

**UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN
FACULTAD DE ECONOMÍA
DIVISION DE ESTUDIOS DE POSGRADO**



**DE LA DESIGUALDAD: SUS DETERMINANTES
Y SU EFECTO EN EL CRECIMIENTO ECONÓMICO**

Por

LUIS ADRIÁN VILLASEÑOR LÓPEZ

**Tesis presentada como requisito parcial para
obtener el grado de Maestría en Economía con
Orientación en Economía Industrial**

FEBRERO 2011

0. Agradecimientos

Esta tesis es el resultado de dos años y medio de vida en Monterrey, dos años de clases de maestría, un año de investigación, pero, sobre todo, de decenas de ideas, correcciones, sugerencias y personas que se involucraron en ella.

Debo agradecer, primero, a la facultad de Economía por haber confiado en mí al aceptarme a su programa de posgrado. Segundo, al apoyo de mis padres, moral y económico sin el cual, hubiera regresado a Guadalajara al tercer mes.

A mi asesor el Dr. Lorenzo Blanco sin el cual mi tesis simplemente no hubiera sido posible, por sus horas y su conocimiento que me durará toda la vida. Le estoy infinitamente agradecido. A mis sinodales la Dra. Cynthia Caamal y el Dr. Ernesto Aguayo por sus valiosas contribuciones y el tiempo que dedicaron a mi trabajo.

A Jorge Triana, Óscar Javier y Jorge Rojas por haberme sacado a flote en los momentos más académicamente oscuros de mi transitar y por aconsejarme antes de tomar alguna decisión en mi vida personal y apoyarme después de no hacerles caso cuando todo salió mal. A Enrique y Jorge Martínez por haber sido parte de mi proceso de crecimiento como estudiante y académico. A Alelú por su infinita ayuda en el formato y corrección de esta tesis, además de haber sido mi compañera y soporte en los momentos más difíciles, por haber traído algo de felicidad a mi vida.

A Valeria por ser mi mejor amiga y a su familia por haberme dado asilo en su hogar cuando el huracán Alex me dejó sin casa. A todas esas personas que estuvieron conmigo para leer o escuchar mis ideas sin entenderlas o importarles. Sin ustedes, sin cada uno de ustedes, nada de lo que logré hoy hubiera sido posible. Nunca lo olvidaré

De la desigualdad, sus determinantes y su relación con el crecimiento

Un modelo de econometría espacial a nivel municipal para México

09/02/2011

Universidad Autónoma de Nuevo León

Adrián Villaseñor

I. Introducción

El crecimiento económico es sin duda un concepto que preocupa sobre manera a los economistas y encargados de formular políticas públicas. Es tanta la importancia que tiene, que Robert Lucas, Jr. dijo una vez que cuando un economista comienza a estudiar temas de crecimiento, le es realmente difícil pensar en algo más (Romer, 2006). Es esta obsesión la que generalmente deja en segundo plano otras dimensiones del desarrollo económico como desigualdad.

Igualmente importante es el tema de la desigualdad en la distribución del ingreso. Las sociedades más igualitarias tienden a ser más solidarias, encontrando una cohesión social que disminuye el estrés y en donde se ofrece una mayor cantidad de servicios públicos (Deaton, 2003). Además, una distribución de ingreso más igualitaria disminuye índices de mortalidad infantil (Waldmann, 1992), tasas de analfabetismo (Odedokun et al., 2006) y de crímenes violentos (Kelly, 2000), además de aumentar la felicidad (Alesina et al., 2004) y mejorar la salud general de la población (Mellor, 2002).

Existe una amplia literatura que busca la relación entre crecimiento económico y distribución de ingreso. Una línea en particular se concentra en buscar evidencia empírica de la hipótesis de Kuznets (1955). Esta hipótesis establece que a medida que la economía crece, primero aumenta la desigualdad. Pero una vez alcanzado cierto nivel de industrialización, dicha desigualdad tiende a disminuir.

A fin de cuentas la validez de la hipótesis de Kuznets se reduce a una respuesta empírica (Todaro y Smith, 2006). Ciertamente, ha habido ejercicios econométricos que han logrado graficar la famosa "U invertida" (Oshima, 1962; Paukert 1973; Ahluwalia 1976). Pero desde hace algún tiempo se han hecho bastantes estudios que ponen en entredicho esta teoría de crecimiento

económico y desigualdad (Saith, 1983; Anand y Kanbur, 1993). Frazer (2006) demuestra que los modelos paramétricos con los que usualmente se aborda este tema arrojan resultados que varían al cambiar la forma funcional. Incluso cuando utiliza regresiones no paramétricas para estimar dicha relación, Frazer (2006) llega a conclusiones que no siguen ningún patrón específico.

Esta falta de consenso sobre la hipótesis de Kuznets es parte de la falta de consenso sobre la relación entre desigualdad y crecimiento. De hecho, la hipótesis de Kuznets no se cristaliza (sin ambigüedades) ni siquiera en grupos específicos de países. La falta de un modelo que explique esta relación a nivel internacional conduce a la idea de que la desigualdad obedece a condiciones inherentes de cada país. Por lo tanto, se deberían dedicar menos esfuerzos a intentar rechazar la hipótesis de Kuznets y más a descubrir las fuentes de la desigualdad (Aghion et al., 1999).

Este estudio contribuye a la discusión de la relación entre crecimiento económico y desigualdad en dos formas. La desigualdad se modelará como función de variables económicas como desempleo, autoempleo, gasto público y educación. Se utilizarán también variables demográficas como el tamaño de la localidad y la población indígena en ella. Finalmente, una variable institucional como la tasa de conflictos laborales es usada.

El primer objetivo es ubicar los principales determinantes de la desigualdad, representada por el índice de Gini. Habiendo hecho esto, el segundo objetivo es ver como la desigualdad influye en el crecimiento económico. Los datos que se utilizarán para ambas partes del estudio son a nivel municipal para México y provienen tanto del Censo de Población y Vivienda para el año 2000 como del Sistema de Base de Datos Municipales, ambos proporcionados por el INEGI y del Consejo Nacional de Población y Vivienda (CONAPO).

Se demostrará que la relación entre los municipios colindantes de México no solamente es geográfica, sino que ésta tiene un efecto en la desigualdad de los mismos. Además, se verá como variables laborales como la tasa de desempleo y autoempleo tienen un efecto positivo sobre la

desigualdad y aquellas variables que reflejan cierta homogeneidad demográfica dentro del municipio tienen un efecto negativo sobre ella. Finalmente, se demostrará que aunque la desigualdad tiene un efecto positivo sobre la tasa de crecimiento, este efecto puede ser sacrificado para buscar una mayor igualdad.

II. Revisión de Literatura

2.1 De la desigualdad y el crecimiento

Es prácticamente imposible mencionar las palabras “desigualdad” y “crecimiento” en un mismo artículo sin hacer referencia a Simon Kuznets. En 1955 publicó su descripción acerca de la posible relación que guardan estos dos conceptos. En él, analiza el hipotético caso de una economía compuesta por dos sectores, uno agrícola (A) y uno no agrícola (B).

Al comenzar el proceso, el sector A cuenta con una proporción de población mayor que el B, y una distribución del ingreso más igualitaria. A medida que dicha economía pasa por un proceso de industrialización y urbanización, el porcentaje de población en el sector B aumenta rápidamente debido a la inmigración proveniente tanto del sector agrícola como del extranjero, aumentando la desigualdad. Este crecimiento en la desigualdad se ve reforzado por la concentración del ahorro en los estratos superiores de ingreso. Esto tiene un efecto acumulativo que concentra “... una creciente proporción de activos rentables en manos de los grupos superiores de ingreso...” (Kuznets, 1955, p. 7).

Esta es la primera parte de la famosa hipótesis de la U-Invertida que relaciona la desigualdad con el crecimiento. De acuerdo con Kuznets, “...una vez que las fases turbulentas de la industrialización han pasado” (Kuznets, 1955, p.17), hay una serie de efectos que reposicionan a los grupos de menor ingreso dentro de la distribución. Una de estas “fuerzas” es el simple hecho de que a través del tiempo, una proporción mayor de personas han nacido ya en las ciudades, en

lugar de haber inmigrado de áreas rurales. Esto les permite adaptarse mejor para la vida en la ciudad y les da mejores armas para procurar mayores proporciones de la renta de las que podría tener un inmigrante. Otros efectos importantes son la eficiencia que adquieren aquellos que ya llevan algún tiempo establecidos en el área urbana, además de la creciente influencia política de los grupos de bajo ingreso en las ciudades. De esta manera se forma la segunda parte de la hipótesis de Kuznets.

A partir de que el artículo de Kuznets fue formulado, numerosos artículos han buscado sentar bases teóricas que confirmen dicha hipótesis, o buscar establecerla como un hecho estilizado con modelos empíricos.

Hay modelos teóricos que utilizan diferentes medidas de desigualdad como la varianza en el logaritmo del ingreso (Robinson, 1976) o el coeficiente de Gini (Fields, 1979) que apoyan la hipótesis de Kuznets.

Harris y Todaro (1970) explican la relación entre desigualdad y crecimiento como un efecto puramente laboral. Dado que los salarios en el sector manufacturero urbano están arriba del nivel de equilibrio, existe un exceso de oferta laboral urbana. Este desempleo o subempleo actúa para igualar la utilidad esperada de los sectores rural y urbano.

Además, modelos empíricos que agrupan países tanto desarrollados, en vías de desarrollo y socialistas (Adelman y Morris, 1973; Ahluwalia, 1976; Paukert, 1973) han sido utilizados para confirmar esta hipótesis. De acuerdo con Oshima (1962) y más tarde confirmado por Stewart (1978) los países pasan por cuatro fases de desarrollo. En tres de esas fases la desigualdad crece para disminuir en la cuarta¹ (Stewart, 1978).

¹ Estas fases son: *no desarrollados, en desarrollo, semi-desarrollado y totalmente desarrollados*. En la primera etapa, la desigualdad es relativamente baja. Con la introducción de industrias capitalistas, las familias cercanas a las ciudades aumentarán sus ingresos mejorando su posición relativa y aumentando la desigualdad. Este aumento detendrá hasta la fase de semi-desarrollo en el que los ingresos rurales promedio sobrepasen a los urbanos. Después de este punto, la desigualdad disminuirá.

Incluso en años más recientes se han ofrecido explicaciones que apoyan la idea original de Kuznets. Un modelo se basa en “la suerte” de ser empleado en la ciudad, en el sector formal o informal (Rauch, 1991, p. 1). A pesar de ser un modelo completamente teórico, en efecto Rauch (1991) dibuja una curva de Kuznets. Robert Barro (2000) da como una regularidad empírica la curva de Kuznets en su estudio internacional de datos panel. Kanbur y Hadad (1994) elaboran una curva de Kuznets a nivel hogar.

Sakashita (1973), sin embargo, encuentra que no hay ninguna relación entre desigualdad y crecimiento para Japón. Brulke (1983) cuestiona la validez empírica de la hipótesis de Kuznets. Él argumenta que la hipótesis no toma en cuenta la reducción probable en la diferencia entre el ingreso promedio del sector rural y el sector urbano (Brulke 1983). Algunos autores señalan que los ejercicios econométricos que apoyan la hipótesis de Kuznets carecen del aspecto temporal de la hipótesis original, sobre todo en países en vías de desarrollo (Saith, 1983; Ram, 1988).

La principal crítica de autores como Saith y Ram, es la falta de comparabilidad entre países desarrollados y aquellos en vías desarrollo. Saith (1983) en particular, vuelve a hacer todas las estimaciones que hizo Ahluwalia (1976). Argumenta que el modelo propuesto es deficiente, porque la muestra contiene países que tienen procesos que ligan la desigualdad con el crecimiento de maneras completamente diferentes. Por ejemplo, en la misma muestra hay países capitalistas junto con socialistas. Saith (1983) también señala que es un error poner países desarrollados en la misma muestra que países en vías de desarrollo. Con tan solo el hecho de que los países desarrollados tuvieron colonias, su proceso histórico es muy diferente al de países en el segundo grupo.

Siguiendo este enfoque, Rati Ram (1988) demuestra que los resultados una vez que se excluye a los países desarrollados de la muestra pierden su significancia estadística. Para Ram (1988) esta pérdida de significancia demuestra que la hipótesis de Kuznets se fundamenta en

resultados malinterpretados. Los resultados que usaron la muestra con países desarrollados (y que apoyan la hipótesis de Kuznets) solamente reflejan las diferencia intergrupales entre éstos últimos y países en desarrollo.

Algunos autores han llevado a cabo pruebas de la hipótesis a nivel nacional con series de tiempo como Estados Unidos (Frank, 2009) o Malasia (Shari, 2000) encontrando relaciones positivas entre desigualdad y crecimiento. En un trabajo ampliamente citado, Deininger y Squire (1998) conforman una nueva base de datos más robusta y encuentran cierta evidencia a favor de la hipótesis de Kuznets para países de todo el mundo. Ezcurra (2007) además, toma en cuenta los efectos espaciales para un grupo de regiones en Europa, encontrando una relación inversa entre desigualdad y crecimiento. Finalmente, Blanco (2010) encuentra una relación no lineal en el efecto que la desigualdad tiene sobre el crecimiento.

El consenso parece ser que no hay consenso. Lundberg y Squire (2003) encuentran evidencia de la U-invertida para algunos países, una U en otros, e incluso en algunos países no hay relación alguna. De hecho, Frazer (2006) demuestra que los modelos paramétricos con los que usualmente se aborda este tema, arrojan resultados que varían al cambiar la forma funcional. Incluso cuando utiliza regresiones no paramétricas para estimar dicha relación, Frazer (2006) llega a conclusiones que no siguen ningún patrón específico.

2.2 De los determinantes de la Desigualdad

Algunos autores consideran más importante dar con los determinantes de la desigualdad. Para ellos, antes de establecer una relación entre crecimiento y desigualdad, lo importante es encontrar las fuerzas que actúan sobre ésta última. A lo largo de la literatura, han encontrado una

variedad de fuerzas, demográficas, económicas e institucionales que influyen en la distribución del ingreso.

Uno de los primeros determinantes utilizados en la literatura para explicar la desigualdad fue el tamaño de la ciudad (Duncan y Reiss ,1956; Richardson, 1973; Long, et al. ,1977). Esta idea estaba sustentada en la hipótesis de Kuznets. Tanto el tamaño de la ciudad como la desigualdad están relacionados con el nivel de ingreso (Long et al., 1977, p. 244).

Ya que el ingreso laboral es un componente importante del ingreso, la tasa de desempleo (Aigner y Heins, 1967; Mocan, 1999) y la de autoempleo (Parker, 1999; Falter, 2007; Perugini y Martino, 2008), se utilizan como variables explicativas de la desigualdad. En periodos de alto nivel de desempleo los primeros en ser despedidos suelen ser los trabajadores menos calificados (Mocan 1999). En el caso de los autoempleados, la varianza de sus ingresos es mayor a la de los empleados. Por lo tanto, al aumentar el número de autoempleados aumenta la desigualdad (Perugini y Martino, 2008).

Otra variable indicadora de cómo el mercado laboral puede influir sobre la distribución del ingreso es de carácter institucional. La densidad sindical, según Perugini y Martino (1988), genera compresión salarial al interior y a través de las empresas. Fairris (2003) hace un estudio para México en el que encuentra que en 1996 los sindicatos no fueron tan efectivos reduciendo la desigualdad como lo fueron en 1984.

Diferentes medidas de educación han sido utilizadas también. Aigner y Heins (1967) utilizan la mediana de los años de escolaridad. Marin y Pscharopoulos (1976) usan los años promedio de educación. Para su estudio en África, Odedokun y Round (2004) usan la tasa de analfabetismo. En general, parece haber un consenso en que un mayor nivel educativo favorece la igualdad.

Perugini y Martino (2008) usan la tasa de población a diferentes niveles de educación. Esta variable es utilizada porque la evolución cualitativa en el mercado de trabajo puede ser modelada mediante la evolución en la educación (Barro, 2000; Panizza, 2002). Aghion et al. (1999) explican la evolución de la desigualdad como un aumento en la demanda de habilidades dado el cambio tecnológico, y por ende, aumentando su rendimiento.

También se ha modelado la desigualdad como función de una serie de variables macroeconómicas. Mocan (1999) ha encontrado relaciones ambiguas entre desigualdad económica e inflación. Por otra parte Blejer y Guerrero (1990) examinan la relación entre distribución de ingreso y variables como productividad, el tipo de cambio, tasa de interés y gasto gubernamental; hay una relación inversa entre las primeras tres variables y la desigualdad. Tanto ellos como Auten y Carroll (1999) afirman que el gasto del gobierno genera mayor desigualdad.

Varios autores han investigado la relación entre distribución de ingreso y características demográficas. Agner y Heins (1967) usan la edad promedio de la población, las preferencias políticas y el porcentaje de población blanca. Encuentran que las primeras dos no afectan la desigualdad mientras que la tercera la aumenta.

La composición urbano-rural de la población (Aigner y Heins, 1967; Odedokun y Round, 2004) y heterogeneidad religiosa (Barro, 2000) han sido utilizadas también. Odedokun y Round (2004) señalan que hay mayor desigualdad en las comunidades rurales, a diferencia de Aigner y Heins (1967) que no hallan relación alguna. Por su parte Barro (2000) concluye que la heterogeneidad religiosa no afecta la desigualdad.

La relación entre desigualdad y diversidad étnica ha sido investigada para Chile (Agostini, Brown y Roman, 2009), Vietnam (Walle y Gunewardena, 2001) y China (Goh, 2009). Estos tres estudios llegan a dos conclusiones en común: en comunidades con una mayor proporción de indígenas existe más igualdad y una mayor pobreza.

La literatura acerca de determinantes de desigualdad es muy amplia. La mayor parte de ésta se concentra en un solo grupo de variables: demográficas, económicas o institucionales. Son pocos los intentos de modelar la desigualdad como un fenómeno multifacético (Perugini y Martino 2008).

III. Hipótesis

La literatura no llega a un consenso acerca de la relación entre crecimiento y desigualdad. Sin embargo, sí advierte al investigador acerca del peligro en no tomar en cuenta diferencias intergrupales. El presente estudio se enfoca solamente en México. Sin embargo, el nivel de observación es el municipio. Se demostrará en el análisis descriptivo que México es un país sumamente heterogéneo. Por lo tanto, el modelo econométrico utilizado tomará esta heterogeneidad en cuenta de varias formas.

La literatura que examina los determinantes de desigualdad nos ofrece un conjunto de variables que, según varios investigadores, juegan un papel importante en la distribución de ingreso. La relación esperada entre estas variables (utilizadas en este estudio) y la desigualdad se describe en el cuadro 3.1. Pero además de estas hipótesis, se plantea una más.

Por lo general, la literatura examinada hasta el momento supone que la distribución del ingreso es solamente una función de características demográficas, económicas e institucionales. Se descuida un aspecto relevante: el geográfico o *espacial*. Es posible que la desigualdad de una localidad dependa del nivel de desigualdad de las localidades que la rodean. En este estudio los datos a nivel municipal se someten a varias pruebas de correlación espacial. Se espera que esta correlación exista y resulte ser lo suficientemente relevante como para tomarla en cuenta en la especificación econométrica.

Para el segundo modelo, de acuerdo con Kuznets (1955), en las fases iniciales de desarrollo de un país, el crecimiento y la desigualdad tienen una relación directa. Siendo México un país en vías de desarrollo, se espera una relación positiva entre la desigualdad y el crecimiento económico. En otras palabras, las políticas que generan crecimiento y las que combaten la desigualdad se contradicen.

Cuadro 3.1
Hipótesis
Determinantes de la Desigualdad

Variable	Relación esperada
Tamaño	Inversa
Hablantes de Lengua Indígena	Inversa
Religión Católica	Inversa
Sin Instrucción Superior	Cuadrática
Gasto Público Social	Inversa
Conflictos	Inversa
Población Rural	Directa
Desempleo	Directa
Autoempleo	Directa

IV. Estadísticas descriptivas

Las variables utilizadas en este estudio fueron obtenidas de diversas fuentes. El coeficiente de Gini y el resto de las variables de desigualdad fueron calculados por Tuirán (2005) para el Consejo Nacional de Población (CONAPO). Las variables demográficas, económicas e institucionales se obtuvieron del Sistema Municipal de Base de Datos (SIMBAD), provenientes del Censo Nacional de Población y Vivienda del año 2000. Finalmente, se usa el Valor Agregado Censal Bruto como sustituto del Producto Interno Bruto (PIB) a nivel municipal. Esta variable se obtiene para los años 1999 y el 2004, de los respectivos Censos Económicos.

4.1 Variables de Desigualdad

El cuadro 4.1 describe las variables de desigualdad utilizadas en el modelo. El coeficiente de Gini se utiliza como variable dependiente para identificar las variables explicativas que afectan la desigualdad en general. Las otras dos variables (primer quintil y último quintil) se usan como variables dependientes para entender cómo las variables independientes afectan a estos grupos de la población.

Cuadro 4.1
Descripción de Variables
Variables de Desigualdad

Variable	Descripción
Gini	Menor desigualdad $0 \leq gini_i \leq 1$ Mayor desigualdad
Primer Quintil	Porcentaje del ingreso total que tiene el 20% más pobre de la población.
Último Quintil	Porcentaje del ingreso total que tiene el 20% más rico de la población.

El cuadro 4.2 resume los municipios con menor y mayor desigualdad. Es de notar que Yucatán ostenta ocho de los diez municipios con menor desigualdad. Oaxaca, por su parte, tiene un lugar entre ellos, también es poseedor de siete de aquéllos con mayor desigualdad. El municipio con menor desigualdad en el país es Mocochoá en Yucatán con un coeficiente de Gini del 0.302. Santa María Ixcatlán, en Oaxaca, reporta 0.896, siendo el municipio con mayor desigualdad.

Cuadro 4.2
Coeficiente de Gini
Municipios con Menor y Mayor Desigualdad

Municipio	Gini	Municipio	Gini
Mocochoá, Yucatán	0.302	San Pedro y San Pablo Tequixtepec, Oaxaca	0.883
Tepeyahualco, Puebla	0.311	Teotlalco, Puebla	0.887
Baca, Yucatán	0.318	San Juan Comaltepec, Oaxaca	0.890
Samahil, Yucatán	0.339	San Pedro Mártir Quiachapa, Oaxaca	0.890
Yaxkukul, Yucatán	0.345	Santa María Jaltianguis, Oaxaca	0.890
Ixil, Yucatán	0.350	Altamirano, Chiapas	0.891
Cacalchén, Yucatán	0.359	Bella Vista, Chiapas	0.892
Abalá, Yucatán	0.367	San Martín Peras, Oaxaca	0.893
Muxupip, Yucatán	0.368	Santa María Tataltepec, Oaxaca	0.894
San Francisco Logueche, Oaxaca	0.368	Santa María Ixcatlán, Oaxaca	0.896

Notas: Elaboración propia con datos del CONAPO

En general, el coeficiente de Gini tiene un valor promedio de 0.606, con una desviación estándar de 0.109, indicando una gran desigualdad en el país. El promedio del ingreso en posesión del 20% más pobre de la población es de 1.15%, cifra alarmante aún con la desviación estándar de 1.35%. El rango de valores de esta variable va desde 0 por ciento en el mínimo hasta 7.22% en el máximo. El promedio del quintil más rico de la población promedio es de 65.22%. El porcentaje mínimo es de 37.14% en Mocochoá, Yucatán y el máximo de 99.42% en Bella Vista, Chiapas. En

otras palabras, aproximadamente 728 de 3641 familias en Bella Vista acaparan prácticamente todo el ingreso del municipio.

Cuadro 4.3
Estadísticas Descriptivas
Variables de Desigualdad

Desigualdad	Media	Desviación	Mínimo	Máximo
Gini	0.606	0.109	0.302	0.896
Primer Quintil	1.146	1.348	0	7.217
Último Quintil	65.217	11.635	37.139	99.417

Notas: Elaboración propia con datos del CONAPO

4.2 Variables Demográficas

Cuadro 4.4
Descripción de Variables
Variables Demográficas

Variable	Descripción
Tamaño	El tamaño del municipio en términos de población como porcentaje del total del Estado al que pertenece.
Hablantes de Lengua Indígena	Las personas que hablan lengua indígena como porcentaje del total de la población
Religión Católica	El porcentaje de personas en el municipio que practican la religión católica.
Población Rural	Porcentaje de la población que vive en localidades rurales.

Las variables que controlan la parte demográfica del modelo se definen en el cuadro 4.4. El municipio más grande en términos de población relativo al tamaño total del estado es Aguascalientes, Aguascalientes, alcanzando 68.13% de la población total del estado. El más pequeño es Santa Magdalena Jicotlán, Oaxaca no alcanzando ni el 1% (por mucho), situación que comparten 1894 municipios en el país.

Cuadro 4.5
Estadísticas Descriptivas
Variables Demográficas

Variable	Media	Desviación	Mínimo	Máximo
Tamaño	0.013	0.040	.00003	0.681
Hablantes de Lengua Indígena	0.205	0.324	0	0.998
Religión Católica	0.966	0.050	0.456	1
Población Rural	0.618	0.358	0	1

Notas: Elaboración propia con datos del CONAPO

Hablantes de lengua indígena se utilizará como una aproximación al total de indígenas en el municipio. La naturaleza de esta variable no permite reconocer la etnicidad del que responde. Únicamente podemos saber si los individuos hablan o no algún dialecto. El porcentaje de personas que hablan una lengua autóctona en un municipio es de 20.48%, con una desviación estándar mayor de 32.35%. En un extremo, encontramos 29 municipios en donde nadie reportó hablar algún dialecto indígena. Por otra parte, en Santiago del Pinar, Chiapas, prácticamente el 100% de la población habla alguna lengua indígena.

Barro (2000) utiliza una medida de heterogeneidad religiosa. Este estudio usa una medida de homogeneidad religiosa: el porcentaje de la población municipal que practica la religión católica. Como se señaló en el cuadro 3.1, se espera que a mayor homogeneidad mayor igualdad. Chenalhó en Chiapas tiene la menor tasa de practicantes con poco menos del 14%. El promedio está en 86.11%. El porcentaje máximo de católicos (100%) se encuentra en Santo Domingo Tlatayapán en Oaxaca.

La delegación Cuauhtémoc, junto con otras ocho delegaciones del Distrito Federal y once municipios más, son los que menos población rural tienen con un porcentaje de 0%. En contraste, 912 municipios del país, en 15 estados, tienen un porcentaje de población rural del 100%. El valor promedio de población rural está cerca del 62%, con una desviación estándar de 36%.

4.3 Variables Económicas

Cuadro 4.6
Descripción de Variables
Variables Económicas

Variable	Descripción
Sin Instrucción Superior	Población de 15 años y más sin instrucción media superior ni superior
Desempleo	Tasa de Desempleo
Autoempleo	Tasa de Autoempleo
Gasto	Gasto público en “Subsidios, Transferencias y Ayudas” y en “Obra Pública y Acciones Sociales”

Las variables económicas utilizadas en este estudio se describen en el cuadro 4.6. La tasa de la población sin instrucción superior se utiliza como una medida de la diferencia en capital humano en un municipio. Esta es una de las variables que menos dispersión muestra en sus datos con respecto a la media, siendo 4.63 y 94.55% respectivamente. La Delegación Benito Juárez en el Distrito Federal es el municipio que menor tasa muestra con un 54.63%, es decir, casi la mitad de su población tiene instrucción superior. El máximo se encuentra en San Pedro Nopala, San Antonio Sinicahua y Santa Magdalena Jicotlán, todos en Oaxaca con una tasa del 100% de personas sin instrucción superior.

Cuadro 4.7
Estadísticas Descriptivas
Variables Económicas

Variable	Media	Desviación	Mínimo	Máximo
Sin Instrucción Sup.	0.946	0.046	0.546	1
Desempleo	0.010	0.012	0	0.372
Autoempleo	0.330	0.155	0.058	0.928
Gasto	0.341	0.181	0	0.910

Notas: Elaboración propia con datos del CONAPO

La tasa de desempleo es 0% en 162 municipios del país, la mayoría en Oaxaca. La mayor tasa de desempleo es de Santa Cruz Tayata (37.23%), también en Oaxaca. Esto reafirma la

heterogeneidad de los municipios ya que en el mismo estado encontramos el porcentaje máximo y mínimo. El promedio del país es de menos del 1% (0.9%) con una desviación estándar de 1.17%.

La tasa de autoempleo tiene también una desviación estándar (32.99%) más grande que la media (15.54%). San Pedro Molinos en Oaxaca es el municipio con la menor tasa de autoempleo (5.77%) mientras que en Yutanduchi de Guerrero, también en Oaxaca, este porcentaje alcanza el 92.8%.

Se utilizó el gasto en “Subsidios, Transferencias y Ayudas” y en “Obra Pública y Acciones Sociales” para representar el gasto gubernamental. En promedio, el gasto de los municipios en estos rubros es del 34.13% del total de su gasto, con una desviación estándar de 18.1%. Los municipios de Atlahuilco y Las Choapas en Veracruz, como también Aquila en Michoacán, reportaron los valores mínimos de 0%. En contraste, Magdalena, Oaxaca alcanza poco más del 90%.

4.4 Variable Institucional

La variable institucional utilizada es el número de huelgas y conflictos colectivos (“conflictos laborales”) por cada 100 personas en el municipio. Se utilizó esta variable dada la poca disponibilidad de datos sobre el aspecto institucional del mercado de trabajo. Lo ideal hubiera sido imitar a la literatura usando el porcentaje de trabajadores sindicalizados. La variable de conflictos laborales es una manera de determinar la presencia de sindicatos en el municipio. La relación esperada es que haya menor desigualdad a mayor número de conflictos laborales.

Cuadro 4.8
Estadísticas Descriptivas
Variables Económicas

Variable	Media	Desviación	Mínimo	Máximo
Conflictos	0.006	0.043	0	1.933

Notas: Elaboración propia con datos del CONAPO

Como se puede ver en el cuadro 4.8, el valor medio es de menos de un conflicto por cada 100 habitantes. La desviación es de 0.043 y el municipio de Atizapán en el Estado de México es donde se encuentran la mayor cantidad de conflictos laborales.

4.5 Variables de Ubicación

Para tomar en cuenta la heterogeneidad entre las regiones de México se utilizaron algunas variables de ubicación. En primer lugar, se utilizó una variable dicotómica por frontera, es decir, una para los municipios que colindan con la frontera norte y otra para aquellos que colindan con la frontera sur.

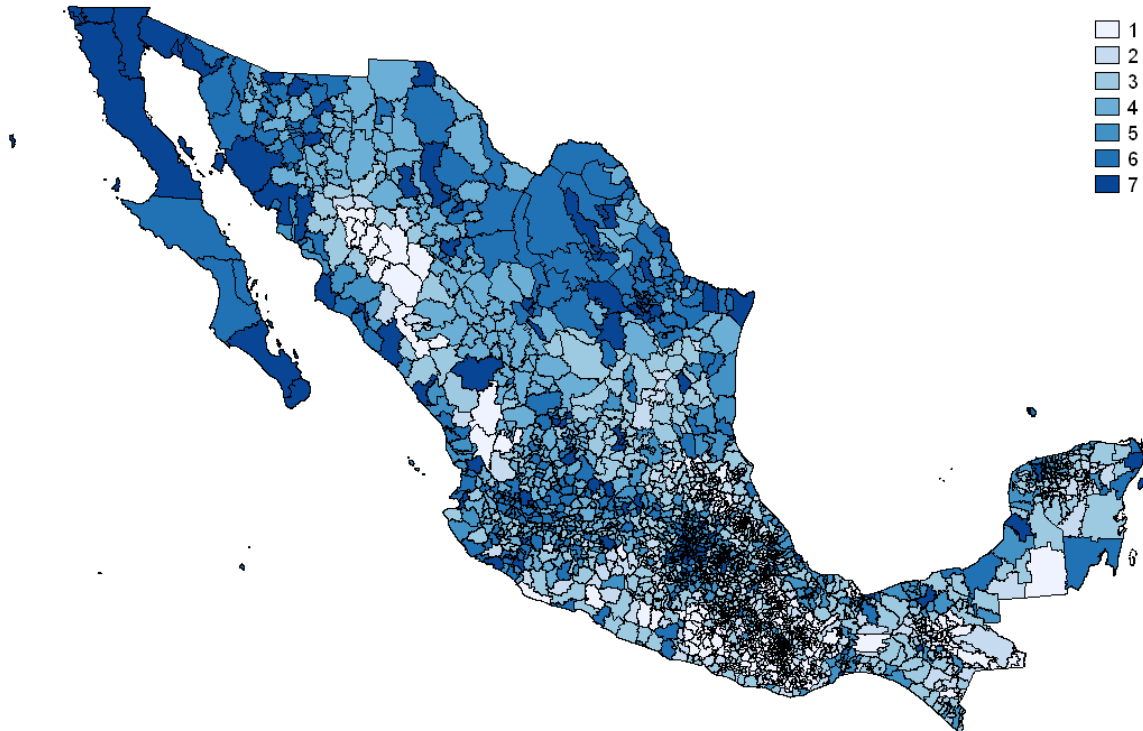
Cuadro 4.9
Descripción de Variables
Variables de Ubicación

Variable	Descripción
Frontera Norte	1 si colinda con Estados Unidos; 0 de otra forma
Frontera Sur	1 si colinda con Belice o Guatemala; 0 de otra forma
Región Socioeconómica	Clasificación del INEGI por municipio de acuerdo a una serie de indicadores socioeconómicos en 7 regiones. Mayor estrato es mejor.

El indicador de Región Socioeconómica de México es un instrumento calculado por INEGI para cada municipio. Se calcula por medio de componentes principales, usando colección de 27 indicadores. Cada municipio es indexado con un número del 1 al 7; conforme aumenta el número del estrato, aumenta el nivel socioeconómico (INEGI 2004).

La gráfica 4.1 presenta un mapa con estas regiones socioeconómicas². Como se puede observar, el área del norte del país presenta un mejor nivel en comparación con algunos municipios de Campeche, Durango y Zacatecas. Sin embargo, si analizamos algunos estados que por la cantidad de municipios se pierden en este mapa, veremos diferencias más marcadas.

Gráfica 4.1. Regiones Socioeconómicas de México. Año 2000

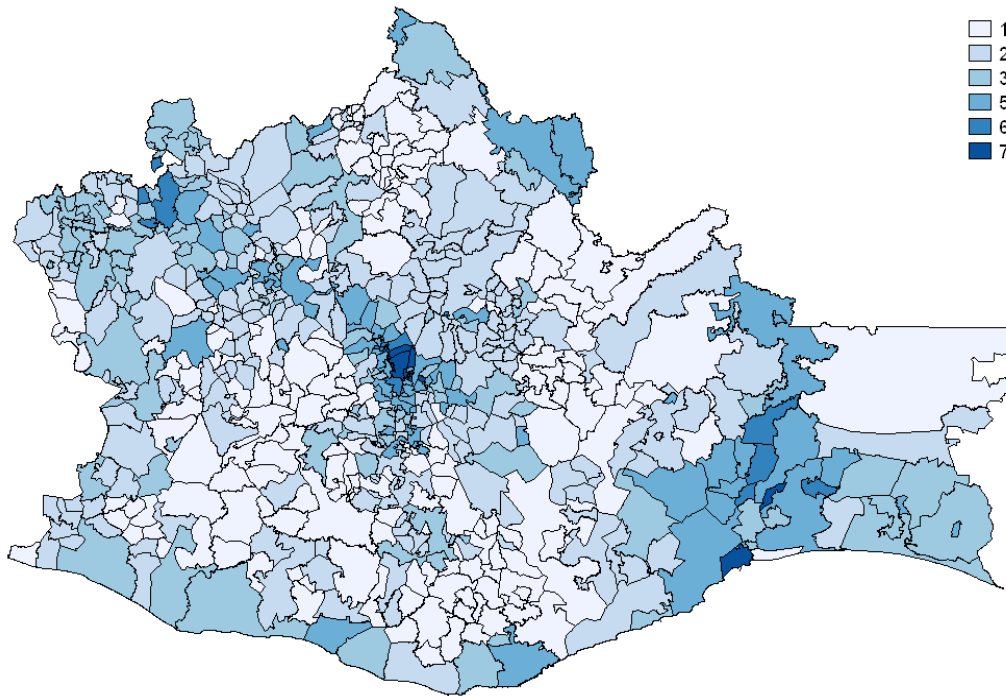


Fuente: Elaboración propia con datos de INEGI. Hecho en STATA con el comando `smap` escrito por Maurizio Pisati (2004)

Por ejemplo, la Gráfica 4.2 resume los estratos socioeconómicos de cada municipio en Oaxaca. Gran parte de los municipios de estrato bajo en el país se encuentran en este estado. Exceptuando la capital, Oaxaca de Juárez, el resto de los municipios (539) se encuentran en los estratos uno, dos y tres. El caso contrario es el del Distrito Federal (Gráfica 4.5.3) cuyas delegaciones, a excepción de Milpa Alta, fueron clasificadas con el estrato más alto.

² La metodología del INEGI es del 2004; sin embargo, los datos para la elaboración de las gráficas 4.1 y 4.2 son con datos del Censo General de Población y Vivienda del año 2000.

Gráfica 4.2. Regiones Socioeconómicas Oaxaca (2000)



Fuente: Elaboración propia con datos de INEGI. Hecho en STATA con el comando `spmap` escrito por Maurizio Pisati (2004)

El cuadro 4.10 resume el número de municipios contenidos en cada una de estas variables de localización. Existen 37 municipios colindantes con Estados Unidos y 22 que colindan con Guatemala o Belice. En cuanto a la estratificación, se presenta cada estrato con el número de municipios que le integran. El estrato 7, el mejor de la clasificación, tiene menor número de municipios (144). El estrato 3 es el que agrupa al mayor número de municipios con 539.

Cuadro 4.10
Estadísticas Descriptivas
Variables de Ubicación

Variable	Número de Observaciones	
Frontera Norte	37	
Frontera Sur	22	
	Estrato	Observaciones
	1	330
	2	469
Región	3	539
Socioeconómica	4	258
	5	363
	6	340
	7	144

Notas: Elaboración propia con datos del INEGI

4.6 Tasa de Crecimiento

La falta de datos del Producto Interno Bruto municipal obliga a buscar alternativas para medir el crecimiento económico del mismo. Por lo tanto, se usará el Valor Agregado Censal Bruto (VACB). Según el INEGI, es el valor adicional de la producción por “la actividad creadora y de transformación del personal ocupado” (INEGI, 2004, p. 25). Esta variable también incluye el valor de los insumos consumidos “en la realización de la actividad económica” (INEGI, 2004, p. 25).

Al aplicar la fórmula para VACB, algunos de los valores obtenidos son negativos. Según el INEGI, teóricamente esto no debe ser posible. Sin embargo hay varias razones por las cuales, en la práctica, este valor es menor a cero. Esta variable captura el valor de empresas en proceso de quiebra, unidades económicas que reciben subsidios y entes con fines no lucrativos. En este estudio, valores negativos de VACB no se toman en cuenta para el cálculo de las tasas de crecimiento. Se dividen los valores positivos por la población municipal, tanto para el año de 1999

como para el 2004. De esta manera se obtiene una variable que aproxima el PIB per cápita a nivel municipal.

Cuadro 4.11
Estadísticas Descriptivas
Tasa de Crecimiento 1999-2004

Variable	Media	Desviación	Mínimo	Máximo
Tasa de Crecimiento	1.548	12.133	-0.995	395.074

Notas: Elaboración propia con datos del Censo Económico 1999 y 2004

El crecimiento promedio entre los municipios en México es de 1.54%. La gran variabilidad en el crecimiento económico a nivel municipal queda reflejada por una desviación estándar de poco más de 12%. Un número considerable de municipios (677) no solamente no crecieron entre 1999 y 2004; tuvieron tasas de crecimiento negativas. Al otro extremo, municipios como Atlangatepec, Tlaxcala y San Miguel Tulancingo, Oaxaca, presentan un crecimiento superior al 100%.

V. Modelo Econométrico

5.1 Modelos de Desigualdad y Crecimiento

Para ambos modelos que se presentan a continuación se hacen pruebas de dependencia espacial. Los conceptos de econometría espacial usados en este estudio se presentan en la siguiente sección. Estas pruebas determinan qué técnica econométrica utilizar.

5.1.1 Determinantes de la Desigualdad

La primera parte del estudio aquilata la importancia que tienen las variables que la literatura señala como determinantes de la desigualdad. El modelo econométrico que se estima es el siguiente:

$$des_i = \alpha + \beta \cdot demo_i + \gamma \cdot econ_i + \delta \cdot inst_i + \tau \cdot ubic_i + \varepsilon_i \quad (5.1)$$

El nivel de observación en este caso es el municipio i . El vector $demo_i$ contiene todas las variables demográficas que se contemplaron en el capítulo anterior. De igual manera, los vectores $econ_i$, $inst_i$ y $ubic_i$ contienen las variables económicas, institucionales y de ubicación respectivamente. La variable ε_i es un término estocástico de error, distribuido de manera idéntica e independiente. La variable dependiente, des_i , puede ser una de tres variables de desigualdad: coeficiente de Gini, primer quintil o último quintil.

5.1. Efecto de la desigualdad en el Crecimiento

El efecto que la desigualdad tiene sobre el crecimiento será estimado de la siguiente manera:

$$Tcre_i = \alpha + \beta \cdot gini_i + \gamma \cdot control_i + \varepsilon_i \quad (5.2)$$

La variable dependiente, $Tcre_i$, es la tasa de crecimiento del municipio i para el periodo 1999 – 2004. La variable $gini_i$ es el coeficiente de desigualdad para cada municipio y $control_i$ es un vector de variables de control. Finalmente la variable ε_i es un término estocástico de error.

5.2 Dependencia Espacial

5.2.1 Definiendo la Dependencia Espacial

Las variables que se utilizan en la regresión tienen un componente espacial que no puede ignorarse. En concreto, se deben examinar los datos para determinar si existe o no *dependencia espacial* y *heterogeneidad espacial*. Para Anselin (1988) la *dependencia espacial* es cuando existe “una relación funcional” (Anselin, 1988, p. 11) entre lo que sucede en un lugar y cualquier otro. El segundo efecto es la *heterogeneidad espacial* que son las características particulares de cada unidad espacial. Esta heterogeneidad se toma en cuenta al usar variables ficticias para región o proximidad a una frontera, por ejemplo.

Para efectos prácticos, la dependencia espacial es la que presenta el mayor reto en cuanto al modelo y la estimación. Lo primero que se debe hacer, es determinar qué otras unidades espaciales tienen un impacto en la unidad de análisis. Los vecinos de una determinada unidad espacial se definen como aquellas unidades j para las cuales x_j está contenida en la forma

funcional de la probabilidad condicional de x_i . Formalmente, los vecinos de i , expresados como el conjunto J son:

$$P[x_i|x] = P[x_i|x_j] \tag{5.3}$$

Supongamos que $P[x_i | x]$ es la probabilidad que llueva en el municipio i condicional a que llueva en los municipios en el vector x . El conjunto de vecinos J es tal que esa probabilidad sea igual a la probabilidad que llueva en el municipio i condicional a que llueva en los municipios vecinos, elementos de J .

Otra manera de expresar el conjunto de vecinos de i es:

$$\{j \mid P[x_i] \neq P[x_i | x_j]\} \tag{5.4}$$

J es el conjunto de ubicaciones para las cuales la probabilidad marginal condicional de x_i no es igual a la probabilidad marginal no condicional. Por ejemplo, un municipio k no es vecino de un municipio i si la probabilidad incondicional que llueva en i es igual a la probabilidad que llueva en i condicional a que llueva en k . En otras palabras que llueva en k no afecta la probabilidad de que llueva en i .

A fin de poder tomar en cuenta el aspecto espacial a estas definiciones de “vecinos”, Anselin (1988, p. 17) propone la siguiente definición:

$$\{j \mid P[x_i] \neq P[x_i | x_j] \text{ y } d_{ij} < \epsilon_i\} \tag{5.5}$$

donde d_{ij} es un elemento de una matriz de medidas de distancia entre cualesquier i y j . La variable ϵ_i es un umbral de corte para cada unidad espacial i . En otras palabras, además de cumplir con (5.1.3.), un vecino es aquella unidad espacial dentro del umbral de corte. Es posible que $\epsilon_i = \epsilon$; el umbral puede ser el mismo para todas las unidades espaciales.

5.2.2 Midiendo la Dependencia Espacial

Una vez que se ha definido el concepto de “vecinos” (Anselin, 1988, p. 17), se puede medir la dependencia espacial entre estos y una unidad espacial por medio de coeficientes de correlación espacial. Los estadísticos que miden esta correlación son los de Moran (1950) y de Geary (1954). Estas mediciones de correlación espacial están basadas en el uso de una matriz binaria de contigüidad.

Esta matriz de N filas por N columnas consiste en valores 0 y 1. Cada hilera y columna representa una localidad. Cada elemento de la matriz representa una relación espacial entre dos localidades. Por ejemplo, si dos unidades espaciales tienen una frontera en común, dicho elemento tendrá un valor de 1. Por otra parte, si ambas unidades espaciales no comparten una frontera, se consideran no colindantes y dicha casilla tendrá un valor de 0.

Cuadro 5.1
Ejemplo Matriz de Contigüidad

	Aguascalientes	Asientos	Calvillo	...	Villanueva	Zacatecas	Trancoso
Aguascalientes	0	1	0	0	0	1	0
Asientos	1	0	0	0	1	1	0
Calvillo	0	1	0	0	0	0	1
...	0	0	0	0	0	0	0
Villanueva	0	1	0	0	0	1	0
Zacatecas	1	1	0	0	1	0	0
Trancoso	0	0	1	0	0	0	0

El cuadro 5.1 ejemplifica esta noción. Por convención, una unidad espacial no es contigua a ella misma, por lo que tenemos una matriz simétrica de N x N con una diagonal principal con elementos igual a cero solamente. En este ejemplo, el municipio de Aguascalientes colinda con

Asientos y Zacatecas por lo que tenemos valores iguales a uno en esas casillas y ceros en las demás.

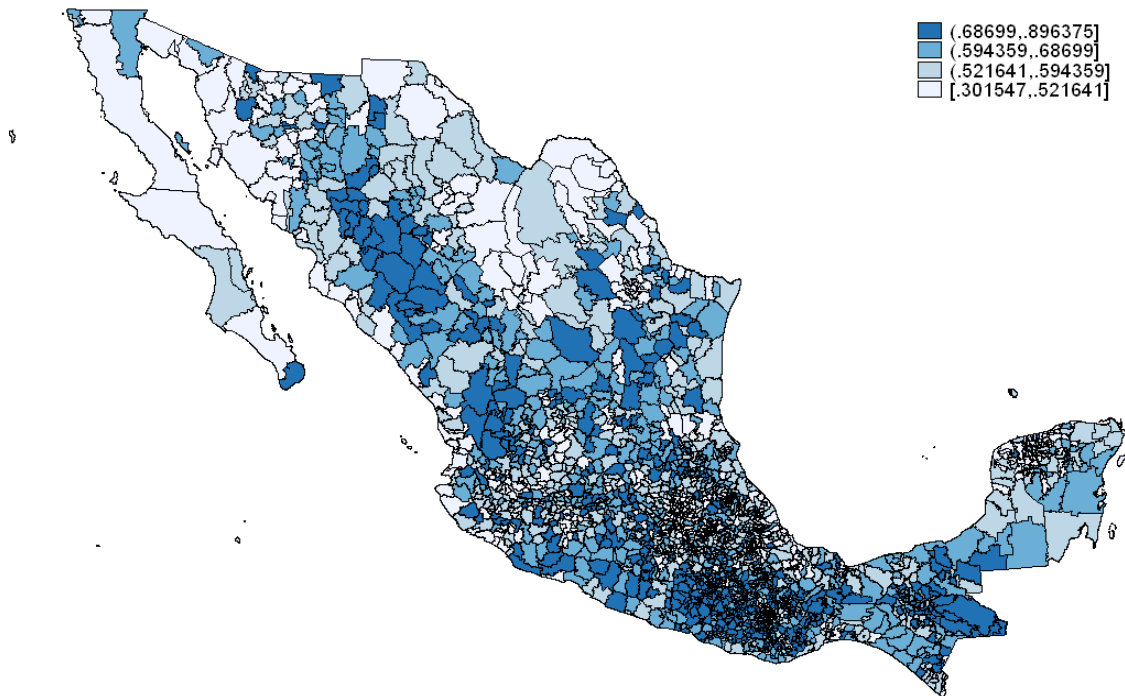
Una vez elaborada la matriz esta matriz se normaliza. La normalización consiste en dividir todas las filas por el número total de municipios colindantes con la localidad. De esta manera las filas terminan sumando a uno.

VI Estimación Econométrica

6.1 Determinantes de la Desigualdad

Dada la definición teórica de la sección pasada, es lógico entonces que se deba buscar evidencia estadística de dependencia espacial. El primer paso es explorar el coeficiente de Gini georeferenciado en un mapa.

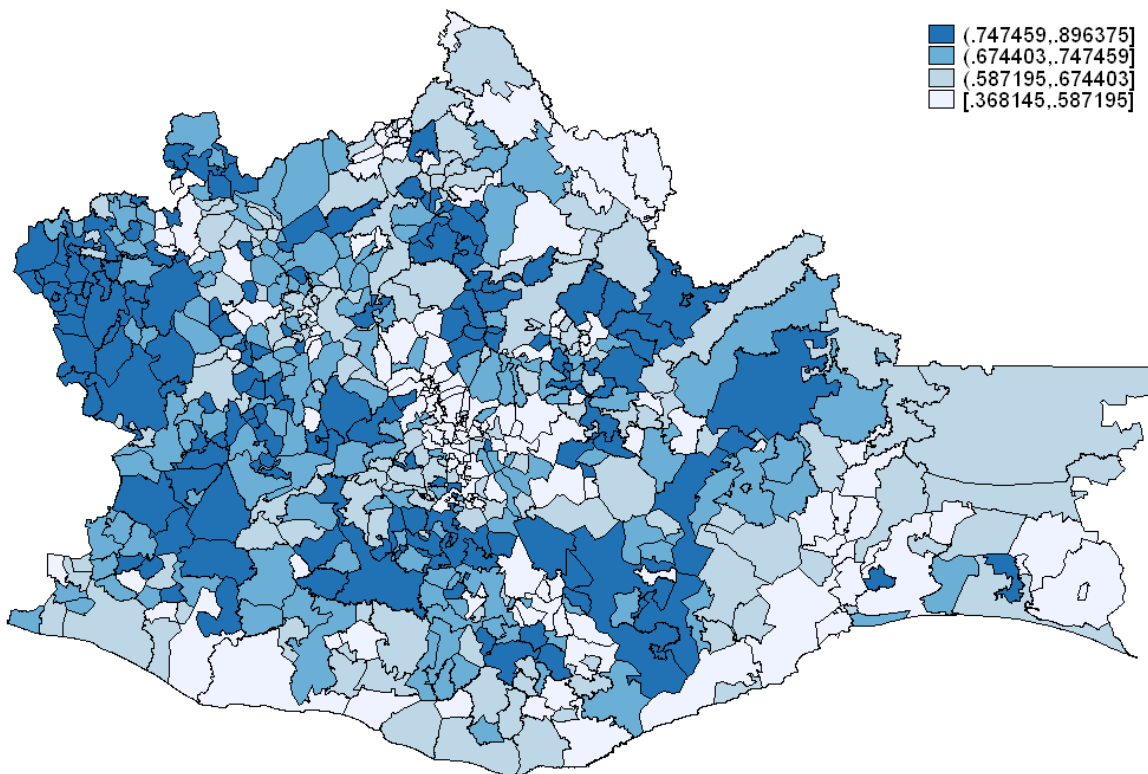
Gráfica 6.1. Coeficiente de Gini por Municipio para el año 2000



Fuente: Elaboración propia con datos de INEGI. Hecho en STATA con el comando `spmap` escrito por Maurizio Pisati (2004)

En la gráfica 6.1, podemos observar ciertas concentraciones de coeficientes de Gini similares en varios estados: Aguascalientes, Baja California Sur y Norte, Chihuahua, Durango, Nuevo León. Incluso al observar de cerca estados como Oaxaca, Puebla y Veracruz, podemos dar cuenta de estas concentraciones.³ En Oaxaca por ejemplo, se observan aglomeraciones de municipios con coeficientes de Gini similares, como puede apreciarse en la gráfica 6.2.

Gráfica 6.2. Coeficiente de Gini. Oaxaca (2000)



Fuente: Elaboración propia con datos de INEGI. Hecho en STATA con el comando `spmap` escrito por Maurizio Pisati (2004)

A pesar de que el análisis gráfico resulta útil, se necesita una prueba estadística formal para determinar si existe o no correlación espacial. El primer estadístico ampliamente aceptado en la literatura es la *I de Moran* (Moran, 1950) definido por:

³ Los mapas de Puebla y Veracruz vienen en el Anexo B. Se incluye Oaxaca en el texto por ser el estado que más municipios tiene y por lo mismo, es el estado que se pierde de vista en el mapa.

$$I = \frac{N}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_i (X_i - \bar{X})^2} \quad (6.1)$$

donde N es el número de observaciones espaciales i y j . X es la variable de interés; \bar{X} es la media de dicha variable. El elemento w_{ij} proviene de la matriz de contigüidad normalizada, W , y actúa como un ponderador espacial. El estadístico de Moran asume valores entre -1 y 1, correspondiendo a una correlación perfecta, negativa y positiva respectivamente. Un valor de 0 significa independencia perfecta entre unidades espaciales.

El segundo estadístico utilizado es la *C de Geary* (Geary, 1954):

$$C = \frac{(N - 1) \sum_i \sum_j w_{ij} (X_i - X_j)^2}{2W \sum_i (X_i - \bar{X})^2} \quad (6.2)$$

Este estadístico se distribuye de 0 a 2 en donde 1 significa que no hay correlación espacial. Un valor menor a uno significa correlación espacial positiva mientras que un valor mayor a 1 indica correlación espacial negativa.

La *I de Moran* es una medida de correlación espacial global; la *C de Geary* es una medida más sensible a la correlación espacial local. Por ello, el cuadro 6.1 resume ambos estadísticos para cada una de las variables de desigualdad a utilizar. Tanto el estadístico de Moran como el de Geary demuestran una correlación espacial positiva, y muy significativa, para las tres variables.

Cuadro 6.1
Estadístico de Moran y de Geary

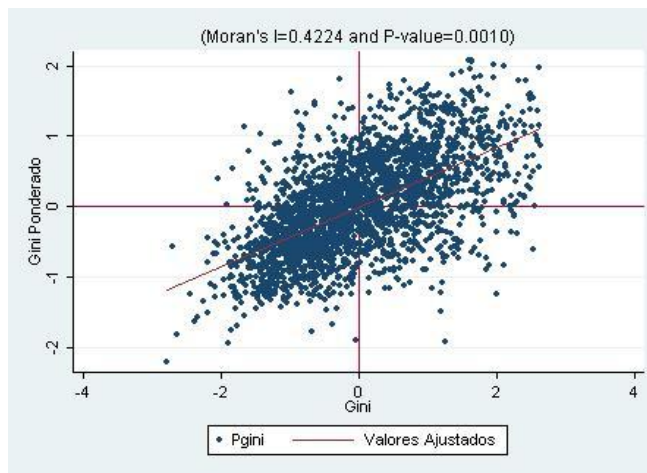
Variable	Estadístico	Valor de Z	P-Value
Gini			
<i>Estadístico de Moran</i>	0.422	34.298	0.000
<i>Estadístico de Geary</i>	0.563	-32.104	0.000
Primer Quintil			
<i>Estadístico de Moran</i>	0.544	44.176	0.000
<i>Estadístico de Geary</i>	0.445	-38.239	0.000
Último Quintil			
<i>Estadístico de Moran</i>	0.360	29.281	0.000
<i>Estadístico de Geary</i>	0.625	-27.001	0.000

Estadísticos calculados en STATA con el comando `spatgsa` escrito por Maurizio Pisati (2001)

Tanto en estadístico de Moran como el de Geary demuestran una correlación espacial positiva y muy significativa.

Otra manera de probar la existencia de correlación espacial es graficando el coeficiente de Gini contra el mismo coeficiente ponderado con la matriz de contigüidad. En la gráfica 6.3 podemos observar, en el eje horizontal, el coeficiente de Gini. En el eje vertical está el Gini ponderado o rezagado con la matriz de contigüidad. La relación funcional entre ellos está dada por la línea de valores ajustados que pasa por la nube de puntos. La pendiente de esta línea es igual al estadístico de Moran en el cuadro 6.1, presentando la misma correlación positiva y significativa.

Gráfica 6.3. Estadístico de Moran



Fuente: Elaboración propia con datos del CONAPO. Hecho en STATA con el comando `splagvar` escrito por Wilner Jeanty (2010)

De acuerdo a estos datos, observamos una correlación espacial positiva y muy significativa. Es decir, la desigualdad en un municipio depende de manera directa de aquellos que le rodean. Esto es consistente con la primera ley de la geografía de Tobler (1970, p. 3): “todo está relacionado con todo, pero las cosas cercanas entre sí están más relacionadas que las cosas lejanas entre sí”.

Esta correlación espacial puede darse en tres formas. La variable dependiente puede estar correlacionada con el rezago de ella misma (modelo de rezago espacial). Los errores pueden estar espacialmente correlacionados (modelo de error espacial). La tercera forma es una combinación de ambos efectos (modelo de rezago espacial con error espacial).

Formalmente, estas relaciones pueden ser expresadas de la siguiente manera:

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon \quad (6.3)$$

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + \eta; \eta \sim (0, O) \quad (6.4)$$

donde ρ es el coeficiente de la variable espacialmente rezagada, y β es el vector de $(K \times 1)$ parámetros asociados con las variables explicativas X . El coeficiente de la estructura autorregresiva del error ε , es λ ; O es la matriz de covarianza de los errores.⁴ Cuando $\rho \neq 0$ y $\lambda = 0$, se tiene un modelo de rezago espacial. Cuando $\rho = 0$ y $\lambda \neq 0$, se tiene un modelo de error espacial. El modelo combinado se da cuando ni ρ ni λ son cero.

Para determinar si existe correlación espacial en el modelo, se siguen dos pasos. Primero se corre un modelo MCO con las variables a utilizar. Luego nuevamente se calcula el estadístico de Moran:

⁴ El típico elemento de la diagonal de la matriz O es: $O = h(z\bar{w})$

$$I = \left[\frac{N}{S} \right] \cdot \left\{ \frac{[e' W e]}{e' e} \right\} \quad (6.5)$$

En este caso, e es un vector de residuales del modelo MCO. Por su parte, S es un factor de estandarización igual a la suma de todos los elementos de la matriz de contigüidad (W). Después se hacen las pruebas descritas por Anselin (1988) de multiplicadores de Lagrange para definir qué modelo (de rezago, de error) es mejor para la estimación. Cuando los multiplicadores de Lagrange son significativos para ambos tipos de especificación se recurre a otra prueba, la del multiplicador robusto. Esta prueba determina si se usa el modelo combinado o no.

El cuadro 6.2 resume los estadísticos de Moran y de multiplicadores de Lagrange del modelo MCO estimado. El estadístico de Moran nuevamente es positivo y significativo. Las pruebas del multiplicador de Lagrange, tanto para el modelo de error como para el de rezago, son significativas. De acuerdo con la prueba del multiplicador robusto, el mejor modelo para estimar los determinantes de la desigualdad es el de rezago espacial, ya que es el único significativo.

Cuadro 6.2		
Estadístico de Moran y Multiplicadores de Lagrange		
Prueba	Estadístico	P-Value
Estadístico de Moran	16.203	0.000
a) Error Espacial		
Multiplicador de Lagrange	253.808	0.000
Multiplicador Robusto de Lagrange	0.564	0.453
b) Rezago Espacial		
Multiplicador de Lagrange	318.788	0.000
Multiplicador Robusto de Lagrange	65.544	0.000
Estadísticos calculados en STATA con el comando <code>spatdiag</code> escrito por Maurizio Pisati (2001)		

La desigualdad entonces será modelada como:

$$des_i = \alpha + \rho \cdot Wdes_i + \beta \cdot demo_i + \gamma \cdot econ_i + \delta \cdot inst_i + \tau \cdot ubic_i + \varepsilon_i \quad (6.6)$$

Este modelo es el mismo que (5.1) descrito en la sección anterior. Lo único adicional, de acuerdo a las pruebas estadísticas, es el término de desigualdad rezagado o ponderado por la matriz de contigüidad: $\rho \cdot Wdes_i$.

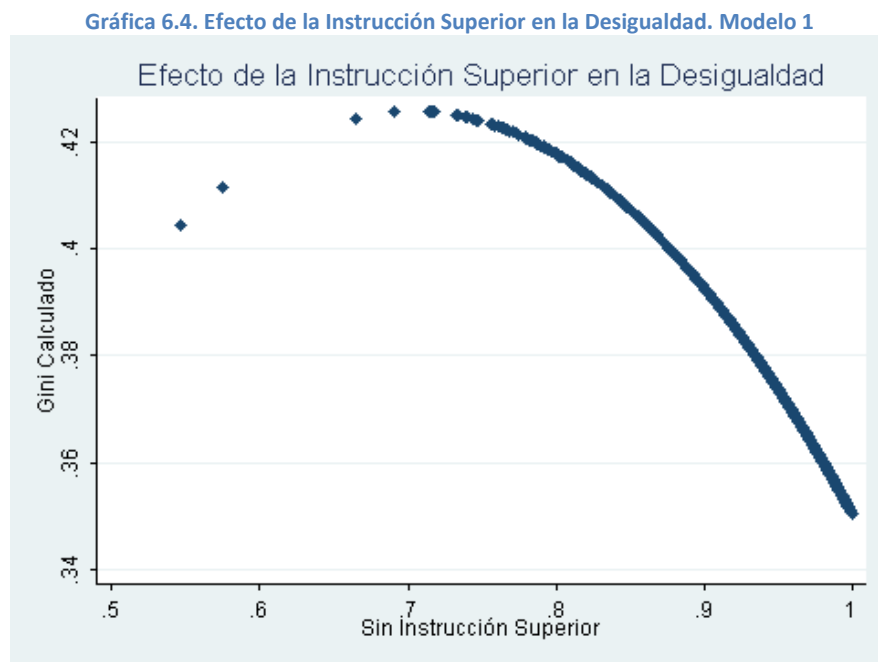
6.2 Resultados

El cuadro 6.3 resume las estimaciones sobre desigualdad⁵. El coeficiente estimado para la proporción de población que habla alguna *lengua indígena* tiene significancia estadística del 1% en los tres modelos. Esta variable tiene el signo negativo esperado en el modelo 1. Un mayor número de personas que hablen *lengua indígena* disminuye la desigualdad. El signo del coeficiente estimado es positivo en el modelo 2, indicando que el primer quintil de la población se ve favorecido por esta variable. El signo negativo en el tercer modelo significa que la proporción del ingreso del 20% más rico disminuye a medida que aumenta la población de *habla indígena*. Como era de esperar, el porcentaje de la población del municipio considerada como *rural* explica de manera positiva y muy significativa a la desigualdad. Además los signos opuestos en los modelos 2 y 3 indican que el porcentaje de *población rural* del municipio reduce el ingreso del 20% más pobre, aumentando el del 20% más rico.

En cuanto a las variables económicas, el indicador de capital humano del municipio utilizado, tasa de *población sin instrucción superior*, también tiene el signo esperado. El componente cuadrático indica que pasado cierto umbral, seguir ofreciendo educación superior disminuirá la desigualdad.

⁵ De acuerdo con Cliff y Ord (1973), Ord (1975), Hepple (1976), Anselin (1980), la estimación debe realizarse por medio del método de Máxima Verosimilitud dado que los estimadores MCO en presencia de correlación espacial son sesgados e inconsistentes (ver Anexo A).

La gráfica 6.4 explica esta relación, encontrando un efecto en educación superior parecido al de la U-invertida de Kuznets. Por las características de los datos, esta gráfica debe ser analizada de derecha a izquierda. A medida que la población comienza a adquirir educación superior, la desigualdad comienza a aumentar. Cuando el 70.3% de la población no tiene educación superior, el coeficiente de Gini es igual a 0.426 en esta gráfica. Ese es el punto de inflexión; aumentar el porcentaje de personas con educación superior después de ese punto tiene un efecto redistributivo.



Fuente: Elaboración Propia

Cuadro 6.3
Modelos de Rezago Espacial

Variable	Modelo 1 (Gini)	Modelo 2 (Primer Quintil)	Modelo 3 (Último Quintil)
Tamaño	0.048 (0.036)	0.501 (0.456)	6.32 (3.89)
Indígena	-0.038*** (0.008)	0.408*** (0.073)	-3.96*** (0.95)
Religión	-0.015 (0.016)	0.000 (0.138)	-2.56 (1.86)
Población Rural	0.044*** (0.007)	-0.366*** (0.082)	4.60*** (0.79)
Sin Instrucción	1.210* (0.628)	14.205* (7.671)	191.29** (67.67)
Sin Instrucción ²	-0.860** (0.363)	-6.960 (4.349)	-128.17** (39.40)
Desempleo	0.428** (0.178)	-4.029** (1.997)	52.14** (19.88)
Autoempleo	0.129*** (0.017)	-0.801*** (0.153)	14.18*** (1.97)
Gasto Social	0.042*** (0.009)	-0.152* (0.090)	4.92*** (1.03)
Conflictos	0.018 (0.017)	0.291 (0.188)	2.69 (2.02)
Frontera Norte	0.014 (0.014)	-0.151 (0.166)	1.54 (1.60)
Frontera Sur	0.011 (0.020)	0.103 (0.167)	1.81 (2.26)
Región 1	0.107*** (0.014)	-1.656*** (0.161)	10.36*** (1.61)
Región 2	0.098*** (0.013)	-1.612*** (0.145)	9.04*** (1.39)
Región 3	0.070*** (0.011)	-1.605*** (0.132)	5.72*** (1.19)
Región 4	0.077*** (0.011)	-1.798*** (0.131)	6.31*** (1.23)
Región 5	0.015 (0.010)	-0.981*** (0.123)	0.48 (1.04)
Región 6	0.012 (0.009)	-0.569*** (0.112)	0.76 (0.95)
Rho	0.3889*** (.0247)	0.521*** (0.024)	0.33*** (0.03)
Constante	-0.019 (0.367)	-4.853 (3.383)	-34.22 (29.06)
Observaciones	2443	2443	2443
Ajuste	0.409	.515	.338

Notas: *** Significativo al 1% ** Significativo al 5%. *Significativo al 10%.

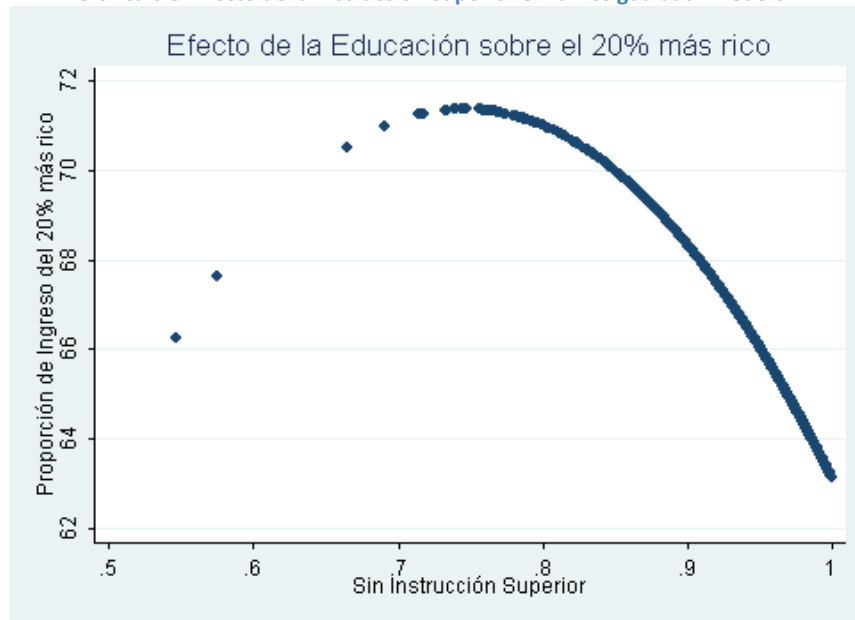
Modelos estimados con el comando `splmreg` escrito por P.W. Jeanty (2010).

Errores estándar Huber-White.

La significancia de Rho es estimada con una prueba de Wald

Esta relación no es conjuntamente significativa en el modelo 2.⁶ Pero la misma relación cuadrática es significativa de manera conjunta en el modelo 3, siendo consistente con la gráfica anterior. En este modelo, a medida que la tasa de población sin instrucción superior comienza a disminuir, la proporción del ingreso del 20% más rico aumenta hasta alcanzar un porcentaje de ingreso del 71.37%. Por debajo de una tasa de población sin instrucción superior del 74.62% el ingreso del quintil más rico comenzará a disminuir

Gráfica 6.5. Efecto de la Instrucción Superior en la Desigualdad. Modelo 2



Fuente: Elaboración Propia

El signo de las variables de *desempleo* y *autoempleo* en el modelo 1 tienen el signo positivo y estadísticamente significativo esperado. El signo negativo en el modelo 2 y el positivo en el 3 refuerzan el resultado. Tanto el *desempleo* como el *autoempleo* contribuyen a la desigualdad, favoreciendo al último quintil de ingreso y perjudicando al primero.

Quizá uno de los resultados más sorprendentes sea el del coeficiente de *Gasto Social*. De acuerdo con el modelo, el gasto de gobierno tiene un efecto positivo sobre la desigualdad. Éste disminuye el ingreso de los más pobres y aumenta el de los más ricos (!). Quizá estos signos sean

⁶ Para determinar significancia conjunta, es decir, que los coeficientes estimados para *Sin Instrucción* y *(Sin Instrucción)²* sean ambos significantes se usó una prueba F.

explicados por los datos utilizados. Los subsidios pueden estar siendo dirigidos a empresas. El gasto en obra pública puede estar favoreciendo solamente a las clases media y alta. Un ejemplo de este gasto gubernamental regresivo es la construcción de un puente donde los beneficiados son aquéllos con automóvil.

La *región* excluida para evitar multicolinealidad perfecta es la siete, es decir, los municipios mejor ubicados socioeconómicamente. No hay diferencia estadística en desigualdad entre ésta y los municipios en el estrato cinco o seis. Sin embargo los coeficientes estimados sí son estadísticamente significativos para las regiones de la uno hasta la cuatro, indicando que en todas ellas la desigualdad es mayor. Los modelos dos y tres confirman esta idea con signos negativos en el primero y positivos en el segundo, respectivamente.

El coeficiente estimado para ρ (*Rho*) es el coeficiente de la variable espacial rezagada; siempre es positivo y significativo. Esto indica que la desigualdad, en un municipio depende directamente de la desigualdad en los municipios colindantes. Esta correlación positiva se encuentra también en el primer y último quintil del ingreso. La proporción del ingreso total de un municipio que controlan los más ricos (o los más pobres) está directamente relacionada con esa misma proporción en municipios colindantes.

6.3 Impacto de la desigualdad en el crecimiento económico

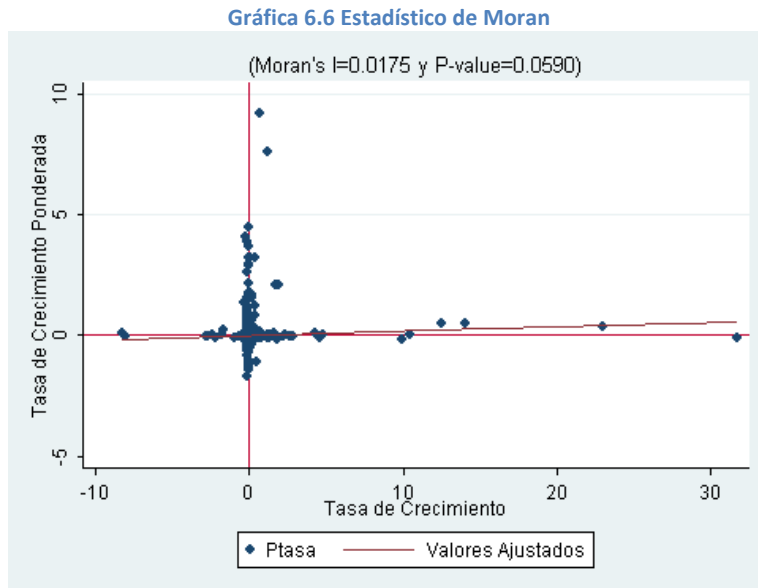
Siguiendo el mismo procedimiento, lo primero es poner a prueba la hipótesis de correlación espacial en la variable dependiente, tasa de crecimiento del VACB. El cuadro 6.4 resume los estadísticos de Geary y Moran descritos anteriormente.

Cuadro 6.4
Estadístico de Moran y de Geary

Variable	Estadístico	Valor de Z	P-Value
Tasa de Crecimiento del VACB			
<i>Estadístico de Moran</i>	0.018	1.661	0.097
<i>Estadístico de Geary</i>	0.811	-1.693	0.091

Estadísticos calculados en STATA con el comando `spatgsa` escrito por Maurizio Pisati (2001)

Tanto el estadístico de Moran como el de Geary establecen la existencia de una correlación espacial positiva. Sin embargo, esta evidencia es débil alcanzando apenas una significancia del 10%. Cuando esta relación se visualiza de manera gráfica, encontramos el mismo resultado: una débil correlación con una débil significancia.



Fuente: Elaboración propia con datos del CONAPO. Hecho en STATA con el comando `splagvar` escrito por Wilner Jeanty (2010)

Algunos autores podrían aceptar un nivel de significancia del 10% como evidencia de correlación espacial. En el presente trabajo, el crecimiento económico de los municipios será modelado geográficamente independiente del resto. El modelo de rezago (o error) espacial únicamente se puede estimar si se tiene la muestra completa, ya que requiere de la matriz de contigüidad. Es preferible no tomar en cuenta aquellos municipios cuyo VACB fue negativo, algo teóricamente imposible, que tomar la muestra completa para estimar un modelo espacial. Debido a posibles relaciones sistemáticas entre crecimiento y desigualdad, se debe demostrar que la variable de desigualdad utilizada como variable independiente sea, en efecto, exógena. La prueba de Hausman⁷ indicó que en este modelo, la variable de desigualdad dada por el Gini es exógena. Por ende, se pueden utilizar Mínimos Cuadrados Ordinarios (Wooldridge, 2001) para realizar la estimación.

Cuadro 6.5	
Impacto de la Desigualdad en el Crecimiento	
Variable	Coefficiente
Gini	4.839* (2.561)
VACB per cápita 1999	-0.008** (0.003)
Escolaridad Promedio	-0.045 (0.095)
Constante	-64.738 (47.068)
R-Cuadrada	.0023
Observaciones	2374

Notas: Variable dependiente: Tasa de Crecimiento del VACB per cápita de 1999 a 2004. ** Significativo al 5% * Significativo al 10%.

Debido a que la periodicidad de los datos es diferente, en el modelo se incluye el *VACB per cápita* de 1999 y la *escolaridad promedio* del 2000, como variables de control. El coeficiente de *Gini* tiene un signo positivo indicando que en efecto, la desigualdad favorece el crecimiento

⁷ En el Anexo C

económico de los municipios de México. Siendo México un país en vías de desarrollo, este resultado sería consistente con la primera parte de la curva de Kuznets. En otras palabras, las políticas de crecimiento económico contradicen a las políticas de combate contra la desigualdad.

Sin embargo se deben tener en cuenta dos resultados del modelo. Por una parte, el impacto marginal de una reducción en el Gini en la tasa de crecimiento no es grande. Una reducción (considerable) de 0.2 en el coeficiente del Gini reduce la tasa de crecimiento, según los resultados, por 0.968%.⁸ El impacto de la desigualdad en el crecimiento es tan pequeño que los efectos de una mayor igualdad probablemente serán deseables a pesar de cualquier detrimento en el crecimiento. Segundo, la R^2 del modelo es muy baja. El poco poder explicativo de este modelo indica que el crecimiento está explicado por otras variables más relevantes que la desigualdad.

⁸ El efecto marginal se calcula como $b\Delta(Gini_i) = \Delta(Tcre_i)$ donde b es el coeficiente estimado para Gini. Usando los resultados del modelo $4.839 \cdot 0.2 = 0.968$.

VII. Resumen y conclusiones

Se especificó un modelo que toma en cuenta la correlación espacial entre la desigualdad de un municipio y aquellos que le rodean. Esta relación fue explicada mediante un modelo de rezago espacial tomando en cuenta variables económicas, demográficas e institucionales. También se tomo en cuenta la heterogeneidad espacial utilizando variables de ubicación como las *regiones socioeconómicas* de INEGI. Posteriormente se calculó mediante un modelo de mínimos cuadrados ordinarios la relación que la desigualdad tenía sobre la tasa de crecimiento de los municipios.

Los resultados, las posibles historias para explicarlos y algunas implicaciones de política económica podrían resumirse de la siguiente manera:

- Se encontró evidencia positiva y significativa del componente de rezago espacial. Esto indica que efectivamente la desigualdad de un municipio tiene un efecto “contagioso” sobre los municipios que le rodean. De esta manera, políticas conjuntas entre municipios a favor de la igualdad pueden resultar más exitosas que políticas formuladas de manera individual.
- Las variables que indican cierta homogeneidad cultural como los *hablantes de lengua indígena* o los practicantes de *religión católica* (no significativa) disminuyen la desigualdad. Esto puede resultar consistente con la idea de Deaton (2003) sobre cohesión social, solidaridad e igualdad.
- De acuerdo con la hipótesis de Kuznets (1955) y posteriormente con Robinson (1976), la *población rural* tiene una distribución más desigual en el proceso de crecimiento-desigualdad. Consistente con esta idea, la proporción de población rural que tiene un municipio impacta de manera positiva y significativa a la desigualdad.

- La variable de capital humano utilizada, la Tasa de *Población sin Instrucción Superior* mostró el comportamiento cuadrático esperado. La desigualdad aumenta a medida que hay más personas *con* instrucción superior hasta un punto máximo para después disminuir. Los primeros en acceder a la universidad son aquellos que ya tuvieron acceso a la educación media superior. Este grupo de personas puede ser aquél cuyas características socioeconómicas les permitió estudiar en lugar de trabajar. De manera indirecta, este resultado puede estar justificando políticas públicas a favor de una mayor y mejor oferta educativa en los niveles básico y medio superior.
- Las variables del mercado de trabajo utilizadas, la tasa de *desempleo* y la tasa de *autoempleo* mostraron los efectos esperados. Además, se probó que el *desempleo* afecta el ingreso del quintil más pobre de la población y favorece al quintil más rico. Ésta puede ser evidencia de que los trabajadores menos calificados se ven más afectados por esta variable. Los mismos signos se encuentran en la tasa de *autoempleo* cuando los quintiles de ingreso son utilizados como variables dependientes. Esto puede indicar que aquellas personas que ya cuentan con cierto capital son aquellas que pueden auto emplearse buscando aumentar sus ingresos fuera del mercado laboral empresarial, por ejemplo.
- El aquí llamado *Gasto Social* probó tener un signo positivo y significativo sobre la desigualdad. Este es un resultado que debe ser visto con cautela debido a los rubros de Gasto Gubernamental utilizados en este estudio.
 - Subsidios, Transferencias y Ayudas. El monto de los subsidios puede estar sesgando este rubro. Si por ejemplo, las empresas son las que tienen acceso a un mayor monto de subsidios, entonces los beneficiados serían los grupos de ingreso más altos en detrimento de los más bajos como dicen los modelos dos y tres.

- Obra Pública y Gasto Social. La dificultad de separar estos dos rubros trae un evidente sesgo hacia el componente de Obra Pública. Si por ejemplo, se dedican recursos a un túnel o un puente, los beneficiados directos serían aquellos con automóvil.
- Fairris (2003) encontró que los sindicatos en México actuaban como agentes reductores de desigualdad. Perugini y Martino (2008) explican esta relación dado que los sindicatos comprimen las distribuciones de salarios, homogeneizando los ingresos dentro y a través de las empresas. Siguiendo esta idea, se utilizó la tasa de *conflictos laborales* bajo el supuesto de que estos conflictos se llevaban a cabo buscando mejores condiciones salariales. El coeficiente nunca es significativo; sin embargo en un modelo no presentado aquí se encuentra una débil evidencia de que la tasa de conflictos laborales favorece al decil más pobre de la población.
- En cuanto a las *regiones socioeconómicas* del INEGI, no hay evidencia estadística de que la desigualdad sea diferente en los estratos mejor ubicados (5,6 y 7). Sin embargo, en los municipios en donde las condiciones económicas son “menos favorables” (INEGI, 2004, p. 13), la desigualdad es mayor.
- No se encontró evidencia estadística sobre los coeficientes indicadores de *frontera norte* y *frontera sur*.
- Se encuentra una débil evidencia de que la desigualdad favorece el crecimiento económico. A pesar de que este signo indicaría que existe una relación inversa entre mayor igualdad y mayor crecimiento, el impacto que aquella tiene sobre este es muy pequeño con una R^2 de menos del 1%. Por lo tanto, a nivel municipal, no existe una justificación basada en el crecimiento para aguantar la existencia de desigualdad.

Anexo A ¿Por qué no usar Mínimos Cuadrados Ordinarios?

Consideremos un modelo autoregresivo espacial simple

$$y = \rho \cdot W \cdot y + \varepsilon \quad (\text{A.1})$$

W es la matriz de contigüidad y ρ es el vector de coeficientes espaciales autorregresivos. Las variables dependientes, contenidas en el vector y , están expresadas como desviaciones de la media. Los errores en el vector ε tienen las características deseadas: están distribuidos normal, idéntica e independientemente.

El vector de parámetros estimados para ρ sería

$$\hat{\rho} = (y_L' y_L)^{-1} y_L' y \quad (\text{A.2})$$

En este caso y_L es igual a W_y , la variable espacialmente rezagada. Es decir, y_L es la variable dependiente ponderada por la matriz de contigüidad, W :

$$y_L = W_y = W y \quad (\text{A.3})$$

Sustituyendo (A.1) en (A.2) se obtiene:

$$\hat{\rho} = (y_L' y_L)^{-1} y_L' (\rho \cdot W \cdot y + \varepsilon) \quad (\text{A.4})$$

$$\hat{\rho} = (y_L' y_L)^{-1} y_L' \rho \cdot W \cdot y + (y_L' y_L)^{-1} y_L' \varepsilon \quad (\text{A.5})$$

Sustituyendo (A.3) en (A.5)

$$\hat{\rho} = (y_L' y_L)^{-1} y_L' \rho \cdot y_L + (y_L' y_L)^{-1} y_L' \varepsilon \quad (\text{A.6})$$

El primer término se simplifica para terminar con

$$\hat{\rho} = \rho + (y_L' y_L)^{-1} y_L' \varepsilon \quad (\text{A.7})$$

Y se puede ver que el valor esperado del segundo término no es igual a cero porque Y_L no es fija en muestreos repetidos, por lo que el estimador de mínimos cuadrados ordinarios es sesgado.

De manera similar, una condición necesaria para que el estimador de MCO sea consistente es

$$\text{plim} N^{-1} (y_L' \varepsilon) = \mathbf{0} \quad (\text{A.4})$$

Sin embargo, en el caso de este modelo, dada la presencia de la matriz de contigüidad Anselin (1988) establece que:

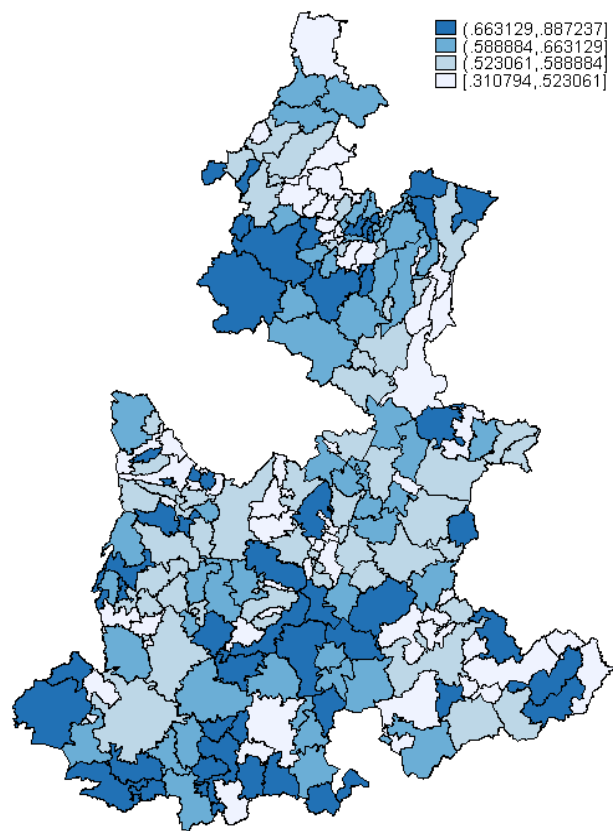
$$\text{plim} N^{-1} (y_L' \varepsilon) = \text{plim} N^{-1} \varepsilon' W (I - \rho W)^{-1} \varepsilon \neq \mathbf{0} \quad (\text{A.5})$$

Entonces el plim no es igual a cero, por lo que el estimador es también inconsistente.

Dado que las condiciones de los estimadores MCO no son las óptimas, Cliff y Ord (1973), Ord (1975), Hepple (1976), Anselin (1980) entre otros han sugerido y derivado el modelo que toma en cuenta esta dependencia espacial por medio del método de Máxima Verosimilitud.

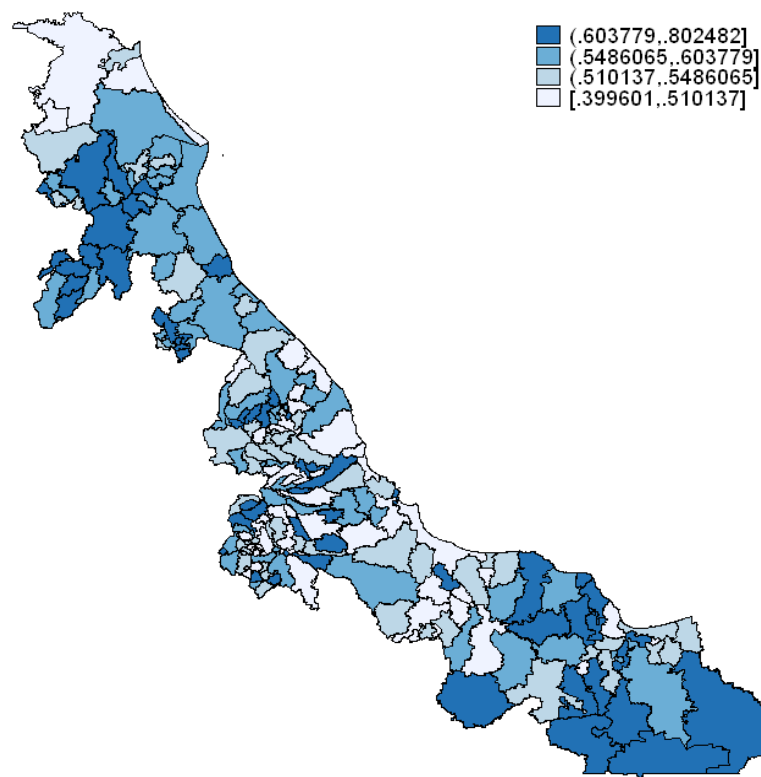
Anexo B Coeficiente de Gini. Mapas⁹ de Puebla y Veracruz

Gráfica A.1 Coeficiente de Gini por Municipio. Puebla año 2000



Fuente: Elaboración propia con datos del CONAPO.

Gráfica A.2 Coeficiente de Gini por Municipio. Veracruz año 2000



Fuente: Elaboración propia con datos del CONAPO.

⁹ Mapas elaborados en STATA con el comando spmap escrito por Maurizio Pisati (2004)

Anexo C. Prueba de Hausman (1978) para endogeneidad en el Gini.

Esta prueba se lleva a cabo en tres pasos.

Paso 1. Se estima los errores del modelo de determinantes del Gini descrito en la ecuación (6.6)

Paso 2. Posteriormente, se estima por MCO el modelo del efecto de la desigualdad en el crecimiento agregando como variable independiente los errores estimados:

$$Tcre_i = \alpha + \beta \cdot gini_i + \gamma \cdot control_i + \delta \cdot error + \varepsilon_i \tag{C.1}$$

Estimación MCO	
Prueba de Endogeneidad	
Variable	Modelo 1
Gini	4.839* (2.560)
VACB inicial	-.008** (.003)
Escolaridad Promedio	-.045 (.095)
Error calculado	-64.73 (47.06)
Constante	.004 (1.974)
Notas: Variable dependiente: Tasa de Crecimiento del VACB per cápita de 1999 a 2004. ** Significativo al 5% * Significativo al 10%.	

Paso 3. Finalmente, se realiza la prueba de hipótesis

$$H_0: \delta = 0$$

En este caso, $\delta = 0$. Entonces el coeficiente de Gini en el modelo (5.2) es una variable exógena, y por lo tanto, puede ser estimado por medio de mínimos cuadrados ordinarios.

Bibliografía

- Adelman, I. &. (1973). *Economic Growth and Social Equity in Developing Countries*. Stanford: Stanford U. Press.
- Aghion, P., Caroli, E., & García-Peñalosa, C. (1999). Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories. *Journal of Economic Literature* , vol. 37 (4), pp. 1615-1660.
- Agostini, C. A., Brown, P. H., & Roman, A. C. (2010). Poverty and Inequality Among Ethnic Groups in Chile. *World Development* .
- Ahluwalia, M. S. (1976). Income Distribution and Development: Some Stylized Facts . *The American Economic Review* , Vol. 66 (No. 2), pp. 128-135 .
- Ahluwalia, M. S. (1976). Poverty and Development. *Journal of Development Economics* (3), pp. 307-342.
- Aigner, D. J., & Heins, A. J. (1967). On the Determinants of Income Equality. *The American Economic Review* , Vol. 57 (No. 1), pp. 175-184.
- Alesina, A., Di Tella, R., & MacCulloch, R. (2004). Inequality and happiness: are Europeans and Americans different? *Journal of Public Economics* (No. 88), pp. 2009–2042.
- Anand S., & S. (1993). The Kuznets Process and the Inequality-Development Relationship. *Journal of Development Economics* , Vol. 40, 25–72.
- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Holanda: Kluwer Academic Publishers.
- Auten, G., & Carroll, R. (1999). The Effect of Income Taxes on Household Income. *The Review of Economics and Statistics* , Vol. 81 (No. 4), pp. 681-693.
- Barro, R. J. (2000). Inequality and Growth in a Panel of Countries. *Journal of Economic Growth* , 5–32.
- Blanco, L. (2010). Life is Unfair in Latin America, But Does it Matter for Growth? *World Development* , Vol. 38 (No. 3), pp. 393-404.
- Blejer, I. M., & Guerrero, I. (1990). The Impact of Macroeconomic Policies on Income Distribution: An Empirical Study of the Philippines. *The Review of Economics and Statistics* , Vol. 72 (No. 3).
- Braulke, M. (1983). A Note on Kuznets' U. *The Review of Economics and Statistics* , , Vol. 65 (No 1), pp. 135-139.

- Chor-ching, G., Xubei, L., & Nong, Z. (2009). Income growth, inequality and poverty reduction: A case study of eight provinces in China. *China Economic Review* (No. 20), pp. 485-496.
- Cliff, A. &. (1973). *Spatial Autocorrelation*. London: Pion.
- David, R. (2006). *Advanced Macroeconomics* (3ra. ed.). New York: McGraw-Hill.
- Deaton, A. (2001). *Health, Inequality, and Economic Development*. Massachusetts: National Bureau of Economic Research.
- Deininger, K., & Squire, L. (1998). New ways of looking at old issues: inequality and growth. *Journal of Development Economics* , Vol. 57, pp. 259–287.
- Duncan, O. &. (1950). *Social Characteristics of Urban and Rural Communities*. New York: John Wiley and Sons.
- Ezcurra, R. (2007, Sep). Is Income Inequality Harmful for Regional Growth? Evidence from the European Union. *Urban Studies* , Vol. 44 (No. 10), pp. pp. 1953–1971.
- Fairris, D. (2003, Abr). Unions and Wage Inequality in Mexico. *Industrial and Labor Relations Review* , Vol. 56 (No. 3), pp. pp. 481-497.
- Falter, J. (2007). Self-Employment and Earning Inequality. *Journal of Income Distribution* , Vol. 16 (No. 2), pp. 106–127.
- Felix, P. (1973). Income Distribution at Different Levels of Development: A Survey of Evidence. *International Labour Review* , 108, pp. 97-125.
- Fields, S. G. (2007). How much should we care about changing income inequality in the course of economic growth? *Journal of Policy Modeling* (No. 29), pp. 577–585.
- Frank, M. W. (2009). Inequality and Growth in the United States: Evidence from a New State-level Panel of Income Inequality Measures. *Economic Inquiry* , Vol. 47 (No. 1), pp. 55–68.
- Frazer, G. (2006). Inequality and Development Across and Within Countries. *World Development* , Vol. 34 (No. 9), pp. 1459–1481.
- Geary, R. C. (1954). The Contiguity Ratio and Statistical Mapping . *The Incorporated Statistician* , Vol. 5 (No. 3), pp. 115-127+129-146.
- Guerrero, R. C. (2007). El impacto de la geografía sobre la riqueza: autocorrelación espacial, movilidad regional, esquemas convergentes y dinámica temporal del ingreso per cápita, en México. *Ensayos* , Vol. 26 (No. 1), pp. 45-114.
- Harris M. & Todaro, J. (1970). Migration, Unemployment, and Development: A Two Sector Analysis. *American Economic Review* , 60, pp. 126-143.

- Heppel, L. (1976). A Maximum Likelihood Model for Econometric Estimation with Spatial Series. In *Theory and Practice in Regional Science, London Papers in Regional Science* (pp. pp. 90-104). London: Pion.
- INEGI. (2004). *Regiones Socioeconómicas de México*. Retrieved from INEGI: http://jweb.inegi.gob.mx/niveles/datosnbi/reg_soc_mexico.pdf
- Kanbur, R., & Haddad, L. (1994). Are Better Off Households More Unequal or Less Unequal? *Oxford Economic Papers, New Series* , Vol. 46 (No. 3), pp. 445-458.
- Kelly, M. (2000). Inequality and Crime. *The Review of Economics and Statistics* , Vol. 82 (No. 4), pp. 530-539.
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review* , Vol. 45 (No. 1), pp. 1-28 .
- Long, J. E., Rasmussen, D. W., & Haworth, C. T. (1977). Income Inequality and City Size. *The Review of Economics and Statistics* , Vol. 59 (No. 2), pp. 244-246.
- Lundberg, M., & Squire, L. (2003). The Simultaneous Evolution of Growth and Inequality. *The Economic Journal* , Vol. 113 (No. 487), pp. 326-344.
- Marin, A., & Psacharopoulos, G. (1976). Schooling and Income Distribution. *The Review of Economics and Statistics* , Vol. 58 (No. 3), pp. 332-338.
- Mellor, J. M., & Milyo, J. (2002). Income Inequality and Health Status in the United States: Evidence from the Current Population Survey. *The Journal of Human Resources* , Vol. 37 (No. 3), pp. 510-539.
- Mocan, H. N. (1999). Structural Unemployment, Cyclical Unemployment, and Income Inequality. *The Review of Economics and Statistics* , Vol. 81 (No.), pp. 122-134.
- Moran, P. A. (1950). Notes on Continuous Stochastic Phenomena . *Biometrika* , Vol. 37 (No. 1/2), pp. 17-23 .
- Newhouse, J. P. (1971). A Simple Hypothesis of Income Distribution. *The Journal of Human Resources* , Vol. 6 (No. 1), pp. 51-74.
- Odedokun, M., & Round, J. I. (2004). Determinants of Income Inequality and its Effects on Economic Growth: Evidence from African Countries. *African Development Bank* .
- Ord, J. (1975). Estimation Methods od Models of Spatial Iteraction. *Journal of the American Statistical Association* , Vol. 70, pp. 120-126.
- Oshima, H. (1962). The International Comparison of Size Distribution of Family Incomes with Special Reference. *The Review of Economics and Statistics* , 44 (4), 439-445.
- Panizza, U. (2002). Income Inequality and Economic Growth: Evidence from American Data. *Journal of Economic Growth* , Vol. 7 (No. 1), pp. 25-41.

- Parker, S. (1999). The Distribution of Self-employment Income in the U.K. 1976-1991. *Economic Journal* , Vol. 45 (No. 2), pp. 236–274.
- Persson, T., & Tabellini, G. (1994). Is Inequality Harmful for Growth? *The American Economic Review* , Vol. 84 (No. 3), pp. 600-621.
- Perugini, C., & Martino, G. (2008). Income Inequality within European Regions: Determinants and Effects on Growth. *Review of Income and Wealth* , Vol. 54 (No. 3).
- Ram, R. (1988). Economic Development and Income Inequality: Further Evidence on the U-Curve Hypothesis. *World Development* , Vol. 16 (No. 11), pp. 1371-1376.
- Rauch, J. E. (1993). Economic Development, Urban Underemployment and Income Inequality. *Canadian Journal of Economics* , Vol. 26 (No. 4).
- Richardson, H. (1973). *The Economics of Urban Size*. Westmead: Saxon House.
- Robinson, S. (1976). A Note on the U Hypothesis Relating Income Inequality and Economic Development. *Source: The American Economic Review* , Vol. 66 (No. 3), pp. 437-440.
- Robinson, S. (1976). Toward an Adequate Long-Run Model of Income Distribution and Economic Development. *The American Economic Review* , Vol. 66 (No. 2), 122-127.
- Rodgers, G. B. (2002). Income and inequality as determinants of mortality: an international cross-section analysis. *International Journal of Epidemiology* (No. 31), pp. 533-538.
- Saith, A. (1983). Development and Distribution: A Critique of the Cross-Country U-Hypothesis. *Journal of Development Economics* (No. 13), pp. 367-382.
- Sakashita, N., & Kamoike, O. (1973). National Growth and Regional Income Inequality: A Consistent Model. *International Economic Review* , Vol. 14^o (No. 2), pp. 372-382.
- Shari, I. (2000). Economic Growth and Income Inequality in Malaysia, 1971–95. *Journal of the Asia Pacific Economy* , Vol. 5 (No. 1/2), pp. 112–124.
- Stewart, F. (1978). Inequality, Technology and Payments Systems. *World Development* , 6 (3), 275-293.
- Tobler, W. R. (1970). A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region. *Economic Geography* , Vol. 46 (No. 2), pp. 234-240.
- Tuirán, A. (2005, Dic). *La desigualdad en la distribución del ingreso monetario en México*. Retrieved from Consejo Nacional de Población: <http://www.conapo.gob.mx/publicaciones/indicesoc/IngresoMonetario2000/desigualdad.pdf>
- Van de Walle, D., & Gunewardena, D. (2001). Sources of Ethnic Inequality in Viet Nam. *Journal of Development Economics* , Vol. 65, pp. 177–207.

Waldmann, R. J. (1992). Income Distribution and Infant Mortality . *The Quarterly Journal of Economics* , Vol. 107 (No. 4), pp. 1283-1302 .

Wooldridge, J. (2001). *Introducción a la Econometría*. México, D.F.: Thomson.

Comandos de Stata

spatdiag spatlsa spatgsa

Pisati, M. 2001 «Tools for spatial data analysis», Stata Technical Bulletin, n. 60, pp. 21-37.

spmap

Pisati, M. 2004 «Simple Thematic Mapping», The Stata Journal, 4, n. 4, pp. 361-378.

Pisati, M. 2006 spmap – Stata program for the visualization of spatial data, Statistical Software Components Archive, Boston College, <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456812.html> (last updated: March 2008).

spmlreg

Jeanty, P.W., 2010. spmlreg: Stata module to estimate the spatial lag, the spatial error, the spatial durbin, and the general spatial models.

splagvar

Jeanty, P.W., 2010. splagvar: Stata module to generate spatially lagged variables, construct the Moran scatter plot, and calculate global Moran's I statistics, <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s457112.html>.

spwmatrix

Jeanty, P.W., 2010. spwmatrix: Stata module to create, import, and export spatial weights, <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s457111.html>.