



**Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales**

**TRABAJO FIN DE MÁSTER**

**MÁSTER UNIVERSITARIO EN ANÁLISIS ECONÓMICO Y FINANCIERO**

**INESTABILIDAD INTERNA Y VIOLENCIA POLÍTICA: UN  
ANÁLISIS DESDE LA ECONOMETRÍA ESPACIAL**

**Silvia Moler Zapata**

**DIRECTOR**

**Roberto Ezcurra Orayen**

**Pamplona – Iruña**

**Junio 2017**

## **RESUMEN EJECUTIVO**

En este trabajo se busca profundizar en la identificación y aplicación de las técnicas de la Econometría Espacial. En un estudio en el que se busca identificar los determinantes de la inestabilidad política y la violencia interna en los países, se ha querido poner énfasis en el análisis de los datos de naturaleza espacial. Este realce de la importancia de las particularidades que tienen este tipo de datos, pasa por la identificación de los distintos efectos espaciales que pueden surgir con datos de esta naturaleza y la aplicación de las técnicas más apropiadas cuando se ha contrastado su presencia.

En este análisis de la inestabilidad política se han aplicado una amplia variedad de técnicas econométricas, contrastes y modelos de estimación que enriquecen y ratifican los resultados que se puedan extraer en el trabajo.

Palabras clave: Econometría Espacial, Dependencia Espacial, Inestabilidad política, Violencia Interna

## **ABSTRACT**

This paper seeks to deepen the identification and application of Spatial Econometrics techniques. In a study that seeks to identify the determinants of political instability in countries, emphasis has been placed on the analysis of spatial data.

This accent on the importance of the particularities of this kind of data involves the identification of the different spatial effects that can arise with data of this nature and the application of the most appropriate techniques when their presence has been verified.

In this analysis of political instability, a wide variety of econometric techniques, contrasts and estimation models have been applied in order to enrich and support the results that may be obtained in our study.

Key words: Spatial Econometrics, Spatial Dependence, Political Instability, Internal Violence

## ÍNDICE

RESUMEN EJECUTIVO .....	2
ÍNDICE .....	3
1. INTRODUCCIÓN .....	4
2. EFECTOS ESPACIALES.....	6
2.1. Heterogeneidad espacial .....	6
2.2. Autocorrelación espacial.....	7
3. LA DISTRIBUCIÓN MUNDIAL DE LA INESTABILIDAD POLÍTICA: UN ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS ESPACIALES.....	8
3.1. Análisis de dependencia espacial a nivel global.....	8
3.2. Análisis de dependencia espacial a nivel local.....	14
4. ANÁLISIS DE REGRESIÓN.....	17
4.1 Dependencia espacial y análisis de regresión .....	17
4.2. Detección de autocorrelación espacial residual .....	17
4.3. El modelo .....	19
4.4. Resultados.....	20
4.5. Análisis de robustez .....	22
5. CONCLUSIÓN .....	24
6. BIBLIOGRAFÍA.....	25
APÉNDICE.....	27

## 1. INTRODUCCIÓN

La Econometría Espacial constituye una rama de la econometría que tiene por objetivo considerar y analizar las particularidades de los datos de naturaleza espacial.

Se trata de una disciplina de la econometría relativamente nueva, y fue bautizada como tal por Paelink y Klaassen en los años setenta. Si bien los primeros trabajos en esta disciplina se remontan a mediados del siglo pasado (Moran, 1948; Geary, 1954), su máximo desarrollo y difusión se produjo a partir de los años ochenta.

En el análisis de datos de corte transversal pueden aparecer dos efectos espaciales: la heterogeneidad espacial y la autocorrelación espacial. Tradicionalmente, estos dos efectos se ignoran en el tratamiento de este tipo de datos, posiblemente porque violan los supuestos de Gauss-Markov. En este trabajo, por el contrario, buscamos identificarlos y realizar nuestro análisis considerándolos una característica más de los datos.

Como veremos más adelante, la heterogeneidad espacial se puede tratar con las técnicas econométricas habituales. Sin embargo, la autocorrelación espacial entraña mayores dificultades en su tratamiento.

Habitualmente, se considera que la autocorrelación es un fenómeno exclusivo de los datos de series temporales. Con los datos temporales, existe correlación entre observaciones de una variable en el tiempo, tal es el caso de variables como el PIB o la cotización de un activo. No obstante, con datos de corte transversal también podemos encontrarnos que las observaciones no sean independientes unas de otras. Con datos de distintas unidades geográficas, el valor que toma una variable para una determinada observación no es aleatorio, sino que, en algunos casos, puede estar determinado por el valor que ha tomado esa variable en otra unidad territorial. Este puede ser el caso de dos poblaciones separadas en el espacio por una frontera artificial, o el de dos poblaciones que tienen vínculos históricos.

Como veremos más adelante, cuando tenemos un problema de dependencia espacial, no es posible utilizar las técnicas implementadas con datos temporales. Esto es debido a que las relaciones no son unidireccionales. Con una variable que toma valores en el tiempo existe una única dirección de la causalidad, el valor de ésta en un momento determinado depende de los valores que ha tomado en periodos anteriores (y no al revés). En cambio, con una

variable que toma valores en distintas unidades espaciales, el análisis es más complicado. El valor de la variable en una unidad depende del valor en otra unidad, pero, y esta es la principal diferencia con los datos de tipo temporal, este fenómeno también se produce a la inversa.

Así, la Econometría Espacial se cimienta sobre el supuesto de que, en los datos de corte transversal, las observaciones no son necesariamente independientes. Nos proporciona contrastes para identificar los mencionados efectos espaciales y nos dota de modelos para estimar en su presencia.

Cabe mencionar en este punto, que existen cinco principios básicos en la Econometría Espacial (Paelink y Klaasen (1979)) que deben regir el análisis:

1. *Interdependencia*: las relaciones multidireccionales existentes entre las unidades geográficas de cualquier estudio, deben ser consideradas en el análisis econométrico espacial.
2. *Asimetría en las relaciones espaciales*: en un contexto de interdependencia, este supuesto hace referencia a que las relaciones entre dos unidades no tendrán la misma intensidad en ambas direcciones.
3. *No linealidad*: generalmente la especificación de modelos econométricos para el análisis de los datos no será lineal.
4. *Alotopía*: es importante localizar ex-ante factores explicativos de los fenómenos espaciales en otros espacios. En ocasiones las causas de interacción entre dos unidades geográficas pueden estar en terceras unidades.
5. *Inclusión de variables topológicas*: en el análisis de datos espaciales se deben incluir variables topológicas: distancias, densidades, coordenadas, etc.

Aunque estos cinco principios son deseables en cualquier análisis en el contexto de la Econometría Espacial, esto no implica que se satisfagan en todas las ocasiones.

Con el fin de ilustrar la utilidad de las diversas herramientas y técnicas que la Econometría Espacial pone a nuestra disposición, este estudio analiza la distribución geográfica de la inestabilidad política y la violencia interna a nivel internacional. En particular, el trabajo pretende superar la asunción de independencia entre las observaciones de los distintos países, analizando en detalle la presencia de efectos espaciales en este contexto. Tal y como veremos, los resultados del trabajo ponen claramente de manifiesto la importancia de tener en cuenta la localización espacial de los distintos países a la hora de analizar este tipo de fenómenos.

El trabajo se estructura del siguiente modo. Tras esta introducción, en la sección 2 se ha realizado un análisis detallado de los efectos espaciales que surgen en el tratamiento de datos georreferenciados. A continuación, en la sección 3 se realiza un análisis exploratorio de la distribución geográfica de la inestabilidad política y la violencia interna, utilizando para ello los principales contrastes de dependencia espacial disponibles tanto a nivel global, como a nivel local. En la sección 4 se presenta un análisis de regresión en el que se introducen los dos principales modelos de estimación en presencia de dependencia espacial, comparándolos con el tradicional método de Mínimos Cuadrados Ordinarios. Finalmente, la sección 5 presenta las principales conclusiones que se desprenden del trabajo llevado a cabo.

## **2. EFECTOS ESPACIALES**

En el análisis econométrico de datos podemos encontrarnos, principalmente, con dos problemas: la heterogeneidad espacial y la dependencia espacial.

### **2.1. Heterogeneidad espacial**

La heterogeneidad espacial hace referencia a la falta de estabilidad en el espacio de las relaciones entre variables. Este problema surge cuando se trabaja con unidades que no son homogéneas entre sí debido a su posición en el espacio. Existen dos tipos de heterogeneidad espacial: la heteroscedasticidad y la inestabilidad estructural.

La inestabilidad estructural hace referencia a la falta de estabilidad del comportamiento de una variable, haciendo que los parámetros y la forma funcional no sean constantes en toda la muestra.

Por su parte, la heteroscedasticidad surge con la omisión de variables relevantes en el modelo o la especificación incorrecta de la forma funcional. Esto implica que la varianza de la perturbación varía para cada unidad espacial:

Anselin (1988a) indica que en numerosas ocasiones las causas de la heterogeneidad espacial podrían provocar, también autocorrelación espacial, indicando la conveniencia de contrastar conjuntamente ambas estructuras. No obstante, en lo referente a la heterogeneidad espacial, no conlleva grandes dificultades el tratamiento ni de la inestabilidad estructural ni de la heteroscedasticidad, ambos problemas pueden afrontarse mediante técnicas econométricas tradicionales (parámetros variantes, coeficientes aleatorios...).

## **2.2. Autocorrelación espacial**

En este trabajo nos centraremos en el análisis de la autocorrelación espacial.

La autocorrelación o dependencia espacial, surge cuando se incumple el supuesto de ausencia de correlación en el término de error (Paelink y Klaassen, 1979). Cuando se trabaja con datos de naturaleza espacial, la autocorrelación aparece cuando la distribución de una variable no es aleatoria en el espacio, sino que el valor que toma la variable en una unidad espacial depende o está condicionado por el valor que toma esa variable en otras unidades (Cliff y Ord, 1973).

La dependencia espacial puede ser positiva o negativa. Es positiva cuando el valor que toma la variable en una unidad espacial fomenta que la variable tome valores similares en unidades vecinas, lo que puede dar lugar a la aparición de clústeres geográficos. Sin embargo, si el valor que toma la variable en una región fomenta que las unidades vecinas tomen valores de la variable distintos, entonces la dependencia espacial es negativa. Finalmente, si la variable se distribuye aleatoriamente en el espacio asumimos que no hay autocorrelación espacial.

Existen dos causas de dependencia espacial (Anselin, 1988): la existencia de errores de medida o autocorrelación residual; y la existencia de fenómenos de interacción espacial o autocorrelación sustancial (esta última hace referencia a interdependencias entre unidades espaciales: efecto desbordamiento o externalidades).

Para poder abordar desde un punto de vista econométrico las consecuencias derivadas de la existencia de autocorrelación espacial, es necesario definir, previamente, una matriz de pesos

espaciales ( $W$ ) que nos permita capturar la multidireccionalidad e intensidad de las relaciones entre las distintas unidades incluidas en el análisis.

En general, podemos expresar dicha matriz como:

$$W = \begin{bmatrix} 0 & w_{12} & \cdot & w_{1N} \\ w_{21} & 0 & \cdot & w_{2N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{N1} & w_{N2} & \cdot & 0 \end{bmatrix}$$

Se trata de una matriz cuadrada  $N \times N$ , donde cada parámetro refleja la intensidad de relación entre dos unidades. Existen dos tipos principales de matrices: las basadas en contigüidad (Moran, 1948; Geary, 1954) y las basadas en distancias (Cliff y Ord, 1973).<sup>1</sup>

### **3. LA DISTRIBUCIÓN MUNDIAL DE LA INESTABILIDAD POLÍTICA: UN ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS ESPACIALES.**

#### **3.1. Análisis de dependencia espacial a nivel global**

Con el fin de mostrar la utilidad de las técnicas de la econometría espacial, el presente trabajo pretende estudiar la distribución geográfica de la inestabilidad política y la violencia interna a nivel mundial. Para ello, necesitamos disponer de datos cuantitativos acerca del nivel de estabilidad de las instituciones políticas y la existencia de violencia por motivos políticos en los distintos países. A tal efecto, hemos recurrido a los indicadores de calidad institucional y de gobernanza desarrollados por el Banco Mundial, en el marco del proyecto Worldwide Governance Indicators (WGI). Estos indicadores distinguen seis dimensiones relevantes a la hora de caracterizar la calidad institucional de los diferentes países (Kaufmann et al., 1999): Participación y responsabilidad ciudadana; Estabilidad política y ausencia de violencia; Eficacia de la actuación del gobierno; Calidad de la Reglamentación; Estado de derecho; y Control de la corrupción.

Aunque debido a su fuerte interrelación, ninguno de estos índices puede ser entendido sin el resto (Langbein and Knack, 2010), en este trabajo se utiliza el indicador de Estabilidad política y ausencia de violencia/terrorismo. Este indicador refleja la probabilidad de que un gobierno sea derrocado o desestabilizado inconstitucionalmente, por medio de violencia,

---

<sup>1</sup> Para conocer más sobre la creación de la matriz de pesos espaciales consultar Moreno y Vaya (2000) y Anselin (1988).



incluyendo violencia por motivos políticos o por terrorismo, así como por la existencia de violencia política (conflictos civiles y terrorismo). Para obtener este índice, el Banco Mundial agrega la información proporcionada por diferentes variables individuales procedentes de diferentes fuentes.<sup>2</sup>

El Indicador de Estabilidad política y ausencia de violencia nos proporciona un valor para cada país, pudiendo variar de -2.5 a 2.5 aproximadamente. El Banco Mundial proporciona datos de este indicador desde 1996. Sin embargo, para nuestros propósitos únicamente se ha considerado los datos medios correspondientes al periodo comprendido entre 2011 y 2015. Así, Somalia (-2.73) es el país que obtiene menor puntuación media en dicho periodo, mientras que Nueva Zelanda (1,43) es el país con mayor estabilidad política.

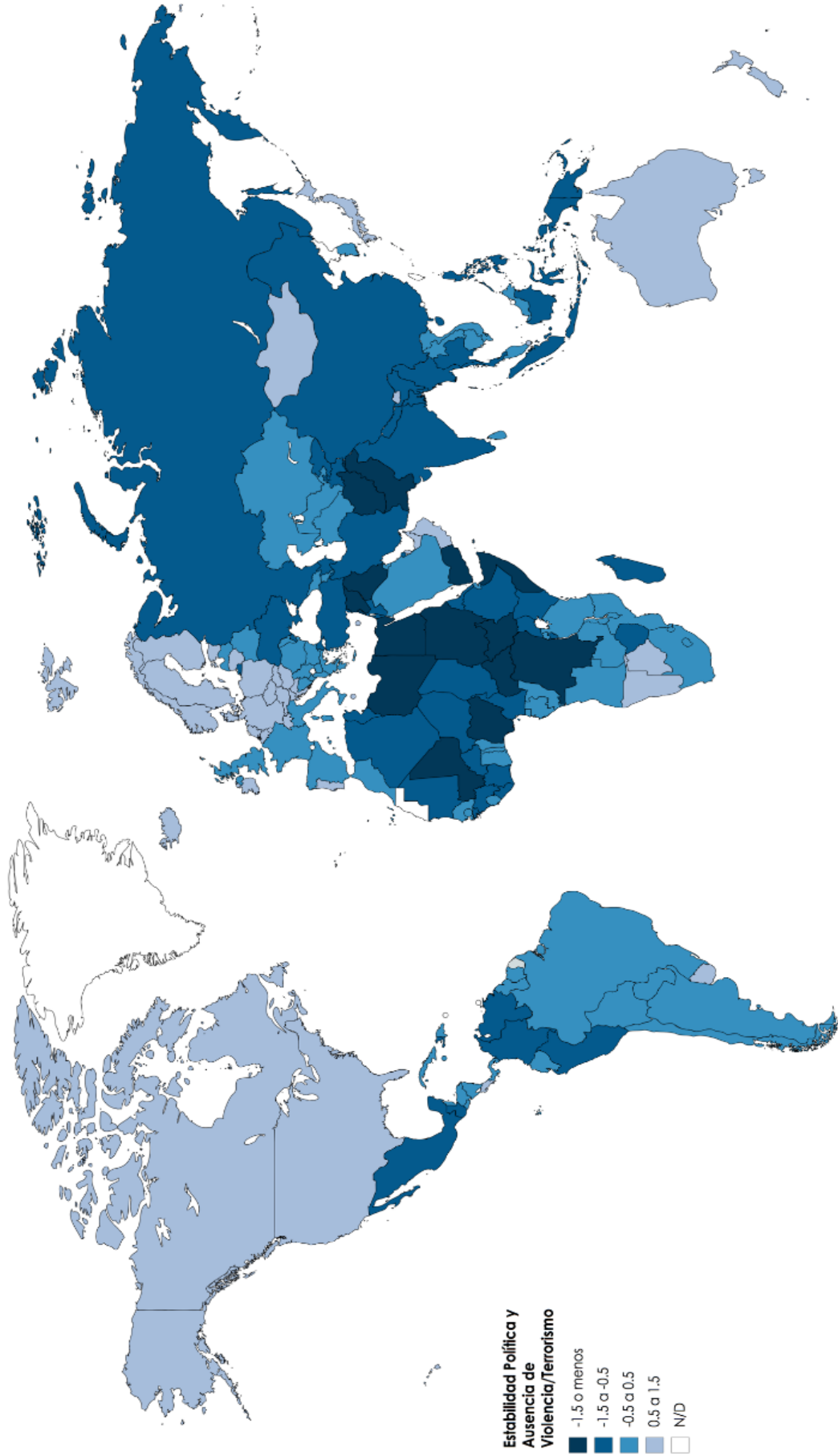
Un caso que ilustra la posible presencia de autocorrelación en los datos espaciales en este contexto es la “Primavera Árabe”. La Primavera Árabe (como fue denominada mediáticamente) fue un proceso social, caracterizado por una sucesión de manifestaciones ciudadanas en numerosos países del norte de África y Oriente Medio. La mayoría de estas manifestaciones surgieron como consecuencia de la mala situación económica y social que sufrían estos países. Este proceso se inició en 2011 en Túnez con una serie de protestas contra el dictador Ben Ali, quien terminó abandonando el país ante la rebelión social. Historia parecida tuvo lugar en el vecino Egipto, donde el dictador Mubarak tuvo que hacer frente al descontento de sus ciudadanos, alentados por el éxito que habían tenido sus vecinos en Túnez. La conocida como “Marcha del Millón” en la plaza Tahrir de El Cairo terminó forzando la salida del dictador el 11 de febrero de 2011. A Túnez y Egipto les siguieron países como Libia, Yemen o Bahrein, todos ellos con el mismo componente de descontento social.

Este fenómeno social nos lleva a plantearnos si la inestabilidad política se distribuye aleatoriamente en el espacio, o si, por el contrario, existe una asociación espacial entre unidades vecinas (ya sea de valores similares o disímiles). Con el fin de llevar a cabo un primer análisis exploratorio de esta cuestión, en la Figura 1 se muestra el valor que toma el indicador de Estabilidad política y ausencia de violencia del Banco Mundial en cada uno de los países de la muestra:

---

2 Véase Kaufmann et al. (1999) para una descripción detallada de la metodología utilizada.

Figura 1: Estabilidad política y ausencia de violencia (2011-2015)



Este mapa permite comprobar que los países próximos en el espacio tienen niveles similares de estabilidad política. Se observa que los países más inestables durante el periodo analizado (2011-2015) se localizan en África, Oriente Medio, el sur de Asia y América Central. Por el contrario, los países con mayores niveles de estabilidad están situados en Europa Occidental, América del Norte y Oceanía.

La Figura 1 sugiere que nuestra variable de análisis no se distribuye aleatoriamente en el espacio, sino que tiende a formar clústeres en determinadas zonas geográficas. Esta evidencia sería consistente con la existencia de dependencia o autocorrelación espacial. Con el fin de analizar formalmente esta cuestión, a continuación hemos llevado a cabo dos conocidos contrastes globales de dependencia espacial: la I de Moran y la c de Geary.

El índice propuesto por Moran (1950), fue el primero en utilizarse para contrastar la presencia de dependencia espacial. La I de Moran toma como hipótesis nula que la variable se encuentra distribuida aleatoriamente en el espacio. Con una apreciable similitud al coeficiente de correlación, el índice se define como sigue:

$$I = \frac{N}{S_0} \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2} \quad (2)$$

Siendo N el n° observaciones;  $y_i$  el valor de la variable y en el país i;  $\bar{y}$  el valor medio de la variable;  $S_0 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij}$  y  $w_{ij}$  el elemento correspondiente de la matriz de pesos espaciales (W). Bajo la hipótesis nula de no autocorrelación espacial, la I de Moran presenta normalidad asintótica.

Si una vez estandarizado el índice resulta positivo y significativo, ello implicaría la existencia de dependencia espacial positiva. Por el contrario, un valor negativo y significativo, sería indicativo de la existencia de dependencia espacial negativa. En el caso de que no podamos rechazar la hipótesis nula, deberemos concluir que no existe dependencia espacial en nuestra muestra.

De manera similar podemos calcular el estadístico propuesto por Geary (1954).

$$c = \frac{N-1}{2S_0} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \frac{w_{ij} (y_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2} \quad (3)$$

Siendo  $N$  el nº observaciones;  $y_i$  el valor de la variable  $y$  en el país  $i$ ;  $\bar{y}$  el valor medio de la variable;  $S_0 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij}$  y  $w_{ij}$  el elemento correspondiente de la matriz de pesos espaciales ( $W$ ).

Este índice, una vez estandarizado, toma valores entre 0 y 2. Valores inferiores a 1 implican autocorrelación espacial positiva, mientras que valores superiores a 1 implican autocorrelación espacial negativa. Si el índice toma valor 1 significa que no existe dependencia espacial en la variable.

Como puede apreciarse, para calcular ambos test en las fórmulas (2) y (3) es necesaria la matriz de pesos espaciales, que mide la interrelación entre unidades geográficas.

Existen dos posibles definiciones de dicha matriz, matrices de contigüidad y matrices de distancias. Los valores de la matriz de contigüidad de primer orden toman  $w_{ij} = 1$  si dos unidades geográficas son físicamente adyacentes y 0 en caso contrario. El principal defecto de este tipo de matrices es que únicamente contempla interrelación en unidades adyacentes, de modo que todos aquellos países que sean islas darán lugar a filas enteras de ceros en la matriz.

Por el contrario, la matriz basada en distancias permite interacciones entre unidades geográficas que no son físicamente adyacentes, de manera que  $w_{ij} = 1/d_{ij}$  (siendo  $d_{ij}$  la distancia entre dos unidades geográficas). Cuanto mayor sea la distancia entre dos unidades, menor valor tendrá el elemento  $w_{ij}$ .

En este trabajo se ha utilizado una matriz basada en distancias debido a la mayor información que recoge al permitir interrelación entre unidades no adyacentes.

A continuación, se presentan los resultados de ambos contrastes para el indicador de Estabilidad política y ausencia de violencia. La tabla recoge los índices  $I$  y  $c$ , el valor esperado de ambos bajo la hipótesis nula, la desviación típica, los estadísticos  $Z$  y los  $p$ -valores correspondientes.

Tabla 1: Estadísticos globales de dependencia espacial

<b>I de Moran</b>	<b>I</b>	<b>E(I)</b>	<b>Std(I)</b>	<b>Z</b>	<b>p-valor</b>
	0,119	-0,006	0,012	10,662	0,000
<b>C de Geary</b>	<b>c</b>	<b>E(c)</b>	<b>Std(c)</b>	<b>Z</b>	<b>p-valor</b>
	0,876	1,000	0,016	-7,554	0,000

Tal y como podemos comprobar, ambos resultan estadísticamente significativos a un nivel del 1%, lo que nos lleva a rechazar en ambos casos la hipótesis nula de ausencia de dependencia espacial. En particular, la I de Moran (c de Geary) calculada es positiva (negativa), lo que implica la existencia de un patrón de dependencia espacial positiva en este contexto, confirmando la evidencia preliminar proporcionada por la Figura 1.

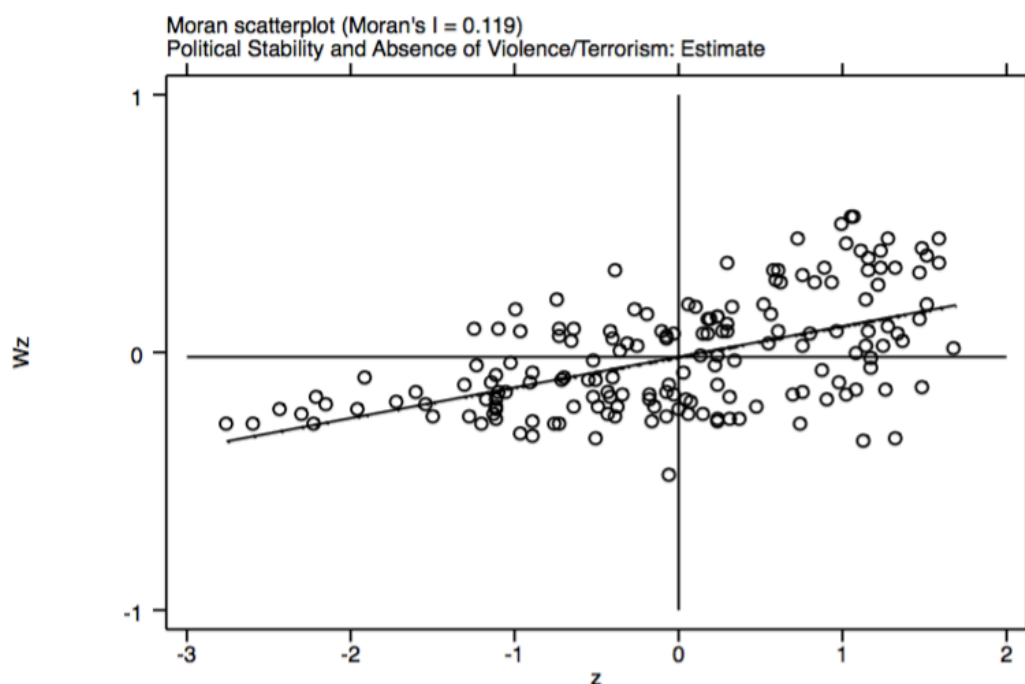
Con el fin de completar estos resultados, la Figura 2 muestra el correspondiente scatterplot de Moran. Este gráfico recoge representados en el eje de abscisas los valores estandarizados del indicador de Estabilidad política para cada observación de nuestra muestra, mientras que el eje de ordenadas recoge el valor medio que toma dicha variable para los vecinos del país en cuestión, esto es, el retardo espacial de la variable.

De esta forma, si las observaciones se encuentran concentradas en el primer y tercer cuadrante, esto implicaría la existencia de dependencia espacial positiva a nivel global. Si, por el contrario, se encontraran concentradas en el segundo y cuarto cuadrante, estaríamos ante un caso de dependencia espacial negativa a nivel global. Finalmente, si la nube de puntos se encuentra dispersa en los cuatro cuadrantes podremos asumir que no existe autocorrelación espacial.

Aunque no existe un patrón de comportamiento único, la Figura 2 muestra que la mayor parte de los países de la muestra se encuentran localizados en el primer y tercer cuadrante del scatterplot de Moran.

Esto es consistente con la existencia de dependencia espacial positiva, y por tanto con los resultados de la Tabla 1. Este resultado no quiere decir que no haya países que se hayan desmarcado de los patrones de sus países vecinos, ya sea por las propias contingencias del país o porque los niveles de estabilidad de sus vecinos les afecten de manera inversa.

Figura 2: Scatterplot de Moran del indicador de Estabilidad política y ausencia de violencia



### 3.2. Análisis de dependencia espacial a nivel local

El análisis llevado a cabo hasta el momento, nos muestra que la medida de Estabilidad política calculada por el Banco Mundial presenta dependencia espacial positiva, lo que implica que los países vecinos tienden, en general, a tener valores similares del indicador. Sin embargo, ninguno de los instrumentos utilizados, resulta útil para identificar la existencia de posibles grupos de países que formen clústeres homogéneos en este contexto. Estos test permiten contrastar un esquema de dependencia espacial a nivel global, sin embargo, no son capaces de capturar la presencia de procesos no estacionarios espacialmente dentro de la muestra. No son capaces de identificar asociaciones espaciales de unidades geográficas (clústeres), que hacen que la estructura de autocorrelación espacial encontrada a nivel global no se mantenga a lo largo de toda la muestra.

Con el fin de explorar esta cuestión, a continuación empleamos el estadístico local de Moran (I<sub>i</sub>). Este índice tiene por objetivo cuantificar la semejanza entre unidades vecinas en términos de una variable. Su expresión matemática es la siguiente:

$$I_i = \frac{z_i}{\sum_{i=1}^N z_i^2 / N} \sum_{j \in J_i} w_{ij} z_j \quad (4)$$

Siendo  $z_i$  el valor estandarizado de la variable en la unidad espacial  $i$  y  $J_i$  las regiones que se consideran como vecinas de la región  $i$ .

Una unidad espacial con un valor positivo y significativo de  $I_i$  indica que tiene unidades vecinas con similares niveles de la variable (en media), es decir, la unidad espacial se encuentra integrada en un clúster. Por el contrario, un valor negativo y significativo del índice estaría expresando que la unidad presenta valores disímiles a sus vecinos, es decir, supone un valor atípico en el clúster. Para poder clasificar los países de la muestra en una de estas dos categorías, el índice debe ser estadísticamente significativo<sup>3</sup>.

La Figura 2 resume los resultados obtenidos al calcular el indicador local de Moran para los distintos países de nuestra muestra.<sup>4</sup> Aquellos cuyo índice es estadísticamente significativo aparecen representados en tonos azules. Los países con alta estabilidad pertenecientes a clústeres de alta estabilidad aparecen representados en un tono claro, los países con baja estabilidad pertenecientes a agrupaciones de baja estabilidad aparecen en un tono intermedio y finalmente, los países que consideraríamos como outliers en su área geográfica aparecen en el tono más intenso.

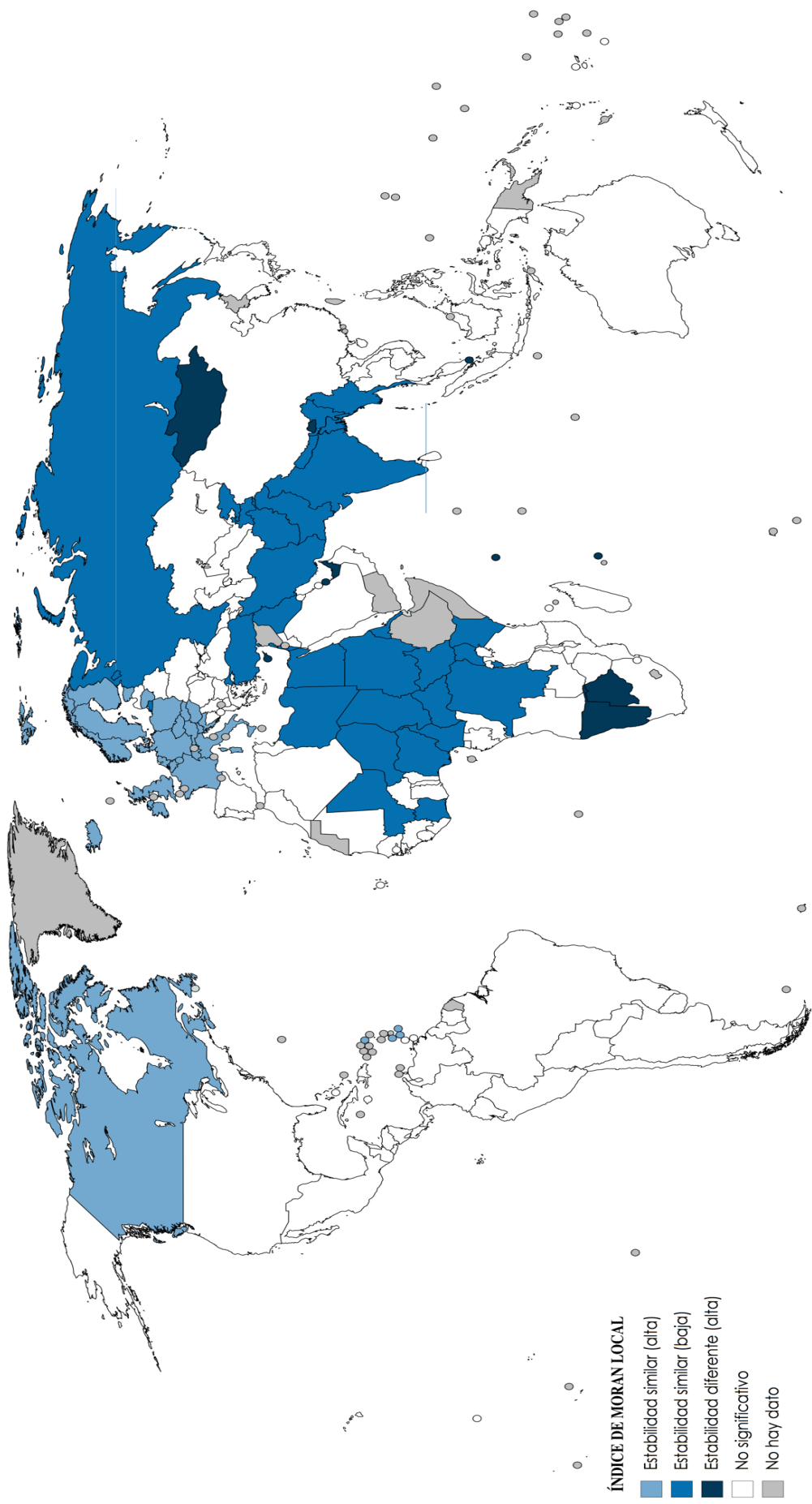
Los resultados muestran que Europa (especialmente la Europa septentrional) constituye un clúster de alta estabilidad; prácticamente la totalidad de países del continente presentan regímenes políticos estables (“hot spots”). Lo contrario, ocurre con África central y septentrional y la zona de Oriente Medio. Muchos de estos países se encuentran en conflictos civiles desde hace años, y otros muchos han sufrido recientemente revueltas sociales (“cold spots”). La fuerte interconexión existente entre ellos, especialmente entre países del Oriente Medio, pone de manifiesto la multidireccionalidad de efectos en el análisis de datos espaciales. Una multidireccionalidad que invalida el análisis econométrico tradicional que se pudiera aplicar.

---

3 Cabe destacar en este punto, que una vez se ha obtenido el Índice de Moran local, es posible calcular la participación de cada unidad geográfica en el cómputo del Índice de Moran global

4 Los resultados completos pueden consultarse en el Apéndice.

Figura 3: Índice de Moral Local





Finalmente, resulta interesante señalar que en nuestra muestra existen 9 países con niveles de estabilidad opuestos a los de sus vecinos. Ese es el caso de Botsuana, Bután, Chipre, Emiratos Árabes Unidos, Mauricio, Mongolia, Namibia, Qatar, Seychelles y Singapur. Todos estos países presentan unos niveles de estabilidad política significativamente superiores a los registrados por sus vecinos.

## 4. ANÁLISIS DE REGRESIÓN

### 4.1 Dependencia espacial y análisis de regresión

Como ya se ha comentado anteriormente, una variable está autocorrelacionada espacialmente cuando no se distribuye de manera aleatoria en el espacio. Puede surgir si las variables del modelo están correlacionadas espacialmente o si lo está el término de error. Según se trate de uno de los casos anteriores, el modelo a especificar será distinto. La autocorrelación espacial sustantiva surge cuando omitimos una variable retardada espacialmente, mientras que la autocorrelación espacial residual surge por “omisión de variables no cruciales que se hallen correlacionadas espacialmente o por la existencia de errores de medida” (Moreno y Vayá, 2000). Existen distintos modelos considerando estas particularidades. No obstante, los dos modelos más utilizados son el Modelo del Error Espacial y el Modelo del Retardo Espacial.

### 4.2. Detección de autocorrelación espacial residual

La estructura de la dependencia espacial se puede contrastar con la I de Moran y distintos contrastes basados en el principio de multiplicadores de Lagrange. Todos ellos tienen como hipótesis nula, la ausencia de dependencia espacial. Sin embargo, únicamente los contrastes basados en los multiplicadores de Lagrange nos permitirán determinar si estimar el Modelo del Error Espacial o el Modelo del Retardo Espacial.

El contraste de la I de Moran (Cliff y Ord, 1972, 1973) se expresa como sigue:

$$I = \frac{N}{S} \frac{e'W e}{e'e} \quad (5)$$

siendo  $e$  los residuos obtenidos al estimar la especificación original por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)<sup>5</sup>,  $W$  la matriz de pesos espaciales,  $N$  el número de observaciones y  $S$  la suma de los elementos de  $W$ .

Los contrastes basados en el principio de Multiplicadores de Lagrange se describen en la Tabla 2:

Tabla 2: Estadísticos de dependencia espacial en el modelo

$LM - ERR = \frac{\left[ \frac{e'We}{s^2} \right]^2}{T_1} \sim \chi_1$	
$LM - EL = \frac{\left[ \frac{\frac{e'We}{T_1(RJ_{\rho-\beta})^{-1}}}{(s^2) \frac{e'Wy}{s^2}} \right]^2}{T_1 - T_1^2 (RJ_{\rho-\beta})^{-1}} \sim \chi_1$	
$LM - LAG = \frac{\left[ \frac{e'Wy}{s^2} \right]^2}{RJ_{\rho-\beta}} \sim \chi_1$	
$LM - LE = \frac{\left[ \frac{\frac{e'Wy}{(s^2) \frac{-e'We}{s^2}}}{RJ_{\rho-\beta} - T_1} \right]^2}{RJ_{\rho-\beta} - T_1}$	

Siendo,  
 $e$ : residuos MCO  
 $s^2$ : varianza de los residuos estimada  
 $y$ : variable endógena  
 $T_1 = (W'W + W^2)'$   
 $RJ_{\rho-\beta} = T_1 - \frac{(WX\beta)'M(WX\beta)}{s^2}$

Los contrastes LM-ERR y LM-ROB-ERR tienen por objetivo contrastar la dependencia espacial en el término de perturbación. A diferencia del primero de los dos, el segundo se utiliza en presencia de heteroscedasticidad. Por su parte, los contrastes LM-LAG y LM-ROB-LAG contrastan la existencia de dependencia espacial sustantiva, siendo LM-ROB-LAG la versión robusta.

En caso de que ambos contrastes para ambas estructuras de dependencia sean significativos, se debe escoger el modelo cuyos contrastes presenten una probabilidad menor (Anselin y Rey, 1991).

<sup>5</sup> Resultados recogidos en la tabla 4

### 4.3. El modelo

Con el objetivo de analizar los determinantes de la inestabilidad política hemos considerado el siguiente modelo:

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

donde  $y$  es el indicador de Estabilidad política y ausencia de violencia descrito anteriormente,  $X$  es un vector de diferentes variables que pueden afectar a  $y$ , mientras que  $u$  es el término de error correspondiente. A la hora de seleccionar las diferentes variables incluidas en  $X$ , hemos tenido en cuenta los resultados de la literatura empírica acerca de los determinantes de la inestabilidad política y los conflictos civiles (e.g. Fearon y Laitin, 2003; Collier and Hoeffler, 2004). En particular, los regresores considerados son los siguientes: el nivel de PIB per cápita, un indicador del grado de apertura comercial, la población total, una variable dummy que identifica antiguas colonias europeas, y distintos indicadores que capturan la trayectoria democrática, el grado de fraccionalización étnica, y diversidad orográfica de los distintos países. Todas las variables explicativas que varían en el tiempo han sido tomadas para el año 2010, con el fin de minimizar posibles problemas de causalidad inversa con la variable dependiente<sup>6</sup> La Tabla 3 presenta diferentes estadísticos descriptivos para estas variables.

Tabla 3: Estadísticos descriptivos

Variable	Observaciones	Media	D. típica	Mínimo	Máximo
<b>PIB pc (log)</b>	169	9.1643	1.2531	6.3908	13.6975
<b>Apertura Comercial</b>	169	469.1189	307.6223	0.1750	997.803
<b>Población (log)</b>	169	15.8766	1.8472	11.3763	20.9856
<b>Colonia</b>	169	0.6568	0.4762	0	1
<b>Democracia</b>	169	3.6272	6.0344	-10	10
<b>Fraccionalización étnica</b>	169	0.4432	0.2569	0	0.9302
<b>Diversidad orográfica</b>	169	1.2967	1.1890	0.006	6.7400

<sup>6</sup> En el Apéndice se incluye una descripción detallada de las distintas variables, así como la fuente de las mismas.

#### 4.4. Resultados

A continuación, se presentan los resultados obtenidos en el análisis econométrico. En primer lugar, se ha realizado una estimación del modelo anterior por MCO. Los resultados se presentan en la Tabla 4. No obstante, antes de interpretar las estimaciones, debemos tener en cuenta que, tal y como se ha discutido anteriormente, la variable dependiente no se distribuye aleatoriamente en el espacio. Ello podría afectar a la conveniencia de utilizar MCO en este contexto. Por ello, hemos calculado los contrastes descritos en la sección 4.2., con el fin de estudiar la posible existencia de autocorrelación espacial en los residuos obtenidos al estimar el modelo por MCO. Tal y como se ve en la Tabla 4, los resultados obtenidos rechazan en general la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación espacial residual. En particular, y tal como señalan Anselin y Rey (1991), los resultados de los contrastes basados en el principio de los multiplicadores de Lagrange indican que deberíamos plantearnos la estimación del modelo del error espacial

Independientemente del esquema de dependencia espacial de los datos, MCO no es un método apropiado. La columna 2 de la Tabla 2 muestra los resultados que se obtienen al estimar el modelo del error espacial por máxima verosimilitud. Los resultados obtenidos indican que la mayor parte de las variables consideradas son estadísticamente significativas.

En particular, las estimaciones muestran que la fraccionalización étnica y la población contribuyen negativamente a la estabilidad política de un país, mientras que el nivel de democracia y el PIB per cápita contribuyen positivamente. Estos resultados son consistentes con lo encontrado en otros estudios. Alesina et al. (2003) encuentran en su trabajo que el nivel de fraccionalización étnica contribuye a una menor calidad de los gobiernos. En este caso, en la misma línea, observamos que una mayor fraccionalización étnica contribuye a una mayor inestabilidad política. Por otra parte, parece razonable que un alto nivel de democratización del país contribuya positivamente a la estabilidad, al igual que un elevado PIB per cápita. Por el contrario, encontramos que el tamaño del país, aproximado por su nivel de población, estaría contribuyendo positivamente a la inestabilidad política.

Asimismo, el parámetro espacial autorregresivo del término de error ( $\lambda$ ) es positivo y significativo, lo que confirma la conveniencia de utilizar el modelo del error espacial.

Tabla 4: Resultados análisis econométrico

	<b>OLS</b>	<b>Error espacial (MV)</b>	<b>Retardo espacial (MV)</b>
<b>Variable dependiente</b>	<b>Estabilidad política</b>	<b>Estabilidad política</b>	<b>Estabilidad política</b>
<b>PIB pc (log)</b>	0.2049 ** (0.0830)	0.2266 ** (0.0930)	0.1864 ** (0.0833)
<b>Apertura Comercial</b>	-0.0001 (0.0001)	-0.00002 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)
<b>Población (log)</b>	-0.2217 *** (0.0249)	-0.2230 *** (0.0252)	-0.2082 *** (0.0252)
<b>Colonia</b>	-0.1578 (0.1206)	-0.1983 (0.1486)	-0.1137 (0.1058)
<b>Democracia</b>	0.0335 *** (0.0084)	0.0275 *** (0.0090)	0.02812 *** (0.0089)
<b>Fraccionalización étnica</b>	-0.7820*** (0.2754)	-0.6856 ** (0.2714)	-0.6990 *** (0.2568)
<b>Diversidad orográfica</b>	-0.0741 (0.0521)	-0.0521 (0.0509)	-0.0602 (0.0506)
<b>Constante</b>	1.9960 ** (0.9707)	1.8906 ** (0.9461)	1.9469 ** (0.9056)
<b><math>\lambda</math></b>		0.7910*** 0.2068	
<b><math>\rho</math></b>			0.4936 * (0.2522)
<b>I-Moran</b>	4.833 ***		
<b>LM-ERR</b>	7.550 ***		
<b>LM-ROB-ERR</b>	4.565 **		
<b>LM-LAG</b>	3.003 *		
<b>LM-ROB-LAG</b>	0.018		
<b>Observaciones</b>	169	169	169

En paréntesis errores estándar robustos  
Significación: \*\*\* p<0,01; \*\* p <0,05; \* p<0,1

En la columna 3 de la Tabla 2, se ha procedido a estimar el modelo del retardo espacial, obteniendo resultados muy similares a los descritos anteriormente<sup>7</sup>. Concretamente,

<sup>7</sup> El proceso de derivación de los estimadores de máxima verosimilitud está recogido en el apéndice

podemos apreciar que, aunque conservan su signo, los coeficientes son sensiblemente distintos según el método de estimación utilizado. Sin embargo, tal y como ya hemos señalado anteriormente, los resultados basados en el principio de los multiplicadores de Lagrange indican que las estimaciones con el Modelo del Error Espacial son las únicas válidas.

#### **4.5. Análisis de robustez**

Con el objetivo de contrastar la robustez de los resultados obtenidos, se ha repetido la estimación del modelo especificado considerando tres nuevas matrices de pesos espaciales. Dichas matrices se han creado dando distintos valores a la banda o umbral de distancia. La banda constituye la distancia máxima permitida para la interacción entre dos países. Las unidades geográficas que se encuentran a mayor distancia que la banda se ignoran en el análisis de una determinada unidad.

Las matrices se han formado tomando como bandas el primer cuartil, la mediana y el tercer cuartil de distancias entre unidades geográficas. Los resultados obtenidos con las tres matrices se presentan a continuación. La tabla 4 incluye los resultados obtenidos en la estimación del modelo del Error Espacial y del modelo del Retardo Espacial.

Tal y como ocurría en la especificación inicial de la matriz de pesos espaciales, el modelo del Error Espacial es el más apropiado para la estimación del modelo, dados los datos que se disponen. La mayor significatividad del parámetro autorregresivo espacial ( $\lambda$ ) justifica la presencia de autocorrelación residual en la variable Estabilidad política y ausencia de terrorismo.

Podemos ver que las variables de apertura comercial, diversidad orográfica y antigua colonia continúan siendo no significativas. Por su parte, las variables que resultan significativas en el análisis inicial, lo siguen siendo con la nueva especificación de las matrices. Estas variables preservan el signo que se había obtenido anteriormente.

Tabla 5: Análisis de robustez: Matrices de pesos espaciales alternativas

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<b>Error</b>	<b>Retardo</b>	<b>Error</b>	<b>Retardo</b>	<b>Error</b>	<b>Retardo</b>
	<b>Espacial</b>	<b>Espacial</b>	<b>Espacial</b>	<b>Espacial</b>	<b>Espacial</b>	<b>Espacial</b>
	<b>(MV)</b>	<b>(MV)</b>	<b>(MV)</b>	<b>(MV)</b>	<b>(MV)</b>	<b>(MV)</b>
	<b>W(1)</b>	<b>W(1)</b>	<b>W(2)</b>	<b>W(2)</b>	<b>W(3)</b>	<b>W(3)</b>
<b>Variable</b>	<b>Estabilidad</b>	<b>Estabilidad</b>	<b>Estabilidad</b>	<b>Estabilidad</b>	<b>Estabilidad</b>	<b>Estabilidad</b>
<b>dependiente</b>	<b>política</b>	<b>política</b>	<b>política</b>	<b>política</b>	<b>política</b>	<b>política</b>
<b>PIB pc (log)</b>	0.2904 *** (0.0920)	0.1805 ** (0.0835)	0.2689 *** (0.0964)	0.1843 ** (0.0833)	0.2252 ** (0.0924)	0.1851 ** (0.0826)
<b>Apertura</b>	0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	0.0000 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	-0.0000 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)
<b>Comercial</b>						
<b>Población</b>	-0.2004 *** (0.0305)	-0.2034 *** (0.0257)	-1.999 *** (0.0313)	-0.2046 *** (0.0262)	-0.2216 *** (0.0250)	-0.2057 *** (0.0253)
<b>(log)</b>						
<b>Colonia</b>	-0.3232 (0.1980)	-0.1238 (0.1087)	-0.2283 (0.1698)	-0.1377 (0.1100)	-0.2565 (0.1649)	-0.1268 (0.1086)
<b>Democracia</b>	0.1417 (0.0093)	0.2570 *** (0.0090)	0.0245 ** (0.0096)	0.02754 *** (0.0087)	0.0263 *** (0.0089)	0.0277 *** (0.0087)
<b>Fraccionaliz.</b>	-0.5310 ** (0.2588)	-0.6160 ** (0.2479)	-0.5888 ** (0.2985)	-0.6870 *** (0.2530)	-0.6409 ** (0.2630)	-0.6997 *** (0.2566)
<b>étnica</b>						
<b>Diversidad</b>	-0.0189 (0.0495)	-0.0539 (0.0508)	-0.0353 (0.0542)	-0.0569 (0.0513)	-0.0538 (0.0505)	-0.0597 (0.0508)
<b>Orográfica</b>						
<b>Constante</b>	0.9808 (0.8364)	1.8784 ** (0.8811)	1.0895 (0.9391)	1.9151 ** (0.8922)	1.9113 ** (0.9396)	1.9300 ** (0.8955)
<b><math>\lambda</math></b>	0.8649 *** (0.1334)		0.7787 *** (0.2799)		0.7993 *** (0.19017)	
<b><math>\rho</math></b>		0.3496 ** (0.1619)		0.4020 * (0.2056)		0.4722 ** (0.2247)
<b>Observaciones</b>	169	169	169	169	169	169

W(1) es la matriz de banda igual al primer cuartil, W(2) es la matriz con la banda igual a la mediana W(3) es matriz con banda igual al tercer cuartil de distancias.

En paréntesis errores estándar robustos  
Significación: \*\*\* p<0,01; \*\* p<0,05; \* p<0,1

Es apreciable, que a medida que aumenta el tamaño de la banda especificado para la matriz, convergemos a los resultados obtenidos en nuestra primera estimación, donde la banda de la matriz era la mayor posible. Esto es indicativo de que, en términos generales, aunque la especificación de distintas bandas para la matriz de pesos espaciales no altera los resultados de significatividad, si se altera ligeramente el tamaño de los coeficientes.

Podemos observar también, que existe una relación positiva entre el tamaño de la banda de la matriz y el tamaño del coeficiente de la variable de fraccionalización étnica y el coeficiente del indicador del nivel de democracia. Esto es, a medida que permitimos interacción entre unidades más lejanas en el espacio, observamos una mayor magnitud del efecto que tienen estas variables sobre la estabilidad política (esto se produce en ambos modelos).

## **5. CONCLUSIÓN**

En este estudio hemos buscado considerar las particularidades que presentan los datos georreferenciados, particularidades que se manifiestan en la aparición de los denominados efectos espaciales. La omisión de dichos efectos implica que la estimación tradicional por Mínimos Cuadrado Ordinarios no sea óptima. A pesar de esto, en la literatura se tiende a ignorar la existencia de dichos efectos, aún cuando sus implicaciones desde un punto de vista econométrico son potencialmente muy relevantes.

Para contrastar la conveniencia de la utilización de las técnicas de la Econometría Espacial, se ha planteado un tema ampliamente debatido: los determinantes de la inestabilidad política en los países. La particularidad de este estudio es que considera la interrelación entre países y, por tanto, la posibilidad de que la inestabilidad no surja de forma aleatoria en los países, sino que pueda depender de lo que ocurre en otros países simultáneamente.

Tanto con los contrastes tradicionales de detección de dependencia espacial (I de Moran y c de Geary), como con la propia representación gráfica del Índice de Moran local, se ha probado la existencia de dicho fenómeno. A continuación, se ha llevado a cabo la estimación a través del Modelo del Error Espacial y el Modelo del Retardo Espacial. Sin embargo, el modelo más apropiado para nuestros propósitos es el primero de ellos.



Las estimaciones econométricas muestran que a mayor PIB per cápita y mayor nivel de democratización del país, mayor es la estabilidad política. Sin embargo, la fraccionalización étnica y el tamaño de la población contribuyen negativamente a este fenómeno. Estos resultados son consistentes a los encontrados en la literatura y nos llevan a pensar que el modelo planteado está bien especificado y los resultados son válidos.

Sin embargo, aún con resultados consistentes con lo encontrado por otros autores, se ha querido contrastar la robustez de los mismos. Con el objetivo de analizar si los resultados obtenidos en el análisis econométrico, eran debidos a la especificación que se ha hecho inicialmente de la matriz de pesos espaciales, se han especificado tres matrices alternativas. Los resultados de este análisis, lejos de contradecir lo encontrado en un inicio, ponen de manifiesto que la especificación de la matriz de pesos espaciales es correcta y que no condiciona los resultados obtenidos.

Este análisis de robustez concluye un estudio en el que se ha querido poner el foco de atención en comprender las particularidades y características de los datos de carácter espacial. Un énfasis que no es incompatible con las técnicas econométricas que se han utilizado tradicionalmente, sino que las complementa y enriquece.

## **6. BIBLIOGRAFÍA**

Alesina, A., Devleeschauwer, A., Easterly, E., Kurlat, S. y Wacziarg, R. (2003): Fractionalization, *Journal of Economic Growth* 8, 155-94.

Anselin, L. (1988): Lagrange Multiplier Test Diagnostic for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity, *Geographical Analysis* 20, 1-17.

Anselin, L. (1988): *Spatial econometrics: methods and models*. Kluwer Academic Publishers, Boston.

Anselin, L. y Rey, S.J. (1991): Properties of tests for spatial dependence in linear regression models, *Geographical Analysis* 23, 112–131.

- Cliff, A.D. y Ord, J.K. (1972): Testing for Spatial Autocorrelation Among Regression Residuals, *Geographical Analysis* 4, 267-84.
- Cliff, A.D. y Ord, J.K. (1973): *Spatial autocorrelation*. Pion, London
- Cliff, A.D. and Ord, J.K. (1981): *Spatial processes: Models and applications*. Pion Limited, London.
- Collier, P. y Hoeffler, A. (2004). Greed and Grievance in Civil War, *Oxford Economic Papers* 56, 563-595.
- Fearon, J.D. y Laitin, D. (2003): Ethnicity, Insurgency, and Civil War, *American Political Science Review* 97, 75-90.
- Geary, R. (1954): The contiguity ratio and statistical mapping. *The Incorporated Statistician* 5, 115-145.
- Kaufmann, D., Kraay, A. y Zoido-Lobaton, P. (1999): Governance matters. World Bank Policy Research Working Paper 2196, World Bank.
- Langbein, L. y Knack, S. (2010): The worldwide governance indicators: Six, one or none? *Journal of Development Studies* 46, 350-370.
- Moran, P. A. P. (1950): Notes on Continuous Stochastic Phenomena, *Biometrika* 37, 17-23.
- Moreno, R. y Vayá, E. (2000): *Técnicas econométricas para el tratamiento de datos espaciales: La econometría espacial*. Edicions Universitat de Barcelona, Barcelona.
- Nunn, N. y Puga, D. (2012): Ruggedness: The Blessing of Bad Geography in Africa, *Review of Economics and Statistics* 94, 20-36
- Ord, J.K. (1975): Estimation methods for models of spatial interaction. *Journal of the American Statistical Association* 70, 120-6.
- Paelink, J. y Klaassen, L. (1979): *Spatial Econometrics*. Farnborough, Saxon House.

## APÉNDICE

### A.1. Derivación de los estimadores de Máxima Verosimilitud

Podemos definir el modelo de estimación más general, que no incluye ningún componente espacial, como sigue:

$$y = X\beta + v$$
$$v \sim N(0, \sigma^2 I)$$

siendo,  $y$  la variable dependiente,  $X$  el vector de variables exógenas,  $\beta$  el vector de coeficientes a estimar y  $v$  el término de perturbación.

Cuando es la variable endógena la que presenta autocorrelación espacial, planteamos el Modelo del Retardo Espacial (o Modelo Autorregresivo Espacial), definido como sigue:

$$y = \rho W y + X\beta + e$$
$$e \sim N(0, \sigma^2 I)$$

siendo  $\rho$  el parámetro autorregresivo, que mide la intensidad de las interrelaciones espaciales en el término de error. Reordenando podemos obtener la siguiente expresión:

$$y - \rho W y = X\beta + e$$
$$(1 - \rho W)y = X\beta + e$$
$$y = (1 - \rho W)^{-1} X\beta + (1 - \rho W)^{-1} e$$

La estimación de este modelo por Mínimos Cuadrados Ordinarios no es válida por tres razones<sup>8</sup>; la primera es que la varianza del error no es homocedástica, la segunda es que el modelo no es lineal en los parámetros, y la tercera es que, la introducción del retardo espacial provoca estimaciones sesgadas e inconsistentes. Tal y como podemos observar,  $W y$  contiene  $W(1 - \rho W)^{-1} e$ , es decir  $W y$  depende del término de error  $e$ . Esto incumple el supuesto de media condicional, que asume que las variables exógenas son independientes del término de error. Esto provoca que las estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios sean sesgadas e inconsistentes.

---

<sup>8</sup> Hay que añadir a estos problemas que puede que la matriz  $(1 - \rho W)$  no sea invertible.

Por otra parte, cuando la dependencia espacial se presenta en el término de error, es al término de perturbación al que se le aplicará el operador de retardo espacial (Cliff y Ord, 1981). El Modelo del Error Espacial queda definido como sigue:

$$\begin{aligned}y &= X\beta + e \\e &= \lambda W\varepsilon + v \\v &\sim N(0, \sigma^2 I)\end{aligned}$$

siendo  $W$  la matriz de pesos espaciales y  $\lambda$  el parámetro de medias móviles que mide la intensidad de las relaciones entre unidades espaciales. Reordenando el modelo obtenemos:

$$\begin{aligned}e - \lambda W e &= v \\(1 - \lambda W)e &= v \\e &= (1 - \lambda W)^{-1}v\end{aligned}$$

esto nos permite plantear el modelo como

$$y = X\beta + (1 - \lambda W)^{-1}v$$

En este caso, nos encontramos, de nuevo, ante un problema de heteroscedasticidad y no linealidad en los parámetros. La estimación por MCO será insesgada, pero ineficiente debido a que la matriz de varianzas y covarianzas no es esférica (Cliff y Ord, 1981).

Dado que la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios no es adecuada en ninguno de los dos modelos, ambos se estimarán por Máxima Verosimilitud.

#### *A.1.1. Estimación por Máxima Verosimilitud del Modelo del Retardo Espacial*

La obtención de los estimadores de Máxima Verosimilitud se lleva a cabo maximizando la función de verosimilitud que se va a definir a continuación.

Previamente, hemos definido el Modelo del Retardo Espacial como sigue:

$$\begin{aligned}y &= \rho W y + X\beta + e \\e &\sim N(0, \sigma^2 I)\end{aligned}$$

Fácilmente, podemos redefinirlo como,

$$y = (I - \rho W)^{-1} X\beta + (I - \rho W)^{-1} e$$

Para obtener la función de verosimilitud, asumimos que el vector del término de error tiene una distribución normal multivariante:  $e \sim MVN(0, \sigma^2 I)$ . Este supuesto nos permite derivar la función de Máxima Verosimilitud.

En el caso más general, esta se define como sigue:

$$\ln L = -\left(\frac{n}{2}\right) \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln|\Sigma| - \frac{1}{2} e' \Sigma^{-1} e$$

Sin embargo, en el Modelo del Retardo Espacial es algo más compleja.

El supuesto realizado asume una distribución para el término de error. No obstante, necesitamos construir la función de Máxima verosimilitud para la variable dependiente. Para ello realizamos la siguiente transformación  $e = f(y)$ :

$$e = (1 - \rho W)y - X\beta$$

de modo que establecemos “e” como una función de la variable dependiente.

En este punto, y basándonos en el Jacobiano<sup>9</sup> de la transformación que establece:  $\frac{\partial f(y)}{\partial y} =$

$[1 - \rho W]$ , podemos definir la función de Máxima Verosimilitud<sup>10</sup>:

$$\ln L^* = -\left(\frac{n}{2}\right) \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln \sigma^2 + \ln|I - \rho W| - \frac{1}{2\sigma^2} (e'e)$$

$$\ln L^* = -\left(\frac{n}{2}\right) \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln \sigma^2 + \ln|I - \rho W| - \frac{1}{2\sigma^2} ((1 - \rho W)y - X\beta)'(1 - \rho W)y - X\beta)$$

Derivando esta función con respecto a  $\beta$  y definiendo  $A = (I - \rho W)$  obtenemos:

---

<sup>9</sup> El Jacobiano es el determinante de la matriz Jacobiana, siendo esta una matriz formada por las derivadas parciales de una función.

<sup>10</sup> En el caso general donde  $e = y - X\beta$ , tenemos que  $\frac{\partial f(y)}{\partial y} = 1$  y  $\ln 1 = 0$

$$\begin{aligned}
X'(Ay - Xb_{ML}) &= 0 \\
X'Ay &= X'Xb_{MV} \\
b_{ML} &= (X'X)^{-1}X'Ay \\
b_{ML} &= (X'X)^{-1}X'y - \rho(X'X)^{-1}X'Wy
\end{aligned}$$

definiendo  $b_0 = (X'X)^{-1}X'y$  y  $b_L = (X'X)^{-1}X'Wy$  obtenemos:

$$b_{ML} = b_0 - \rho b_L$$

siendo  $b_0$  el estimador de MCO de la regresión de  $y$  sobre  $X$  y  $b_{ML}$  el estimador de MCO de  $Wy$  sobre  $X$ . Una vez conocemos  $b_0$  y  $b_L$ , podemos establecer dos relaciones sobre los residuos de dichas estimaciones:

$$\begin{aligned}
e_0 &= y - Xb_0 \\
e_L &= Wy - Xb_L
\end{aligned}$$

De forma similar podemos obtener:

$$\sigma_{MV}^2 = \frac{1}{n}(e_0 - \rho e_L)'(e_0 - \rho e_L)$$

Llevando  $b_{ML}$  y  $\sigma_{ML}^2$  a la función de Máxima Verosimilitud obtenemos la función de Máxima Verosimilitud concentrada, que queda definida como:

$$\ln L^* = -\left(\frac{n}{2}\right) \left[ (e_0 - \rho e_L)'(e_0 - \rho e_L) \frac{1}{n} \right] + \ln |I - \rho W|$$

De esta forma, tenemos definida la función de Máxima Verosimilitud dependiendo únicamente de  $\rho$ . Maximizando la función con respecto de  $\rho$  obtenemos  $b_{MV}$  y  $\sigma_{MV}^2$ . Regresando  $y$  sobre  $X$  obtenemos  $b_0$ ; de igual forma regresando  $Wy$  sobre  $X$  obtenemos  $b_L$ . Con  $b_0$  y  $b_L$  se obtienen  $e_0$  y  $e_L$ , que sustituyendo en la función nos permiten derivar  $\hat{\rho}$ . Finalmente conociendo  $\hat{\rho}$ , podemos obtener el valor de  $b_{MV}$  y  $\sigma_{MV}^2$ .

#### *A.1.2. Estimación por Máxima Verosimilitud del Modelo del Error Espacial*

De forma similar podemos derivar los estimadores de Máxima Verosimilitud para el Modelo del Error Espacial. El modelo se define como:

$$\begin{aligned}
y &= X\beta + e \\
e &= \lambda W e + v \\
v &\sim N(0, \sigma^2 I)
\end{aligned}$$

De nuevo, en este modelo necesitamos asumir normalidad para el término de error. Redefiniendo el término de perturbación como se presenta a continuación

$$e = (I - \lambda W)^{-1} v$$

nos encontramos una matriz de varianzas y covarianzas no esférica<sup>11</sup> definida como

$$\Sigma = \sigma^2 [(I - \lambda W)'(I - \lambda W)]^{-1}$$

Se trata de un modelo que presenta heterocedasticidad en los residuos, independientemente de si  $v$  (error idiosincrático) presenta heterocedasticidad.

Al igual que en el caso del Modelo del Retardo Espacial, considerando el Jacobiano  $|I - \rho W|$  y asumiendo  $e \sim MVN(0, \sigma^2 I)$ , construimos la función de Máxima Verosimilitud

$$\ln L = -\left(\frac{n}{2}\right) \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln \sigma^2 + \ln |I - \lambda W| - \frac{1}{2\sigma^2} (e_L' e_L)$$

$e_L$  se pueden derivar de la especificación del modelo. Si definimos  $X_L = (I - \lambda W)X$  y  $y_L = (I - \lambda W)y$ , entonces

$$\begin{aligned}
e_L &= y_L - X_L \beta \\
e_L &= (I - \lambda W)y - (I - \lambda W)X\beta \\
e_L &= (I - \lambda W)(y - X\beta)
\end{aligned}$$

La derivación con respecto de  $\beta$  de la función de Máxima Verosimilitud se presenta a continuación,

$$\begin{aligned}
X'(I - \lambda W)(y - Xb_{MV}) &= 0 \\
X'(I - \lambda W)y - X'(I - \lambda W)Xb_{MV} &= 0 \\
X'(I - \lambda W)y &= X'(I - \lambda W)Xb_{MV}
\end{aligned}$$

---

<sup>11</sup> Que la matriz de varianzas y covarianzas sea no esférica quiere decir que los elementos que se encuentran fuera de la diagonal son distintos de cero.

$$X'y_L = X'X_L b_{MV}$$

$$(X'X_L)^{-1}X'y_L = b_{MV}$$

Podemos ver que se trata del estimador tradicional de Mínimos Cuadrados Ordinarios aplicado a las variables “filtradas” que hemos definido. Por otra parte, es posible obtener el estimador de  $\sigma^2$  como sigue:

$$\sigma^2_{MV} = (e - \lambda W)'(e - \lambda W)$$

Debemos tener en cuenta que  $\lambda$  no tiene una solución analítica. Sin embargo, una vez tenemos  $\lambda$  podemos obtener la función de Máxima Verosimilitud concentrada, sustituyendo  $b_{ML}$  y  $\sigma^2_{ML}$  en:

$$\ln L^* = -\left(\frac{n}{2}\right) \ln \left(\frac{u'u}{n}\right) + \ln |I - \lambda W|$$

siendo  $u = y - Xb_{MV}$ .

Se trata de una función no lineal que sólo depende de  $\lambda$ . Como  $b_{MV}$  depende de  $\lambda$ , Anselin (1988) sugiere el siguiente procedimiento; en primer lugar, estimar  $u = y - Xb_{OLS}$ , incluyendo  $u$  en la función de Máxima Verosimilitud concentrada podemos obtener  $\hat{\lambda}$  y finalmente, obtener  $\sigma^2_{MV}$  y  $b_{MV}$ .



## A.2. Índice de Moran Local

PAIS	Ii	E(Ii)	Sd(Ii)	Z	P-valor
AFGANISTÁN	0,739	-0,006	0,082	9,127	0,000
ALBANIA	0,025	-0,006	0,125	0,251	0,401
ALEMANIA	0,429	-0,006	0,096	4,529	0,000
ANGOLA	0,059	-0,006	0,063	1,025	0,153
ANTIGUA Y BARBUDA	0,315	-0,006	0,130	2,463	0,007
ARABIA SAUDITA	0,079	-0,006	0,072	1,182	0,119
ARGELIA	0,064	-0,006	0,054	1,316	0,094
ARGENTINA	0,011	-0,006	0,090	0,185	0,427
ARMENIA	-0,002	-0,006	0,117	0,037	0,485
AUSTRALIA	-0,038	-0,006	0,047	-0,685	0,247
AUSTRIA	0,594	-0,006	0,127	4,728	0,000
AZERBAIYÁN	0,094	-0,006	0,102	0,988	0,162
BAHAMAS	0,122	-0,006	0,123	1,042	0,149
BAHRÉIN	-0,096	-0,006	0,193	-0,469	0,319
BANGLADESH	0,179	-0,006	0,109	1,686	0,046
BARBADOS	0,570	-0,006	0,203	2,833	0,002
BÉLGICA	0,499	-0,006	0,145	3,478	0,000
BELICE	-0,006	-0,006	0,178	0,001	0,500
BENÍN	-0,084	-0,006	0,128	-0,612	0,270
BIELORRUSIA	0,019	-0,006	0,089	0,283	0,389
BOLIVIA	-0,008	-0,006	0,074	-0,033	0,487
BOSNIA Y HERZEGOVINA	-0,120	-0,006	0,128	-0,896	0,185

<b>BOTSUANA</b>	-0,191	-0,006	0,085	-2,184	0,014
<b>BRASIL</b>	-0,003	-0,006	0,064	0,040	0,484
<b>BULGARIA</b>	0,022	-0,006	0,098	0,286	0,387
<b>BURKINA FASO</b>	0,139	-0,006	0,093	1,560	0,059
<b>BURUNDI</b>	0,388	-0,006	0,156	2,523	0,006
<b>BUTÁN</b>	-0,396	-0,006	0,109	-3,582	0,000
<b>CABO VERDE</b>	-0,065	-0,006	0,060	-0,982	0,163
<b>CAMBOYA</b>	0,007	-0,006	0,127	0,101	0,460
<b>CAMERÚN</b>	0,207	-0,006	0,079	2,700	0,003
<b>CANADÁ</b>	0,089	-0,006	0,044	2,177	0,015
<b>CHAD</b>	0,341	-0,006	0,054	6,406	0,000
<b>CHILE</b>	0,015	-0,006	0,085	0,245	0,403
<b>CHINA</b>	0,056	-0,006	0,067	0,932	0,176
<b>CHIPRE</b>	-0,215	-0,006	0,094	-2,219	0,013
<b>COLOMBIA</b>	-0,104	-0,006	0,093	-1,047	0,147
<b>COMORAS</b>	0,029	-0,006	0,070	0,492	0,311
<b>CONGO, REPÚBLICA DE</b>	0,096	-0,006	0,088	1,153	0,124
<b>CONGO, REPÚBLICA DEMOCRÁTICA DE</b>	0,578	-0,006	0,073	7,973	0,000
<b>COREA, REPÚBLICA DE</b>	-0,015	-0,006	0,067	-0,131	0,448
<b>COSTA RICA</b>	0,013	-0,006	0,144	0,131	0,448
<b>CÔTE D'IVOIRE</b>	0,207	-0,006	0,098	2,166	0,015
<b>CROACIA</b>	0,226	-0,006	0,132	1,765	0,039
<b>CUBA</b>	0,083	-0,006	0,133	0,670	0,251
<b>DINAMARCA</b>	0,418	-0,006	0,084	5,041	0,000

<b>ECUADOR</b>	-0,004	-0,006	0,089	0,025	0,490
<b>EGIPTO, REPÚBLICA ÁRABE DE</b>	0,316	-0,006	0,059	5,468	0,000
<b>EL SALVADOR</b>	-0,002	-0,006	0,183	0,019	0,492
<b>EMIRATOS ÁRABES UNIDOS</b>	-0,181	-0,006	0,103	-1,699	0,045
<b>ERITREA</b>	0,215	-0,006	0,055	4,025	0,000
<b>ESLOVENIA</b>	0,437	-0,006	0,132	3,364	0,000
<b>ESPAÑA</b>	0,034	-0,006	0,069	0,580	0,281
<b>ESTADOS UNIDOS</b>	0,057	-0,006	0,052	1,199	0,115
<b>ESTONIA</b>	0,224	-0,006	0,124	1,849	0,032
<b>EX REPÚBLICA YUGOSLAVA DE MACEDONIA</b>	-0,026	-0,006	0,129	-0,154	0,439
<b>FEDERACIÓN DE RUSIA</b>	0,077	-0,006	0,045	1,835	0,033
<b>FIJI</b>	0,057	-0,006	0,131	0,481	0,315
<b>FILIPINAS</b>	0,046	-0,006	0,068	0,758	0,224
<b>FINLANDIA</b>	0,282	-0,006	0,075	3,853	0,000
<b>FRANCIA</b>	0,184	-0,006	0,086	2,220	0,013
<b>GABÓN</b>	-0,102	-0,006	0,106	-0,902	0,183
<b>GAMBIA</b>	-0,015	-0,006	0,193	-0,047	0,481
<b>GEORGIA</b>	0,067	-0,006	0,104	0,700	0,242
<b>GHANA</b>	-0,039	-0,006	0,119	-0,279	0,390
<b>GRANADA</b>	0,325	-0,006	0,227	1,461	0,072
<b>GRECIA</b>	-0,004	-0,006	0,096	0,024	0,490
<b>GUATEMALA</b>	-0,056	-0,006	0,188	-0,266	0,395
<b>GUINEA</b>	0,174	-0,006	0,129	1,398	0,081

<b>GUINEA ECUATORIAL</b>	-0,019	-0,006	0,101	-0,128	0,449
<b>GUINEA-BISSAU</b>	0,080	-0,006	0,164	0,526	0,299
<b>GUYANA</b>	-0,040	-0,006	0,120	-0,283	0,389
<b>HAITÍ</b>	-0,144	-0,006	0,150	-0,920	0,179
<b>HONDURAS</b>	-0,030	-0,006	0,180	-0,135	0,446
<b>HUNGRÍA</b>	0,290	-0,006	0,127	2,334	0,010
<b>INDIA</b>	0,281	-0,006	0,070	4,083	0,000
<b>INDONESIA</b>	0,020	-0,006	0,074	0,356	0,361
<b>IRÁN, REPÚBLICA ISLÁMICA DEL</b>	0,222	-0,006	0,074	3,092	0,001
<b>IRAQ</b>	0,391	-0,006	0,076	5,202	0,000
<b>IRLANDA</b>	0,228	-0,006	0,069	3,376	0,000
<b>ISLANDIA</b>	0,189	-0,006	0,042	4,689	0,000
<b>ISLAS SALOMÓN</b>	0,045	-0,006	0,097	0,526	0,300
<b>ISRAEL</b>	0,296	-0,006	0,122	2,471	0,007
<b>ITALIA</b>	0,166	-0,006	0,087	1,966	0,025
<b>JAMAICA</b>	0,023	-0,006	0,125	0,228	0,410
<b>JAPÓN</b>	-0,077	-0,006	0,067	-1,061	0,144
<b>JORDANIA</b>	0,170	-0,006	0,121	1,456	0,073
<b>KAZAJSTÁN</b>	0,031	-0,006	0,067	0,551	0,291
<b>KENIA</b>	0,330	-0,006	0,071	4,717	0,000
<b>KIRGUISTÁN</b>	0,241	-0,006	0,084	2,942	0,002
<b>KIRIBATI</b>	0,046	-0,006	0,063	0,834	0,202
<b>KUWAIT</b>	-0,067	-0,006	0,086	-0,710	0,239
<b>LETONIA</b>	0,193	-0,006	0,140	1,418	0,078

<b>LÍBANO</b>	0,334	-0,006	0,111	3,065	0,001
<b>LIBERIA</b>	0,102	-0,006	0,108	1,008	0,157
<b>LIBIA</b>	0,193	-0,006	0,052	3,835	0,000
<b>LITUANIA</b>	0,251	-0,006	0,122	2,107	0,018
<b>LUXEMBURGO</b>	0,694	-0,006	0,135	5,177	0,000
<b>MADAGASCAR</b>	0,063	-0,006	0,067	1,039	0,149
<b>MALASIA</b>	-0,013	-0,006	0,094	-0,078	0,469
<b>MALAWI</b>	-0,010	-0,006	0,092	-0,044	0,483
<b>MALÍ</b>	0,255	-0,006	0,072	3,604	0,000
<b>MALTA</b>	0,019	-0,006	0,070	0,351	0,363
<b>MARRUECOS</b>	-0,001	-0,006	0,058	0,080	0,468
<b>MAURICIO</b>	-0,166	-0,006	0,051	-3,118	0,001
<b>MAURITANIA</b>	0,107	-0,006	0,069	1,626	0,052
<b>MÉXICO</b>	-0,061	-0,006	0,073	-0,755	0,225
<b>MONGOLIA</b>	-0,122	-0,006	0,061	-1,897	0,029
<b>MONTENEGRO</b>	0,095	-0,006	0,116	0,870	0,192
<b>MOZAMBIQUE</b>	0,002	-0,006	0,093	0,091	0,464
<b>MYANMAR</b>	0,181	-0,006	0,094	1,989	0,023
<b>NAMIBIA</b>	-0,125	-0,006	0,071	-1,692	0,045
<b>NEPAL</b>	0,252	-0,006	0,083	3,114	0,001
<b>NICARAGUA</b>	-0,008	-0,006	0,166	-0,010	0,496
<b>NÍGER</b>	0,245	-0,006	0,057	4,416	0,000
<b>NIGERIA</b>	0,446	-0,006	0,074	6,099	0,000
<b>NORUEGA</b>	0,453	-0,006	0,092	4,963	0,000

<b>NUEVA ZELANDIA</b>	0,015	-0,006	0,052	0,405	0,343
<b>OMÁN</b>	-0,121	-0,006	0,084	-1,380	0,084
<b>PAÍSES BAJOS</b>	0,570	-0,006	0,130	4,423	0,000
<b>PAKISTÁN</b>	0,784	-0,006	0,076	10,350	0,000
<b>PANAMÁ</b>	0,012	-0,006	0,114	0,156	0,438
<b>PARAGUAY</b>	-0,020	-0,006	0,076	-0,191	0,424
<b>PERÚ</b>	-0,021	-0,006	0,077	-0,199	0,421
<b>POLONIA</b>	0,368	-0,006	0,094	3,962	0,000
<b>PORTUGAL</b>	0,070	-0,006	0,068	1,120	0,131
<b>QATAR</b>	-0,455	-0,006	0,195	-2,308	0,011
<b>REINO UNIDO</b>	0,170	-0,006	0,075	2,333	0,010
<b>REPÚBLICA CENTROAFRICANA</b>	0,636	-0,006	0,062	10,310	0,000
<b>REPÚBLICA CHECA</b>	0,489	-0,006	0,108	4,592	0,000
<b>REPÚBLICA DE MOLDAVIA</b>	-0,001	-0,006	0,092	0,049	0,480
<b>REPÚBLICA DEMOCRÁTICA POPULAR LAO</b>	-0,059	-0,006	0,140	-0,383	0,351
<b>REPÚBLICA DOMINICA</b>	0,021	-0,006	0,145	0,187	0,426
<b>REPÚBLICA ESLOVACA</b>	0,400	-0,006	0,125	3,254	0,001
<b>RUANDA</b>	0,026	-0,006	0,156	0,203	0,419
<b>RUMANÍA</b>	0,034	-0,006	0,099	0,404	0,343
<b>SAN VICENTE Y LAS</b>	0,560	-0,006	0,275	2,057	0,020
<b>SANTA LUCÍA</b>	0,562	-0,006	0,269	2,112	0,017
<b>SENEGAL</b>	0,011	-0,006	0,174	0,095	0,462
<b>SERBIA</b>	0,012	-0,006	0,116	0,159	0,437
<b>SEYCHELLES</b>	-0,176	-0,006	0,054	-3,152	0,001

<b>SIERRA LEONA</b>	0,018	-0,006	0,133	0,181	0,428
<b>SINGAPUR</b>	-0,206	-0,006	0,086	-2,335	0,010
<b>SRI LANKA</b>	0,071	-0,006	0,049	1,571	0,058
<b>SUAZILANDIA</b>	0,040	-0,006	0,080	0,569	0,285
<b>SUDÁFRICA</b>	-0,003	-0,006	0,079	0,031	0,488
<b>SUDÁN</b>	0,552	-0,006	0,052	10,720	0,000
<b>SUDÁN DEL SUR</b>	0,445	-0,006	0,052	8,669	0,000
<b>SUECIA</b>	0,429	-0,006	0,092	4,711	0,000
<b>SUIZA</b>	0,545	-0,006	0,094	5,852	0,000
<b>SURINAM</b>	0,032	-0,006	0,115	0,331	0,370
<b>TAILANDIA</b>	0,101	-0,006	0,124	0,861	0,195
<b>TANZANIA</b>	0,042	-0,006	0,082	0,580	0,281
<b>TAYIKISTÁN</b>	0,312	-0,006	0,089	3,587	0,000
<b>TOGO</b>	0,033	-0,006	0,140	0,278	0,390
<b>TONGA</b>	0,026	-0,006	0,029	1,101	0,135
<b>TRINIDAD Y TOBAGO</b>	0,105	-0,006	0,177	0,626	0,266
<b>TÚNEZ</b>	-0,043	-0,006	0,064	-0,573	0,283
<b>TURKMENISTÁN</b>	-0,069	-0,006	0,077	-0,811	0,209
<b>TURQUÍA</b>	0,136	-0,006	0,077	1,845	0,033
<b>UCRANIA</b>	-0,073	-0,006	0,084	-0,794	0,214
<b>UGANDA</b>	0,289	-0,006	0,086	3,440	0,000
<b>URUGUAY</b>	-0,010	-0,006	0,073	-0,060	0,476
<b>UZBEKISTÁN</b>	0,103	-0,006	0,082	1,327	0,092
<b>VANUATU</b>	0,084	-0,006	0,130	0,690	0,245

<b>VENEZUELA</b>	-0,159	-0,006	0,105	-1,461	0,072
<b>VIETNAM</b>	-0,033	-0,006	0,143	-0,189	0,425
<b>ZAMBIA</b>	-0,105	-0,006	0,082	-1,217	0,112
<b>ZIMBABUE</b>	0,070	-0,006	0,090	0,839	0,201



### **A.3. Descripción de los regresores**

#### *PIB per cápita*

Logaritmo natural de la población total de los distintos países. Fuente: World Development Indicators (Banco Mundial).

#### *Apertura comercial*

Esta variable recoge el valor del comercio (exportaciones e importaciones) sobre el total del PIB para cada país. Fuente: World Development Indicators (Banco Mundial).

#### *Población*

Logaritmo natural de la población total de los distintos países. Fuente: World Development Indicators (Banco Mundial).

#### *Colonia*

Variable dicotómica que toma el valor uno si el país en cuestión fue una antigua colonia de algún país europeo, cero en otro caso. Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Nunn y Puga (2012).

#### *Democracia*

Índice que refleja el nivel de democracia de un país, toma valores de +10 (país muy democrático) a -10 (país muy autocrático). Fuente: Polity IV Project

#### *Fraccionalización étnica*

Índice que captura la probabilidad de que dos individuos de un país pertenezcan a diferentes grupos étnicos. Fuente: Alesina et al. (2003).

#### *Diversidad orográfica*

Índice que mide de la rugosidad del terreno. Fuente: Nunn y Puga (2012).