type(both) vce(cluster prov) nolog
estat ic

```

Fuente: Elaboración propia, en base a (Belotti, Hughes, & Piano Mortari, 2016).

Anexo 7: Comandos STATA, variable dependiente Gini – Parte 1

```
clear all
set more off

use C:\Users\Quadrelli\Desktop\Tesis\Modelo\weights.dta, clear

spmat dta W m*, normalize(row)

spmat summarize W
spmat summarize W, links
spmat summarize W, links detail

use C:\Users\Quadrelli\Desktop\Tesis\Modelo\datodepanel.dta, clear

global id prov
global t año
global ylist gini
global xlist idh x1 x3 x6
* Set data as panel data
sort $id $t
xtset $id $t

xtdescribe
xtsum $id $t $ylist $xlist

* Pooled OLS estimator
reg $ylist $xlist
//estat ic -> Akaike information criterion (AIC) and the Bayesian information criterion (BIC)
estat ic

//Spatial Durbin Model model (SDM)
//SDM with random-effect
xsmle gini idh x1 x3 x6, wmat(W) model(sdm) re vce(cluster prov) nolog
estat ic
//SDM with spatial fixed-effects
xsmle gini idh x1 x3 x6, wmat(W) model(sdm) fe type(ind) vce(cluster prov) nolog
estat ic
//SDM with time fixed-effects
xsmle gini idh x1 x3 x6, wmat(W) model(sdm) fe type(time) vce(cluster prov) nolog
estat ic
//SDM with spatial and time fixed-effects
xsmle gini idh x1 x3 x6, wmat(W) model(sdm) fe type(both) vce(cluster prov) nolog
estat ic
```

Fuente: Elaboración propia, en base a (Belotti, Hughes, & Piano Mortari, 2016).

Anexo 8: Comandos STATA, variable dependiente Gini – Parte 2

```
//Spatial-AutoRegressive model (SAR)
//SAR with random-effects
xsmle gini idh x1 x3 x6, wmat(W) model(sar) re vce(cluster prov) nolog
estat ic
//SAR with spatial fixed-effects
xsmle gini idh x1 x3 x6, wmat(W) model(sar) fe type(ind) vce(cluster prov) nolog
estat ic
//SAR with time fixed-effects
xsmle gini idh x1 x3 x6, wmat(W) model(sar) fe type(time) vce(cluster prov) nolog
estat ic
//SAR with spatial and time fixed-effects
xsmle gini idh x1 x3 x6, wmat(W) model(sar) fe type(both) vce(cluster prov) nolog
estat ic

//Spatial error model (SEM)
//SEM with random-effects
xsmle gini idh x1 x3 x6, emat(W) model(sem) re vce(cluster prov) nolog
estat ic
//SEM with spatial fixed-effects
xsmle gini idh x1 x3 x6, emat(W) model(sem) fe type(ind) vce(cluster prov) nolog
estat ic
//SEM with time fixed-effects
xsmle gini idh x1 x3 x6, emat(W) model(sem) fe type(time) vce(cluster prov) nolog
estat ic
//SEM with spatial and time fixed-effects
xsmle gini idh x1 x3 x6, emat(W) model(sem) fe type(both) vce(cluster prov) nolog
estat ic

//Spatial-AutoRegressive with Spatially Autocorrelated Errors model (SAC) (also known as the SARAR model or Kelejian-Prucha model)
//SAC with spatial fixed-effects
xsmle gini idh x1 x3 x6, wmat(W) emat(W) model(sac) fe type(ind) vce(cluster prov) nolog
estat ic
//SAC with time fixed-effects
xsmle gini idh x1 x3 x6, wmat(W) emat(W) model(sac) fe type(time) vce(cluster prov) nolog
estat ic
//SAC with spatial and time fixed-effects
xsmle gini idh x1 x3 x6, wmat(W) emat(W) model(sac) fe type(both) vce(cluster prov) nolog
estat ic
```

Fuente: Elaboración propia, en base a (Belotti, Hughes, & Piano Mortari, 2016).

Resumen

Definir qué se entiende por Sociedad Civil y cuál es la idea de una adecuada Sociedad Civil, se ha vuelto una “lucha” epistemológica y política; con el objetivo de apropiarse de su significación y el rol que ocupan las organizaciones que la representa para lograr conformidad en la visión teórica sobre el rol del Estado. En el presente trabajo se analiza la articulación entre las Organizaciones de la Sociedad Civil (OSC) y el Estado en las provincias argentinas y el impacto en el bienestar social durante los años 2006, 2011 y 2016. Se examina la relación entre las medidas de bienestar social (Índice de Desarrollo Humano –IDH- y Coeficiente de Gini), capacidad estatal (Gasto público provincial) y la presencia de OSC (Número de OSC creadas). Se observa un incremento generalizado de las medidas de bienestar social, junto con un crecimiento en la capacidad estatal y una caída en la creación de OSC. El desarrollo de las provincias argentinas presenta autocorrelación significativa, no así la medida de desigualdad. Por otro lado, la mayor intervención estatal, mejoría los indicadores de bienestar provincial y el cambio en el número de OSC creadas, no presenta significatividad para explicar los indicadores de bienestar provincial.