



Desarrollo y Sociedad

ISSN: 0120-3584

ISSN: 1900-7760

Universidad de los Andes

Sastré Gutiérrez, Myrna L.
MOVILIDAD ESPACIAL DEL DESARROLLO HUMANO EN MÉXICO
Desarrollo y Sociedad, núm. 81, 2018, Julio-Diciembre, pp. 115-143
Universidad de los Andes

DOI: <https://doi.org/10.13043/dys.81.3>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=169159651003>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

UAEH [redalyc.org](https://www.redalyc.org)

Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

Movilidad espacial del desarrollo humano en México

Spatial Mobility of Human Development in Mexico

Myrna L. Sastré Gutiérrez¹

DOI: 10.13043/DYS.81.3

Resumen

A pesar de la mejora continua mostrada por el índice de desarrollo humano (IDH) en México, un reporte reciente ha concluido sobre la persistencia de la desigualdad en desarrollo a escala subnacional (PNUD, 2015). El documento agrega que la movilidad de las entidades en la escala de desarrollo humano es casi inexistente. Esto describe características que aún no han sido formalizadas para su análisis desde una perspectiva espacial. En el presente trabajo se utilizan nuevos métodos espaciales para explorar la naturaleza de dichos movimientos distribucionales e investigar su importancia relativa. Los resultados revelan la presencia de dinámicas espaciales integradas, así como rigidez en la mezcla distributiva del índice compuesto del IDH y sus diferentes dimensiones. Los hallazgos brindan nuevas intuiciones sobre la importancia de dichos patrones espaciales para la persistencia de la desigualdad regional en las varias dimensiones sociales del desarrollo humano en México.

Palabras clave de la autora: metodología estadística, desigualdad social, distribución de la riqueza, México.

Clasificación JEL: R10.

1 Catedrática-investigadora. Universidad Autónoma de Coahuila, México, Facultad de Arquitectura. Estudios Urbanos y Análisis Espacial. La presente investigación forma parte del proyecto: Métodos Geocomputacionales de Código Abierto en Econometría/Estadística Espacial, registrado ante CGEPI, UAdeC. Correos electrónicos: myrna.sastre@uadec.edu.mx, myrna.sastre@gmail.com. La autora agradece los pertinentes comentarios de los revisores anónimos del artículo.

Este artículo fue recibido el 23 de diciembre del 2017, evaluado el 14 de mayo del 2018 y finalmente aceptado el 12 de junio del 2018.

Abstract

In spite of the continuous improvement shown by the Human Development Index (HDI) for Mexico, a recent report has concluded about the persistence of inequality of development at the subnational level (PNUD, 2015). The document adds that state-level mobility in the scale of human development is almost nonexistent. This paper describes characteristics that have not been yet formalized for analysis from a spatial perspective. In the present work, I use novel spatial methods to explore the nature of such distributional movements and investigate their relative importance. The results show the presence of integrated spatial dynamics as well as rigidity in the distributive mix of the composite *HDI* index and its various dimensions. The findings offer new insights into the importance of such spatial patterns for the persistence of regional inequality in the different social dimensions of human development in Mexico.

Key words by author: Statistical Method, Social Inequality, Income Distribution, Mexico.

JEL Classification: R10.

Introducción

La cuestión de la movilidad distribucional ha sido abordada desde diferentes perspectivas (Durlauf y Quah, 1999; Fields, 2010; Hammond y Thompson, 2002; Piketty, 1995). En la mayoría de los casos, el interés reside principalmente en la influencia que dichas dinámicas pudieran tener para el logro de una mayor equidad distributiva. Aunque el asunto puede tener varios niveles de manifestación, a escalas interpersonal, social, regional y global, tradicionalmente el énfasis se ha puesto en el análisis interpersonal y social en las regiones, en donde una mayor movilidad distributiva (intra o intergeneracional), sobre todo del ingreso, ha sido considerada como un factor que pudiera incidir en una mayor equidad y cohesión social². En las últimas décadas, sin embargo, se enfatizó en una gama de factores sociales cuya movilidad pudiera igualmente influir en tales resultados. Esto involucra una noción más amplia de desarrollo económico, relacionado con las capacidades del ser humano y sus

2 Igualmente, desde una perspectiva sociológica, los movimientos relevantes se presentan entre clase o estatus social, tipo de ocupación, etc.

posibilidades de agencia (Sen, 1999b). La comparación entre países ha puesto en evidencia las diferencias regionales y ha originado la preocupación global sobre las causas y repercusiones de la desigualdad en el desarrollo humano al interior de estos. Los objetivos de desarrollo del milenio (MDG)³, establecidos entre 189 naciones y revisados en 2015, son una muestra de dicha preocupación y han dado lugar a los objetivos de desarrollo sustentable (SDG, por sus siglas en inglés) acordados entre 193 naciones (UN, 2015).

Desde el punto de vista metodológico, la investigación de la movilidad distributiva espacial y la cuestión relacionada de desigualdad regional han sido frecuentemente abordadas en literaturas separadas. Por una parte, el tratamiento de las dinámicas distributivas del ingreso regional se hace bajo fuertes supuestos teóricos y por tanto, no se abunda en las características transicionales establecidas *ex ante* en este contexto (Barro y Sala-i-Martin, 1991). Por la otra, el análisis de la desigualdad regional parte de la observación de las disparidades *ex post* y retrospectivamente estudia las posibles relaciones entre un amplio espectro de factores socioeconómicos al interior de las regiones. Alternativamente, algunos estudios se han ocupado de analizar de manera directa las dinámicas distributivas que intervienen en los resultados, lo que ha brindado algunas explicaciones a las discrepancias entre las predicciones teóricas anteriores y los comportamientos regionales. En esta última dirección, Quah (1993) sugirió que las regiones pudieran no comportarse de manera independiente y como resultado, encontrarse agrupadas con características similares (Quah, 1996). La mecánica que subyace en este comportamiento distributivo espacial ha sido sugerida posteriormente en una serie de trabajos que han refinado las medidas que intentan capturar el comportamiento de tales patrones distributivos dinámicos (Rey, 2001, 2004b; Rey, Murray y Anselin, 2011). Dichos avances descansan de manera fundamental en la Primera Ley de Geografía (Tobler, 1970)⁴, y en desarrollos subsecuentes de reconocimiento de patrones de movimiento (Murray, Liu, Rey y Anselin, 2010), extracción de información sobre conectividad en el espacio y visualización de trayectorias de densidades (Andrienko *et al.*, 2010; Chen, MacEachren y Guo, 2008; Demšar y Verrantaus, 2010). La utilización de estas nuevas medidas ha derivado en interesantes hallazgos. Por ejemplo, dinámicas *à la Quah* que pudieran conducir a un nuevo conjunto de regularidades, formando patrones espaciales de dinámicas

3 *Millennium development goals* o MDG, por sus siglas en inglés, UNDP (INEGI, 2013).

4 "Todo está relacionado con todo lo demás, pero las cosas cercanas están más relacionadas que las distantes".

integradas (Sastré-Gutiérrez y Rey, 2013). Dichas regularidades muestran que las regiones pudieran agruparse al tener comovimientos o integración espacial positiva (dependencia espacial) o desintegración espacial en sus movimientos (dependencia espacial negativa). Estas dinámicas complementan la noción simple de dependencia espacial e introducen una tipología más compleja de patrones de movimiento. Estos últimos pudieran contribuir a un mayor entendimiento de otro tipo de comportamientos distributivos, tales como la *persistencia* de la desigualdad regional y formas de interacción inter e intrarregional.

Para el caso de México, se ha reportado con anterioridad que la rigidez distributiva parece tener manifestaciones a escala interpersonal (Mayer-Foulkes, 2008) y entre las diferentes dimensiones del desarrollo humano (Foster, López-Calva y Szekely, 2005; García-Verdú, 2005; PNUD, 2015). A la aparente desigualdad entre grupos de personas, en el primer caso, y entre indicadores, en el segundo, se suma la inestabilidad regional. Estos desequilibrios pudieran tener implicaciones para el crecimiento económico, dificultando los objetivos de focalización que buscan conseguir una mayor equidad social y regional. Una reciente evaluación del desarrollo humano para el país reporta mejoras absolutas en el tiempo a nivel del indicador compuesto (IDH), pero también la persistencia de la desigualdad del desarrollo a escala subnacional (PNUD, 2015). En este trabajo se aplicaron los métodos recientes desarrollados para la exploración de patrones de movimiento que utilizan, a su vez, métodos de análisis exploratorio espacio-temporal para analizar el cambio del desarrollo humano en México en el período 2008-2012. El período es referente por coincidir con el mencionado reporte de resultados de medición del IDH en las entidades federativas, así como del IDH ajustado por la desigualdad en la distribución de las dimensiones que lo componen. El presente documento pretende contribuir con la discusión iniciada sobre la movilidad del desarrollo humano en México y su relación con la persistente desigualdad regional. Los objetivos son los siguientes:

- Investigar la existencia de patrones de movimiento espacial del indicador compuesto del IDH, así como de sus dimensiones; *i. e.*, salud, educación e ingreso en el período de estudio, y
- Proponer un marco inferencial para establecer comparaciones robustas relacionadas con la dirección de los movimientos en dicho período.

A continuación, en la sección I se revisa brevemente el enfoque predominante en el análisis del desarrollo humano en la literatura ampliada, así como los referentes sobre movilidad de las dimensiones que lo componen para el caso de México. En la sección II se describe el enfoque metodológico aplicado en el presente estudio y, asimismo, los datos utilizados. La sección III muestra los resultados de aplicar un enfoque espacial explícito para el análisis de la movilidad espacial del desarrollo humano y sus componentes para el caso de México. En la sección IV se concluye.

I. Antecedentes

Las bases filosóficas brindadas por los trabajos de Sen (1988, 1998b, 2001, 2000) han enmarcado el surgimiento de una nueva agenda de desarrollo humano en el ámbito global. Un número de consideraciones procedentes de reflexiones de carácter ético y de índole interdisciplinaria han conformado la revisión conceptual del bienestar económico en su sentido social más amplio, derivando en importantes propuestas en el campo de la medición. Lo anterior ha permitido la evaluación sin precedentes del desempeño de países y regiones en aspectos específicos del bienestar humano (Sen, 1998a, 1999a, 1999b). A su vez, los refinamientos en la medición del desarrollo han generado la necesidad de análisis de aspectos distributivos relativos al espacio personal, de subgrupos y dimensional, e. g., género, salud, educación, ingreso, etc., en donde pudieran existir discrepancias con las tendencias de los indicadores compuestos (Alkire, 2002; Foster *et al.*, 2005; Nussbaum, 2001).

En México, la atención a las disparidades mencionadas se ha incrementado, ya que el rezago persiste en estratos sociales y regiones del país. De acuerdo con un informe reciente (PNUD, 2015), el país se encontraba dentro del grupo de naciones con un alto desempeño en desarrollo humano, con un incremento en el indicador compuesto de desarrollo humano (IDH) de alrededor del 30% entre 1980 (0,598) y 2012 (0,775). A escala subnacional, ninguna entidad alcanza el nivel de desarrollo humano muy alto y aunque la mayoría de las entidades se encuentran bien posicionadas, las desigualdades regionales son marcadas, con un número de ellas continuamente en desventaja⁵. Por otra parte, cuando el

5 En particular, las entidades sureñas de Chiapas, Guerrero y Oaxaca se encuentran de manera consistente en este grupo.

valor del indicador compuesto es descontado por la desigualdad en la distribución de sus componentes, este pierde 23,4% (0,593), mostrando la heterogeneidad dimensional. Mientras que el indicador de salud muestra la menor brecha entre entidades federativas, el indicador de educación reporta la mayor diferencia regional, con el Distrito Federal 48,3% por encima del estado sureño de Chiapas. Asimismo, bajo el criterio de movilidad del indicador global, solo dos entidades consiguen ascender, Querétaro y el estado de México, mientras que otras dos, Sinaloa y Chihuahua, tuvieron movilidad descendente. El resto de las entidades no cambian de categoría de desarrollo humano durante el período de estudio, mostrando nula movilidad.

El comportamiento anterior parece persistir en el sistema de entidades mexicanas y se ha mantenido como una preocupación recurrente en la literatura regional. La estrategia más frecuentemente utilizada por estudios anteriores, para evaluar el grado de movilidad de las entidades en el contexto de desarrollo regional, ha sido el ordenamiento (o *ranking*) de los valores de sus indicadores de manera decreciente en dos o más puntos en el tiempo (Esquivel, 1999, 2000). Esto ha permitido describir algunos rasgos de la distribución regional; e. g., aquellas entidades que ascendieron en sus posiciones (movimiento positivo), descendieron (movimiento negativo), o que no mostraron movimiento alguno (movimiento nulo). Otro criterio sugerido recientemente para describir la movilidad relativa del desarrollo humano, utiliza los cuartiles o estratos fijados en la medición del índice compuesto y sus dimensiones (e. g., muy alto, alto, medio, bajo) y considera evidencia de movilidad relativa aquella reflejada en cambios de los indicadores de las entidades federativas que sobrepasan dichos estratos o clasificaciones entre un período y otro (PNUD, 2015). Un enfoque similar utilizado con anterioridad para analizar la distribución de las dimensiones del desarrollo humano entre las entidades federativas en el largo plazo, ha sido la clasificación de los indicadores en rangos discretos de matrices de transición. Partiendo de la propiedad de ergodicidad de las cadenas de Markov, este permite estimar la probabilidad de dichos movimientos transicionales y con ello informar sobre el grado de movilidad distributiva (García-Verdú, 2005).

Aunque los enfoques anteriores de cambio de rango ofrecen información valiosa sobre el movimiento distributivo, estos son limitados para detectar otras formas de movilidad espacial. Ellos tienen en común que toman a las observaciones espaciales como independientes. Esta cuestión obedece a la metodología

predominante, que considera únicamente las características teóricas de las observaciones, es decir, su naturaleza transitoria e independiente dentro de la distribución. De manera similar al análisis de cambio temporal —bidireccional—, no considera una mayor variedad de movimientos distributivos, entre otros, multidireccionales, de mezcla distributiva (o *leapfrogging*)⁶ o dependientes. Por otra parte, es sabido que las variables de naturaleza espacial frecuentemente muestran comportamiento dependiente y multidireccional. Una extensión metodológica se ha adoptado con anterioridad para capturar dicho comportamiento en el largo plazo, con la utilización de cadenas de *Markov espacial* para analizar la movilidad del ingreso regional y el rol del contexto en las transiciones (Sastré-Gutiérrez y Rey, 2012). El enfoque en el presente trabajo utiliza estadística circular y muestra el uso de nuevos métodos exploratorios para la identificación de multidireccionalidad espacial y nuevas nociones de dependencia espacial y cambio.

II. Metodología

Los métodos exploratorios que incorporan consideraciones espacio-temporales en el análisis estadístico espacial, se agrupan en lo que se conoce como “análisis exploratorio de datos espacio-tiempo”⁷. Dichos métodos parten del análisis estándar exploratorio de datos espaciales (ESDA, por sus siglas en inglés) para la identificación de patrones espaciales, pero se extienden al reconocimiento de patrones dinámicos. Algunas de estas extensiones son, por ejemplo, medidas de movilidad espacial, cadenas de Markov espacial, índices de cambio espacial, medidas de concordancia de rango espacio-tiempo, etc. (Rey, 2004a, 2016), así como nuevas técnicas de visualización (Murray *et al.*, 2010; Rey y Anselin, 2010). Para efectos de la identificación de patrones de dinámicas espaciales, Rey *et al.* (2011) son el punto de partida en el presente trabajo. La estrategia consiste en definir vectores de movimiento, utilizando los indicadores locales de asociación espacial (LISA) (Anselin, 1995)⁸. Dado un conjunto de n economías regionales, el LISA para la localización de i en el período t es la siguiente:

6 En el caso espacial, el término se refiere a movimientos distributivos en donde una entidad o un grupo de ellas supera a otras entidades contiguas o vecinas y toma una posición superior relativa en el grupo o respecto a su vecino.

7 *Exploratory space-time data analysis*, o ESTDA, por sus siglas en inglés.

8 *Local indicators of spatial association*, o LISA, por sus siglas en inglés.

$$L_{i,t} = \frac{z_{i,t} \sum_j w_{ij} z_{j,t}}{\sum_j w_{ij} z_{j,t}} \quad (1)$$

donde $z_{i,t}$ son las observaciones del índice de desarrollo humano (IDH) o bien de sus dimensiones, *i. e.*, salud (is), ingreso (ii) y educación (ie), expresados en desviaciones de la media; $z_{j,t}$ son las observaciones de los vecinos y w_{ij} representa un elemento de la matriz de pesos espaciales que expresa si i y j son vecinos. Para este ejercicio, se define la matriz de pesos W como de primer orden de contigüidad, tipo *queen*⁹. Se define enseguida la posición cardinal de las observaciones en el diagrama de dispersión de Morán *estático* (Anselin, 1996), en el que cada economía se ubica en las coordenadas $r_{i,t}, \sum_j w_{ij} r_{j,t}$, donde $r_{i,t} = x_{i,t} / \sum_{i=1}^n x_{i,t}$, y $x_{i,t}$ es el IDH (o alguno de sus componentes) para la región i en el período de tiempo t . En este esquema se superponen los datos circulares de movimientos angulares en el Morán *direccional*. La partición circular es representada por los cuatro puntos cardinales, norte (N), sur (S), este (E) y oeste (O) y las cuatro direcciones intercardinales, noroeste (NO), noreste (NE), sureste (SE), suroeste (SO). Para el cómputo de las dinámicas, se define longitud y dirección de vectores de movimiento que son representados por un vector (flecha), en donde su inicio indica la localización de la entidad en el período previo y el final (la punta de flecha) apunta a la localización actual. Enseguida, se lleva a cabo la estandarización de cada vector de movimiento respecto a su punto de origen. Tras la normalización, los LISA para los años finales en cada transición o subperíodo de la distribución se ubican en alguno de los sectores de los intervalos intercardinales antes descritos.

El esquema intercardinal de 4 segmentos ($S = 4$) permite explorar el grado de *integración* o *desintegración espacial* de los movimientos y potenciales procesos subyacentes generadores de datos espaciales (Sastré-Gutiérrez y Rey, 2013). La interpretación del diagrama de dispersión de Morán *direccional* difiere un poco del Morán *estático*. Por ejemplo, si al final de una transición, una entidad y sus vecinos terminan colocados en el segmento 1, significa que ambos tuvieron un movimiento integrado en dirección noreste (NE) y una transición de tipo ganar-ganar (GG). Si, por el contrario, ambos se localizan en el segmento 3, significa que se movieron en dirección suroeste (SO) de manera

9 Los criterios para definir la contigüidad espacial son por convención, *queen*, *bishop*, *rook*, en referencia a las piezas de un tablero de ajedrez (véase Anselin, 1988, para mayor detalle).

integrada y experimentaron una transición tipo PP (perder-perder). Estas dos direcciones (NE y SO) describen movimientos *espacialmente integrados* y representan evidencia de dependencia espacial positiva (Rey *et al.*, 2011). Estos sugieren también procesos de contagio o difusión subyacente. Por otra parte, si una entidad y sus vecinos terminan ubicados en el segmento 2 o 4, estos se movieron en dirección noroeste (NO) o sureste (SE) y experimentaron una transición de tipo PG (perder-ganar) o GP (ganar-perder), respectivamente. En tales casos, se trata de movimientos *espacialmente desintegrados*, mezcla que corresponde a dependencia espacial negativa y pudiera obedecer a procesos competitivos o de inhibición subyacente. Estos últimos pudieran, además, dar luz sobre el grado de mezcla distributiva (o *leapfrogging*), ya que se trata de entidades vecinas que intercambian posiciones en la distribución.

A. Inferencia

El método descrito permite investigar la existencia de diversos tipos de movimientos distribucionales, sin embargo, la generación de hipótesis acerca de ese comportamiento y la definición de su importancia relativa requiere un método inferencial. Del ejercicio anterior se obtiene el conteo de los vectores con movimiento angular en cada segmento y la generación de un histograma circular con las frecuencias observadas. Se procede enseguida con una estrategia de permutación espacial, es decir, la repetición de la permutación condicional del valor del indicador ($x_{i,t}$) para generar una distribución empírica de los movimientos de los vectores direccionales y la reestimación de estos en cada realización. Se llevan a cabo M permutaciones y el rezago espacial, así como los vectores direccionales se calculan de nuevo. Con los resultados —valores obtenidos de la permutación— se construyen diagramas de roseta con las frecuencias tomadas de los segmentos ($S = 4$) y estos se comparan con los vectores direccionales observados en cada sector circular del diagrama de roseta original. Para la prueba de significancia se utilizó el siguiente *pseudo*-valor de probabilidad (Rey *et al.*, 2011):

$$p - \text{valor}(a_i) = \frac{\psi + 1}{M + 1} \quad (2)$$

donde a_i es la altura del sector o segmento circular i , ψ es el número de valores para el segmento i de la distribución permutada que fueron tan extremos como el valor observado y M es el número de permutaciones (= 999). Bajo la hipótesis nula, los movimientos direccionales de una observación y sus vecinos

son independientes; en otras palabras, los vectores direccionales tendrían una distribución aleatoria en los cuatro cuadrantes:

$$H_0 : a_{i,t+k} = a_{ip,t+k} \quad (3)$$

donde $a_{i,t+k}$ es la altura del segmento i desde el año inicial t hasta el final $t+k$, y $a_{ip,t+k}$ es la altura del sector esperada bajo la hipótesis nula.

B. Datos

El índice de desarrollo humano (IDH) utilizado en el presente trabajo, es una medición relativamente reciente. Adopta su carácter multidimensional de las ideas fundacionales de Amartya Sen, que establecen que "las personas y sus capacidades son el criterio más importante para evaluar el desarrollo de un país", y este "se concibe como un proceso de expansión de las libertades de los individuos, entre las cuales, tres son esenciales: disfrutar de una vida prolongada y saludable, adquirir conocimientos y lograr un nivel de vida digno" (PNUD, 1990, 2015, p. 5).

Como base para los ejercicios, se utilizaron las series de datos bianuales del IDH para el período 2008-2012, así como de sus componentes, educación, salud e ingreso. Los datos se extraen del reporte del Índice del Desarrollo Humano para las Entidades Federativas, México 2015, Oficina de Investigación del Desarrollo Humano del Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD, 2015), cuyas estimaciones se ajustan a la nueva metodología introducida en el Informe Mundial sobre Desarrollo Humano 2014¹⁰. El índice de educación (ie) es medido por los años promedio de educación para adultos y los años esperados de escolarización; el índice de salud (is) se mide por la esperanza de vida al nacer y el índice de ingreso (ii) es medido por el ingreso nacional bruto (INB) per cápita expresado en dólares de los Estados Unidos, PPC (paridad del poder de compra). Para su integración, el PNUD utiliza datos provenientes de múltiples instituciones nacionales e internacionales; la Secretaría de Educación Pública, el Consejo Nacional de Población, el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI) y el Banco Mundial.

10 Para un mayor detalle de los ajustes realizados a la metodología tradicional, véase (PNUD, 2014).

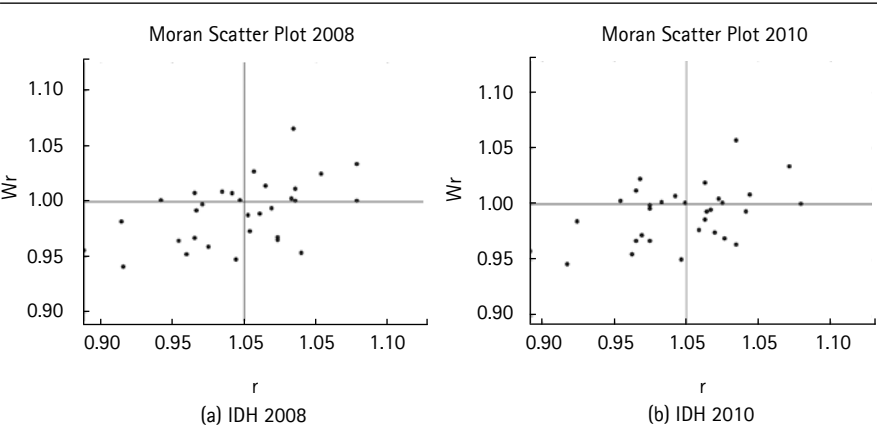
Los ejercicios en el presente trabajo se llevan a cabo en los módulos de análisis espacial del paquete de acceso libre PySAL 1.14.1¹¹.

Cuadro 1. Indicador global de dependencia espacial y prueba de significancia (*p*-values)

IDH	2008	2010	2012
<i>IM</i>	0,300	0,257	0,257
<i>Valor-P</i>	0,005	0,010	0,020
<i>IE</i>	2008	2010	2012
<i>IM</i>	0,292	0,248	0,235
<i>Valor-P</i>	0,010	0,020	0,020
<i>IS</i>	2008	2010	2012
<i>IM</i>	0,198	0,088	0,123
<i>Valor-P</i>	0,060	0,160	0,160
<i>II</i>	2008	2010	2012
<i>IM</i>	0,429	0,381	0,420
<i>Valor-P</i>	0,010	0,010	0,010

ⁱ **Negritas** indica significativo al $p < 0,05$ y $p < 0,10$.

Figura 1. Diagrama de dispersión de Morán, *direccional* y estandarizado, 2008-2010



(Continúa)

11 Python Spatial Analysis Library, <http://pysal.readthedocs.io/en/latest/>.

Figura 1. Diagrama de dispersión de Morán, *direccional* y estandarizado, 2008-2010 (continuación)

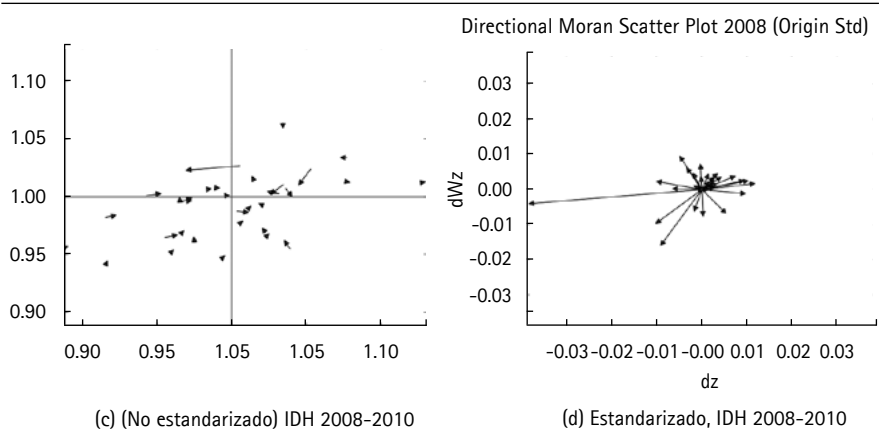
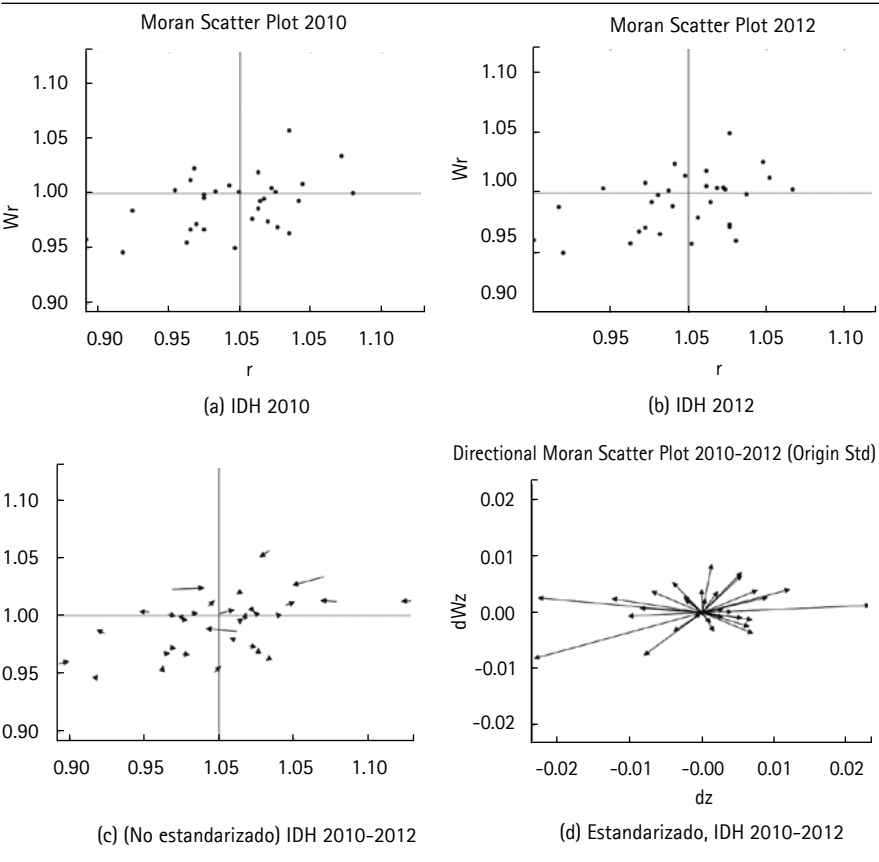


Figura 2. Diagrama de dispersión de Morán, *direccional* y estandarizado, 2010-2012



III. Resultados

El cuadro 1 muestra el indicador I de Morán (IM) que resulta ser significativo para el indicador compuesto (IDH) y sus componentes para todos los años bajo estudio, excepto para el caso del índice de salud (is) para 2010 y 2012, cuando deja de ser significativo para ese componente. En una inspección de los indicadores locales de asociación espacial (LISA, por sus siglas en inglés), bajo el indicador global de Morán, estos apuntan a que en la mayoría de los casos la dependencia global descansa en un grupo de entidades del sur, a saber: Chiapas, Oaxaca, Veracruz, Guerrero y Puebla, las cuales forman agrupamientos de bajos valores de desarrollo humano en sus tres dimensiones¹².

Las figuras 1 y 2 reflejan la secuencia gráfica de la transición del I de Morán *estático* al *direccional*. En la figura 1, paneles (a) y (b), se visualiza el diagrama de dispersión de Morán para los dos primeros años bajo estudio para el indicador compuesto (IDH) y el valor y significancia se muestran en el primer panel del cuadro 1. El indicador de autocorrelación espacial resulta ser positivo y estadísticamente significativo ($p < 0,05$) para ambos años. Enfocando la atención localmente, podemos apreciar algunos cambios en los cuadrantes; por ejemplo, el cuadrante 1 parece estar más poblado en el primer año que en el segundo, e igualmente algunos cambios en la dispersión se pueden percibir al observar cada cuadrante en detalle. Aun cuando lo anterior indica movimiento, la información que nos brindan los dos primeros paneles de la figura 1 no permite identificar claramente estas dinámicas. En el panel (c) se utilizan *vectores direccionales* para revelar la información subyacente. La evidencia de movimiento resulta más clara, sugerida por los vectores dirigidos desde el origen (año inicial) hacia el final del vector (destino final) para cada una de las transiciones. La dirección en la que apuntan las flechas indica la trayectoria que sigue cada observación del indicador compuesto del IDH, en cada una de las transiciones de 2008 a 2010 en este caso, para cada una de las entidades, revelando la multiplicidad direccional. Por ejemplo, los estados sureños mencionados anteriormente (Chiapas, Oaxaca, Veracruz, Guerrero y Puebla), ubicados de manera consistente en el tercer cuadrante en el diagrama de dispersión de Morán simple, muestran un comportamiento diferenciado

12 La atención en el presente trabajo se centra en los indicadores de dependencia espacial en patrones de movimiento, por lo que únicamente se reportan los resultados cualitativos de los indicadores locales de asociación espacial (LISA) estáticos, dando espacio a la discusión del Morán *direccional*. Los resultados cuantitativos de los primeros están disponibles a solicitud expresa de los interesados.

bajo el diagrama de Morán no estandarizado, moviéndose en diferentes direcciones cardinales (noreste, noroeste, suroeste, sureste), como se puede apreciar por la dirección de los vectores. Finalmente, el panel (d) muestra la normalización por origen del diagrama de dispersión de Morán *direccional*. La normalización permite definir las dinámicas por su direccionalidad (y no por su origen), con movimientos circulares hacia los cuatro segmentos basados en los puntos intercardinales, en donde, por ahora visualmente, se pueden apreciar contrastes entre ellos. Bajo este nuevo esquema, nuestro grupo de entidades de referencia (Chiapas, Oaxaca, Veracruz, Guerrero y Puebla), que originalmente se encontraban de forma significativa agrupados por su bajo nivel de desarrollo humano bajo el diagrama de Morán simple, pudieran ahora coincidir (o diferir) al encontrarse situados en un mismo (o diferente) segmento de acuerdo con sus dinámicas direccionales. Es decir, aquellas entidades que mejoraron juntamente con sus vecinos (rezago espacial) terminarán colocadas en el segmento noreste (NE), pero aquellas que intercambiaron posiciones con sus vecinos (rezago espacial) podrían terminar en el segmento noroeste (NO) o sureste (SE). La figura 2 muestra la variedad de movimientos distributivos para el período 2010–2012 para el mismo indicador compuesto del IDH. Por último, la figura 3 despliega la secuencia del gráfico de Morán *direccional* (estandarizado) para cada uno de los componentes del IDH para ambos subperíodos de estudio, con similar interpretación.

Recordemos que en el diagrama de Morán *estático*, la ordenada corresponde al rezago espacial en términos relativos a la media (Wr) y la abscisa registra la propia variable en términos relativos (r). De igual forma, en el diagrama de Morán *direccional*, las representaciones corresponden a vecinos (dWz) y a la propia variable (dz). Por tanto, los movimientos en las representaciones gráficas anteriores muestran el comportamiento de las entidades en el sistema en relación con su rezago espacial. Es decir, de no existir influencia del contexto en las entidades federativas, el Morán direccional mostraría un punto en el centro del diagrama (el punto de origen), o bien movimientos a lo largo de los ejes¹³. Para hacer comparables los segmentos (y comportamientos), se utilizó el marco inferencial descrito anteriormente, basado en histogramas circulares. Las figuras 4 y 5 muestran la información relevante de estos movimientos angulares. Los paneles en cada figura representan la partición en cuatro

13 Véanse Rey *et al.* (2011) para la discusión más detallada de la dependencia espacial y heterogeneidad de la varianza en este contexto.

segmentos para cada período, la diversidad de movimientos transicionales entre dimensiones y subperíodos es considerable. La prueba de significancia para cada uno de estos segmentos se presenta en el cuadro 2. Es de notar que la significancia de los segmentos no se relaciona de manera directa con un mayor conteo de vectores direccionales en el mismo. Por ejemplo, centrando por un momento la atención en el último panel (8) del cuadro 2, y la figura 4 panel (d), claramente el segmento 1 contiene el mayor conteo de vectores de movimiento con relación a los otros tres segmentos; sin embargo, el conteo observado no resulta ser significativamente grande cuando se compara con su valor esperado bajo permutación condicional. Al mismo tiempo, el conteo del segmento 4, a pesar de contener el menor número de vectores direccionales, resulta ser significativamente más bajo que el esperado bajo la hipótesis nula.

Iniciando por el indicador compuesto del IDH —dos primeros paneles del cuadro 2—, no se rechaza la hipótesis nula de independencia de los movimientos integrados entre una entidad y sus vecinos (segmentos 1 y 3) durante todo el período de estudio. Por otra parte, se confirma la presencia de dependencia espacial negativa (desintegración espacial) para el primer tramo del período bajo estudio (2008–2010) representada en el segmento 4 y un conteo de observaciones significativamente más bajo del esperado (5 vs. 8.408, $p < 0,05$) si los vectores direccionales se distribuyeran de manera aleatoria en cada segmento. Si bien este último movimiento correspondería a un proceso subyacente de tipo competitivo (o inhibidor) en el que unos ganan y otros pierden, GP, en este caso en particular, el bajo conteo es indicativo de una mayor inmovilidad (rigidez) promedio del indicador compuesto en este tipo de movimiento distributivo en el período correspondiente.

Los paneles 3 y 4 del cuadro 2 muestran los resultados del índice de educación (ie). En contraste con el indicador compuesto, la dimensión de educación muestra fuerte evidencia de dependencia espacial y resultados más mezclados. En primer lugar, el conteo del segmento 1, representativo de dependencia espacial positiva es significativo durante todo el período de estudio (2008–2012) con una distinción importante. En la primera parte del período (2008–2010), los movimientos en dirección noreste muestran fuerte evidencia de integración espacial con un conteo de vectores en el sector significativamente más alto del esperado si los movimientos angulares se distribuyeran aleatoriamente (14 vs. 8.179, $p < 0,05$). En contraste, para la segunda transición (2010–2012), el conteo de vectores de movimiento en ese sector resulta ser significativamente

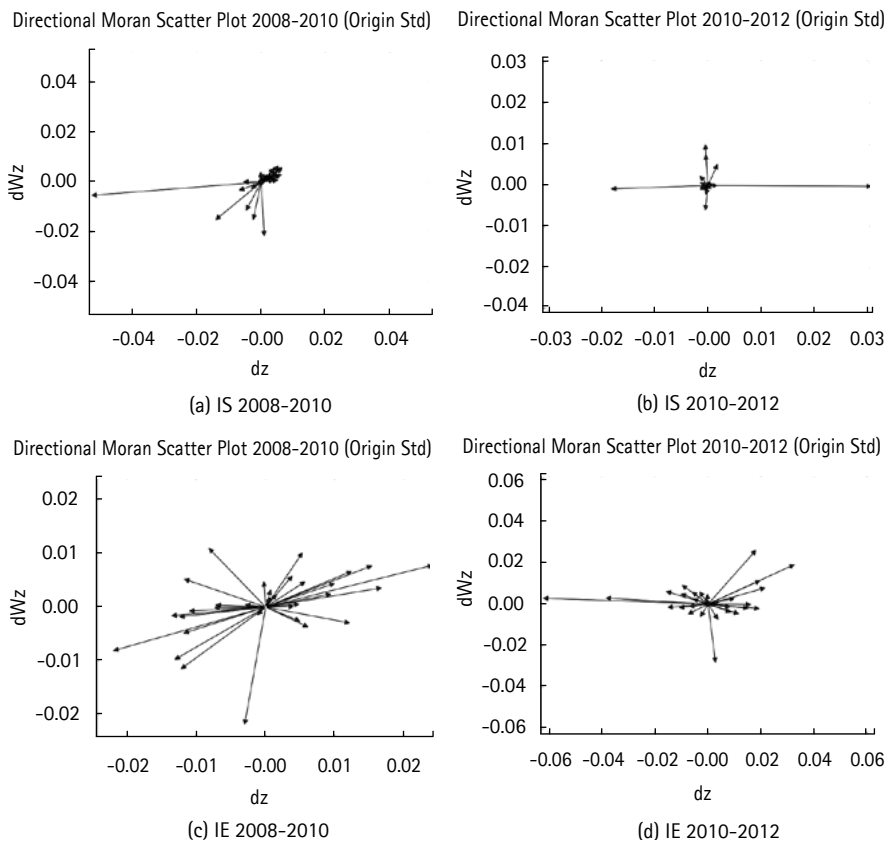
más **bajo** del esperado bajo aleatoriedad (6 vs. 8.406, $p < 0,10$). La interpretación de este comportamiento es similar a la descrita antes para el caso del indicador compuesto del IDH. En este caso, aunque los movimientos en dirección noreste son indicativos de procesos de difusión (o contagio), en el cual ambos, la entidad y sus vecinos, mejoran de manera integrada en la escala distributiva (*i. e.*, **GG**), los resultados de la inferencia reflejan una mayor movilidad promedio de la dimensión de educación para el período 2008-2010 y una mayor inmovilidad (rigidez) promedio de la misma para el período 2010-2012, para este tipo de movimiento distributivo. Respecto a los movimientos en los segmentos 2 y 4, indicativos de procesos espaciales de competencia (o inhibición) en los procesos generadores de datos, los resultados muestran que estos son significativamente más **bajos** de los esperados si los movimientos de la entidad y su vecino fueran independientes. De nuevo, el resultado se traduce en una mayor inmovilidad (rigidez) distributiva promedio para la dimensión en este tipo de transiciones, en la primera parte del período de estudio.

Los resultados del índice de salud (*is*) muestran de nuevo contrastes y similitudes con aquellos del indicador compuesto del IDH, así como respecto a la dimensión de educación. De manera similar al componente de educación, coexisten la dependencia espacial positiva y negativa significativas —potencialmente debido a procesos de difusión o competencia— para el primer subperíodo (2008-2010), con conteos más **altos** de lo esperado de manera aleatoria en dirección noreste y suroeste; *i. e.*, en donde las entidades y vecinos ganaron (**GG**) (21 vs. 15.378, $p < 0,01$) o perdieron (**PP**) (6 vs. 2.631, $p < 0,05$) de manera integrada en la escala del indicador. Los resultados confirman una mayor movilidad promedio de la dimensión de salud entre 2008-2010 y no se rechaza la hipótesis de independencia de los movimientos distributivos entre la entidad y su vecino para este tipo de transiciones en el período subsecuente, 2010-2012. Se corrobora, igualmente, la presencia de dependencia espacial negativa en donde la entidad ganó y su contexto regional declinó (**GP**) durante todo el período de estudio 2008-2012, encontrándose mayor inmovilidad (rigidez) distributiva promedio para este tipo de movimiento angular (en dirección sureste), con conteos más **bajos** de los esperados para el segmento 4 (2 vs. 7.622, $p < 0,01$) para la primera transición y lo mismo aplica al final del período de estudio (3 vs. 4.650, $p < 0,05$) en el mismo sector.

Por último, los paneles 7 y 8 del cuadro 2 muestran los resultados de la dimensión de ingreso (*ii*). La evidencia muestra conteos significativamente más **bajos**

de los esperados aleatoriamente al inicio, 2008-2010 (6 vs. 8.571) y final del período 2010-2012 (5 vs. 8.125) en los segmentos 2 y 4, lo que corrobora la existencia de dependencia espacial negativa —o desintegración espacial significativa— en los movimientos de una entidad y sus vecinos (competencia o inhibición entre ellos). Sin embargo, como se ha venido señalando, la predominancia de conteos más bajos de los esperados apunta también a una mayor inmovilidad (o rigidez) promedio en este tipo de movimiento para este componente. Por otra parte, los conteos en los sectores 1 y 3 —i. e., movimientos en dirección noroeste y sureste— no resultan ser significativos, por lo que no se rechaza la hipótesis de independencia entre la entidad y su rezago espacial durante todo el período de estudio (2008-2012) en tales direcciones para la dimensión del ingreso.

Figura 3. Morán direccional de los componentes del IDH, 2008-2012



(Continúa)

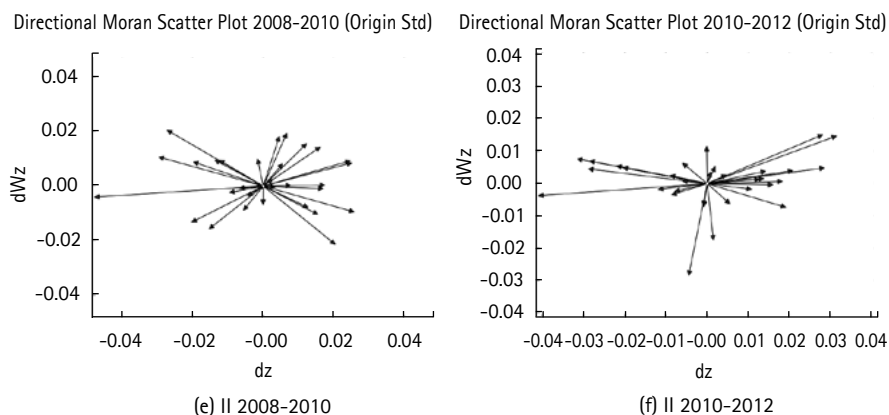
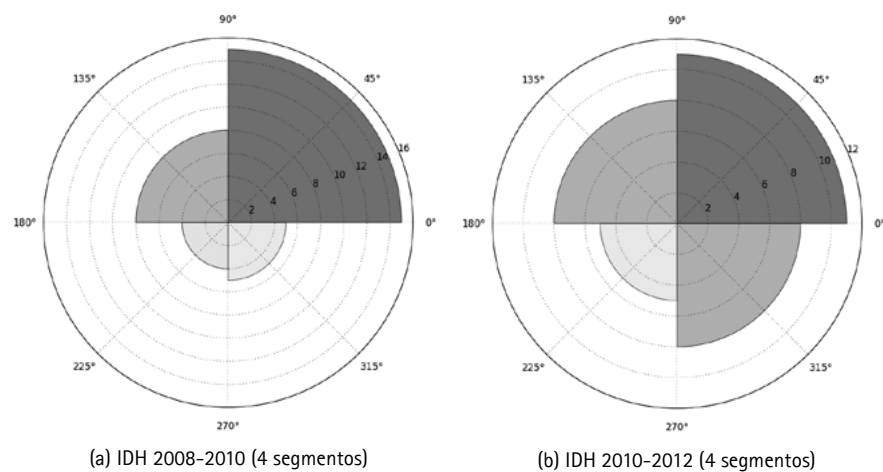
Figura 3. Morán direccional de los componentes del IDH, 2008-2012 (*continuación*)

Figura 4. Vectores de movimiento circular de Morán, IDH e índice de ingreso, 2008-2012



(Continúa)

Figura 4. Vectores de movimiento circular de Morán, *IDH e índice de ingreso*, 2008-2012 (*continuación*)

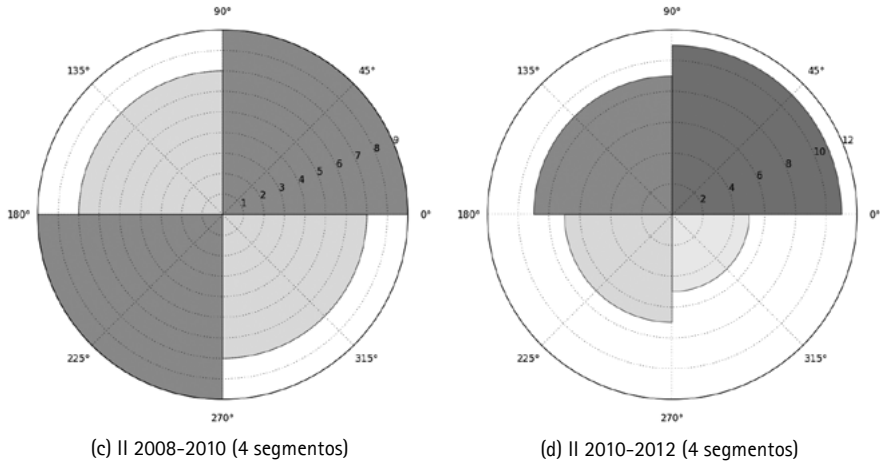
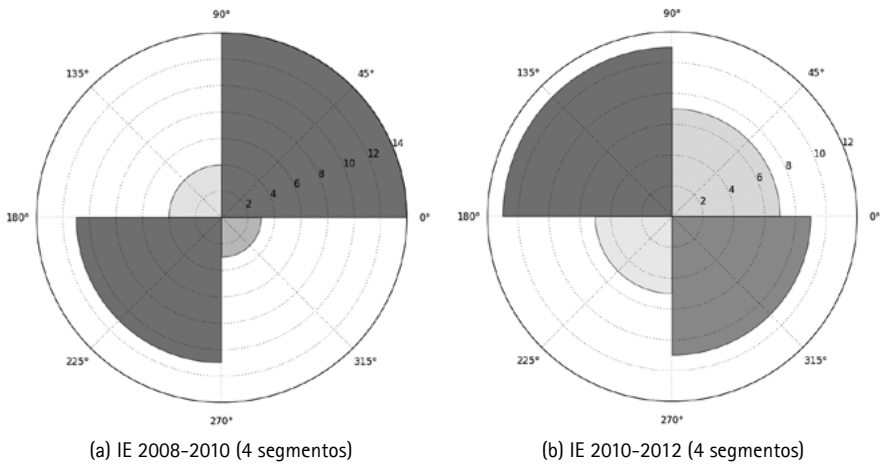


Figura 5. Vectores de movimiento circular de Morán, *índice de educación e índice de salud*, 2008-2012



(Continúa)

Figura 5. Vectores de movimiento circular de Morán, *índice de educación e índice de salud*, 2008-2012 (*continuación*)



Cuadro 2. LISA *direccional*, IDH y componentes. 4 segmentos y prueba de significancia en el tiempo (*p*-values)

IDH	S1	S2	S3	S4
2008-2010	Noreste	Noroeste	Suroeste	Sureste
Conteo	15	8	4	5
Valor esperado	11.592	7.375	4.625	8.408
Valor- <i>P</i> ^a	0,112	0,492	0,282	0,043
2010-2012	↑ ↑	↓ ↑	↓ ↓	↑ ↓
Conteo	11	8	5	8
Valor esperado	9.622	7.205	5.795	9.378
Valor- <i>P</i> ^a	0,365	0,452	0,255	0,213
IE	S1	S2	S3	S4
2008-2010	Noreste	Noroeste	Suroeste	Sureste
Conteo	14	5	10	3
Valor esperado	8.179	7.943	7.057	8.820
Valor- <i>P</i> ^a	0,008	0,047	0,129	0,002
2010-2012	↑ ↑	↓ ↑	↓ ↓	↑ ↓
Conteo	6	11	5	10
Valor esperado	8.406	9.080	6.920	7.593
Valor- <i>P</i> ^a	0,099	0,262	0,125	0,197

(Continúa)

Cuadro 2. LISA direccional, IDH y componentes. 4 segmentos y prueba de significancia en el tiempo (*p*-values) (*continuación*)

IS	S1	S2	S3	S4
<i>2008-2010</i>	<i>Noreste</i>	<i>Noroeste</i>	<i>Suroeste</i>	<i>Sureste</i>
<i>Conteo</i>	21	3	6	2
<i>Valor esperado</i>	15.378	6.368	2.631	7.622
<i>Valor-P^a</i>	0,010	0,008	0,037	0,002
<i>2010-2012</i>	↑ ↑	↓ ↑	↓ ↓	↑ ↓
<i>Conteo</i>	3	6	20	3
<i>Valor esperado</i>	1.349	7.102	18.898	4.650
<i>Valor-P^a</i>	0,167	0,272	0,411	0,051
II	S1	S2	S3	S4
<i>2008-2010</i>	<i>Noreste</i>	<i>Noroeste</i>	<i>Suroeste</i>	<i>Sureste</i>
<i>Conteo</i>	10	6	10	6
<i>Valor esperado</i>	7.992	8.571	7.429	8.007
<i>Valor-P^a</i>	0,263	0,076	0,166	0,133
<i>2010-2012</i>	↑ ↑	↓ ↑	↓ ↓	↑ ↓
<i>Conteo</i>	11	9	7	5
<i>Valor esperado</i>	7.875	8.477	7.523	8.125
<i>Valor-P^a</i>	0,124	0,500	0,319	0,060

^a **Negritas** indica significativo al $p < 0,05$ y $p < 0,10$.

IV. Conclusiones

Aunque la cuestión de la movilidad absoluta ha permanecido como el indicador principal de las dinámicas del desarrollo humano, en recientes informes para México la movilidad relativa ha sido enfatizada (PNUD, 2015, 2016). Estudios recientes para el país también apuntan a que las diferencias en vulnerabilidad, pobreza y desigualdad tienen un fuerte componente territorial (Pereira y Soloaga, 2016). Además, en la literatura ampliada, una importante vertiente de investigación es la variación geográfica del bienestar social, que implica la consideración de nuevos factores como la heterogeneidad espacial y el contexto (Chetty, Hendren, Kline y Saez, 2014). Por ejemplo, entender cómo las características y la evolución del desarrollo humano en una región pudieran influir en el desempeño de otra región próxima a ella, y viceversa.

El presente trabajo se enfocó en ilustrar la aplicación de nuevos métodos para la identificación de patrones de movilidad y cambio espacial, utilizando para tal fin una serie de datos generada por el organismo encargado de informar sobre la evolución reciente del desarrollo humano en el país. Se pretende con ello aportar a la discusión iniciada en dicho informe y en otras investigaciones sobre la movilidad espacial del desarrollo humano entre las entidades federativas de México. El esquema de desagregación de direcciones cardinales ofrece una nueva gama de posibles relaciones espaciales entre entidades vecinas y da cuenta del grado de integración espacial de las mismas. Asimismo, arroja luz sobre la potencial incidencia de tales relaciones en los patrones de rezago regional. Del análisis se desprende que cuando se trata del comportamiento distributivo de las entidades mexicanas, en términos de sus indicadores de desarrollo humano y dimensiones sociales que lo conforman, este no se debe únicamente a sus dinámicas individuales, sino que también se relaciona con aquel de su contexto regional. En otras palabras, las entidades federativas no se comportan en todos los casos de manera independiente, ya que existe relación con el entorno para el desempeño de estas. Esto tiene implicaciones importantes para las consideraciones de focalización de recursos, con el objetivo de reducir las disparidades regionales, ya que ante la presencia de dependencia espacial, los recursos destinados a mejorar ciertas regiones podrían tener una incidencia temporal en la región objetivo, pero menor impacto en la disminución de las disparidades regionales.

Una potencial explicación a lo anterior, tiene que ver con la existencia simultánea de patrones de dependencia espacial global (estándar) y dependencia espacial en las dinámicas distributivas o integración espacial enfatizada en el presente trabajo. Debido al hallazgo de dependencia espacial en el indicador de desarrollo humano y sus dimensiones en transiciones integradas de pares de entidades geográficamente adyacentes, combinado esto con la presencia de dependencia espacial en los niveles de los indicadores —particularmente en el grupo de entidades sureñas, ya mencionadas, e identificadas como agrupamientos de bajos niveles de desarrollo humano—, una mayor movilidad distributiva pudiera no ser suficiente para lograr un efecto distributivo igualador. Esto obedece a que, bajo la presencia de dependencia espacial, las entidades tenderán a moverse dentro de un rango reducido y similar a sus vecinos, dificultando que haya progresos significativos de manera individual. En otras palabras, las entidades rezagadas tenderán a permanecer rezagadas y aquellas con ventaja igualmente a mantenerla. Si las dinámicas locales son dependientes, la incidencia de recursos externos pudiera

tener únicamente un carácter temporal y local, y predominar las características originales en el largo plazo. La salida de este tipo de fenómeno no es tan simple y se ha identificado antes como trampa espacial (Sastré-Gutiérrez y Rey, 2013).

Con la ayuda de la estadística direccional se ha podido extraer nueva información, transicional y dimensional, relevante para ilustrar la noción de movilidad espacial del desarrollo humano en el caso de estudio. Transicionalmente, se distinguen diferencias importantes entre el inicio (2008-2010) y final del período (2010-2012). El inicio del período despliega movimientos mixtos, con presencia de ambas, mayor movilidad y mayor rigidez promedio respecto a la segunda parte del período en los diferentes tipos de transiciones. La mayor movilidad se debe a los movimientos integrados (dependencia espacial positiva) de las dimensiones de salud y educación. La mayor rigidez obedece a la escasa mezcla distributiva (bajo conteo de entidades intercambiando posiciones dentro de la distribución con las de sus vecinos) particularmente de la dimensión de ingreso y el indicador compuesto. Otro aspecto que destaca es la marcada inmovilidad promedio al final del período de estudio (2010-2012), que obedece a la rigidez de movimientos integrados entre los grupos de entidades vecinas (conteos más bajos de los esperados en los segmentos 1 y 3), así como a una menor mezcla distributiva promedio (reflejado en conteos más bajos de los esperados en los segmentos 2 y 4). Como otra interpretación de estos resultados, se determina que a principios del período de estudio pudo existir mayor difusión o contagio de las características locales entre las entidades vecinas e igualmente mayor competencia (o inhibición) entre estas, todo lo cual lleva a una mayor movilidad en términos distributivos, en contraste con la mayor rigidez de la última parte del período de estudio.

Desde la perspectiva dimensional, el ejercicio en el presente estudio confirma lo reportado anteriormente sobre la existencia de marcadas diferencias en la distribución de las dimensiones del desarrollo humano y agrega nueva información sobre su comportamiento regional. En particular, se observa que el indicador compuesto del desarrollo humano, encubre algunas dinámicas espaciales que son reveladas al analizar los componentes de manera individual. Por ejemplo, solo las dimensiones de salud y educación muestran evidencia de dependencia espacial positiva con su entorno o vecinos. Estas dos dimensiones sociales muestran una mayor movilidad promedio en donde las entidades mejoran junto con su entorno regional. Sin embargo, en presencia de dependencia espacial, las mejoras pudieran ser menores ya que las entidades

quedan atrapadas en grupos de bajo (o alto) nivel educativo o de salud y a ello se suma su integración espacial, es decir, una doble dependencia espacial. Esto pudiera ser una razón para la persistente y marcada brecha regional de la dimensión de educación, por ejemplo. A diferencia del índice de educación, en el caso de la dimensión de salud, la dependencia espacial en los niveles es significativa al inicio del período de estudio y nula en los últimos años, por lo que la dependencia en comovimientos distributivos (en este caso, estadísticamente significativa para movimientos en dirección noreste y suroeste) pudo haber incidido en un resultado más igualador de la dimensión de salud. En contraparte, el hallazgo de una mayor rigidez de la dimensión de ingreso y el indicador compuesto en ambos tipos de movimientos, integrados y de mezcla distributiva, aunado a una fuerte dependencia espacial, denota un mayor *pegamento* espacial que sumado a la existencia de agrupamientos regionales con niveles similares de desarrollo humano, forman una combinación que dificulta el cambio espacial. En futuros trabajos se explorarán dichos efectos espaciales en el ámbito regional, con la utilización de datos con una mayor granularidad y menor escala espacial.

Por último, es importante mencionar que las dinámicas identificadas pudieran estar indicando un proceso de contagio espacial aparente (vs. real), debido a que durante el período, un buen número de recursos se destinaron a las regiones más rezagadas mediante programas sociales. En particular, el período bajo estudio marca el inicio de importantes programas como el de Zonas de Atención Prioritarias (ZAP) en 2008, en donde ciertas áreas empezaron a ser seleccionadas para focalizarlas. Sin embargo, como se ha señalado en los informes sobre desarrollo humano emitidos por el PNUD (Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo), la mayoría de dichos recursos oficiales parecen haber sido destinados a infraestructura y mejoras materiales en el hogar, otorgando una menor atención a los factores de salud, educación e ingreso¹⁴. En tal caso, un período más amplio de estudio podría ofrecer evidencia sobre los procesos espaciales operando tras los resultados distributivos. Por ahora, los resultados en el presente estudio son evidencia de la forma diferenciada en la que las entidades —o grupos de ellas— se integran espacialmente, revelando un conjunto de dinámicas intervinientes. Más importante, la rigidez distributiva no siempre obedece a la falta de cambio de posición o rango entre las entidades o la falta de ascenso de estas, sino a los procesos que operan localmente y que limitan

14 Véase reporte del PNUD (2015) para una descripción de estos recursos y su distribución territorial.

el cambio espacial. En particular, la configuración espacial de los indicadores analizados entre las entidades federativas, aunado a los hallazgos de patrones de dependencia espacial en comovimientos de estas, parecen contribuir con la persistencia de la desigualdad regional del desarrollo humano y sus diferentes dimensiones sociales en México.

Referencias

1. Alkire, S. (2002). Dimensions of human development. *World Development*, 30, 181-205.
2. Andrienko, G., Andrienko, N., Demsar, U., Dransch, D., Dykes, J., Fabrikant, S. I., Jern, M., Kraak, M. J., Schumann, H., & Tominski, C. (2010). Space, time and visual analytics. *International Journal of Geographical Information Science*, 24, 1577-1600.
3. Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: Methods and models*. Kluwer Academic Pub.
4. Anselin, L. (1995). Local indicators of spatial association-LISA. *Geographical Analysis*, 27, 93-115.
5. Anselin, L. (1996). The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association. En Fisher, M., Scholten, H. J., & Unwin, D. (eds.), *Spatial analytical perspectives on GIS*. Taylor & Francis.
6. Barro, R., & Sala-i-Martin, X. (1991). Convergence across States and regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, 107-158.
7. Chen, J., MacEachren, A. M., & Guo, D. (2008). Supporting the process of exploring and interpreting space-time multivariate patterns: The visual inquiry toolkit. *Cartography and Geographic Information Science*, 35, 33-50.

8. Chetty, R., Hendren, N., Kline, P., & Saez, E. (2014). Where is the land of opportunity? The geography of intergenerational mobility in the United States. *The Quarterly Journal of Economics*, 129, 1553-1623.
9. Demšar, U., & Verrantaus, K. (2010). Space-time density of trajectories: Exploring spatio-temporal patterns in movement data. *International Journal of Geographical Information Science*, 24, 1527-1542.
10. Durlauf, S., & Quah, D. (1999). The new empirics of economic growth. *Handbook of Macroeconomics*, 1, 235-308.
11. Esquivel, G. (1999). Convergencia regional en México, 1940-1995. *El Trimestre Económico*, LXVI, 725-761.
12. Esquivel, G. (2000). Geografía y desarrollo económico en México. Technical report, Inter-American Development Bank.
13. Fields, G. (2010). Does income mobility equalize longer-term incomes? New measures of an old concept. *Journal of Economic Inequality*, 8, 409-427.
14. Foster, J. E., López-Calva, L. F., & Szekely, M. (2005). Measuring the distribution of human development: Methodology and an application to Mexico. *Journal of Human Development*, 6, 5-25.
15. García-Verdú, R. (2005). Income, mortality, and literacy distribution dynamics across states in México: 1940-2000. *Cuadernos de Economía*, 42, 165-192.
16. Hammond, G. W., & Thompson, E. (2002). Mobility and modality trends in US state personal income. *Regional Studies*, 36, 375-387.
17. INEGI. (2013). The millennium development goals in Mexico: Progress report 2013. Technical report, Instituto Nacional de Geografía e Informática.
18. Mayer-Foulkes, D. (2008). The human development trap in Mexico. *World Development*, 36, 775-796.

19. Murray, A., Liu, Y., Rey, S., & Anselin, L. (2010). Exploring movement object patterns. *The Annals of Regional Science*, 1-14.
20. Nussbaum, M. C. (2001). *Women and human development: The capabilities approach*, vol. 3. Cambridge University Press.
21. Pereira, M., & Soloaga, I. (2016). Poverty and inequality traps in Mexico: 1990, 2000, 2010. En Bebbington, A., & Escobal, J., ISAT (eds.), *Poverty, inequality, and low social mobility: Territorial traps in Chile, Mexico and Peru* (vol. 1). Centro de Estudios Expinosa Yglesias, first edition.
22. Piketty, T. (1995). Social mobility and redistributive politics. *The Quarterly Journal of Economics*, 551-584.
23. PNUD. (1990). *Informe sobre desarrollo humano 1990. Concepto y medición del desarrollo humano*. Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo. Bogotá: Tercer Mundo Editores, S. A.
24. PNUD. (2014). Informe sobre desarrollo humano 2014. Sostener el progreso humano: reducir vulnerabilidades y construir resiliencia. Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo, Washington, D. C.
25. PNUD. (2015). Índice de desarrollo humano para las entidades federativas: avance continuo, diferencias persistentes. Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo.
26. PNUD. (2016). Informe sobre desarrollo humano 2016. Desigualdad y movilidad. Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo, México.
27. Quah, D. (1993). Empirical cross-section dynamics in economic growth. *European Economic Review*, 37, 426-434.
28. Quah, D. (1996). Regional convergence clusters across Europe. *European Economic Review*, 40, 951-958.
29. Rey, S. (2001). Spatial empirics for economic growth and convergence. *Geographical Analysis*, 33, 195-214.

30. Rey, S., Murray, A., & Anselin, L. (2011). Visualizing regional income distribution dynamics. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 4, 81-90.
31. Rey, S. J. (2004a). Spatial analysis of regional income inequality. En Goodchild, M., & Janelle, D. (eds.), *Spatially integrated social science: Examples in best practice* (pp. 280-299). Oxford University Press, Oxford.
32. Rey, S. J. (2004b). Spatial dependence in the evolution of regional income distributions. En Getis, A., Múr, J., & Zoeller, H. (eds.), *Spatial econometrics and spatial statistics*. Palgrave, Hampshire.
33. Rey, S. J. (2016). Space-time patterns of rank concordance: Local indicators of mobility association with application to spatial income inequality dynamics. *Annals of the American Association of Geographers*, 106, 788-803.
34. Rey, S. J., & Anselin, L. (2010). PySAL: A Python library of spatial analytical methods. En *Handbook of applied spatial analysis*, 175-193. Springer.
35. Sastré-Gutiérrez, M. L., & Rey, S. J. (2012). Movilidad espacial del ingreso en México. En Mendoza, M. A., Quintana, L., & Asuad, N. (coords.), *Análisis espacial y regional: crecimiento, concentración económica, desarrollo y espacio* (vol. I, pp. 91-117). Plaza y Valdez, S. A., de C. V., i edition.
36. Sastré-Gutiérrez, M. L., & Rey, S. J. (2013). Space-time income distribution dynamics in Mexico. *Annals of GIS*, 19, 195-207.
37. Sen, A. (1988). The concept of development. *Handbook of Development Economics*, 1, 9-26.
38. Sen, A. (1998a). Mortality as an indicator of economic success and failure. *The Economic Journal*, 108, 1-25.
39. Sen, A. (1998b). Economic policy and equity: An overview. En Tanzi, V., Chu, K., & Gupta, S. (eds.), *Economic policy and equity policy and equity*. International Monetary Fund.

40. Sen, A. (1999a). Critical reflection. Health and development. *Bulletin of the World Health Organization*, 77.
41. Sen, A. (1999b). The possibility of social choice. *American Economic Review*, 349-378.
42. Sen, A. (2000). Social justice and the distribution of income. *Handbook of Income Distribution*, 1, 59-85.
43. Sen, A. (2001). What is development about? En Gerald Meier M., Joseph E. Stiglitz (eds.), *Frontiers of development economics, the future in perspective* (pp. 506-513). Copublication of the World Bank and Oxford University Press.
44. Tobler, W. R. (1970). A computer movie simulating urban growth in the detroit region. *Economic Geography*, 46, 234-240.
45. UN GA. (2015). Transforming our world: The 2030 agenda for sustainable development. Technical report, A/RES/70/1, 21 October.