

MENGENAL EKONOMETRIKA SPASIAL:

SEBUAH KAJIAN LITERATUR

Hilda Masniaritta Pohan

PROGRAM SARJANA EKONOMI PEMBANGUNAN | UNPAR

KATA PENGANTAR

Puji syukur ke hadirat Tuhan YME, karena berkat karunianya saya dapat menyelesaikan laporan penelitian ini. Penelitian yang berjudul “Menenal Ekonometrika Spasial: Sebuah Kajian Literatur” disusun sebagai upaya untuk mengenal sebuah alat estimasi yang sebenarnya sudah umum digunakan dalam kajian ilmu regional, namun belum terlalu dipahami dan dikuasai oleh penulis. Dengan melakukan penelitian ini, diharapkan penulis dapat memperoleh pemahaman yang lebih lengkap tentang Ekonometrika Spasial sehingga dalam waktu dekat dapat memanfaatkannya dalam sebuah penelitian empiri lebih lanjut.

Bandung, Juli 2019

Masniaritta Pohan,
Penulis

ABSTRAK

Regresi adalah alat estimasi yang sampai saat ini paling umum digunakan oleh para peneliti ekonomi guna mengetahui atau menjelaskan keterkaitan antar variabel ekonomi. Guna meminimalkan kesalahan estimasi sehingga hasilnya dapat dipertanggungjawabkan, perlu dipastikan bahwa estimasi tersebut tidak akan bias. Salah satu penyebab bias dalam estimasi adalah tidak dimasukkannya aspek luberan (*spillover*) dari satu wilayah ke wilayah lain saat aspek kewilayahan memainkan peranan dalam menjelaskan dinamika sebuah variabel ekonomi. Penelitian ini adalah sebuah kajian literatur guna memahami lebih dalam tentang ekonometrika spasial. Ditemukan bahwa ada dua jenis model ekonometrika spasial yang umum digunakan, yaitu: *Spatial Error Regression* dan *Spatial Error Regression*. Yang pertama adalah apabila aspek kewilayahan memengaruhi ketepatan estimasi melalui variabel dependen sedangkan yang kedua adalah apabila aspek kewilayahan memengaruhi residu (*error term*) sebuah persamaan estimasi regresi.

DAFTAR ISI

Kata Pengantar	i
Abstrak	ii
Latar Belakang	1
Konsep-konsep Dasar Ekonometrika Spasial	2
Tinjauan Empiri terhadap Ekonometrika Spasial	11
Kesimpulan	26

Latar Belakang

Menurut ilmu geografi, segala sesuatu akan saling memengaruhi. Namun, apa yang terletak berdekatan akan memiliki pengaruh yang lebih kuat daripada yang terletak berjauhan (Tobler, 1979 dalam Irawan, 2017). Karena itulah, kajian tentang korelasi spasial muncul pertama kali dan lebih banyak dibahas dalam studi-studi geografi baru kemudian diadopsi ke dalam berbagai penelitian di disiplin ilmu lain seperti biologi dan sosiologi (Hubert, Golledge & Costanzo, 1981). Dalam sebuah wilayah regional (S) yang terdiri atas sejumlah unit geografis (n), korelasi spasial merujuk pada hubungan antara berbagai variabel dalam n yang dapat diamati dan dikaitkan dengan kedekatan secara geografis untuk sejumlah $n \times (n-1)$ pasang dalam S. Dengan kata lain, perubahan sebuah variabel di sebuah unit geografis (desa, kota, provinsi, dan lain-lain) akan memiliki keterkaitan dengan variabel serupa di daerah-daerah lainnya bergantung pada kedekatan antar daerahnya (Hubert, Golledge & Costanzo, 1981). Banyak hal dalam ilmu sosial yang menunjukkan fenomena klusterisasi secara spasial. Baik yang berkelompok pada sebuah daerah maupun yang berkelompok pada sebuah area/ region, misalnya: kesenjangan, kemiskinan, bahkan tingkat polusi (Ward & Gleditsch, 2007).

Pada tataran praktis, estimasi tentang dampak kewilayahan/spasial dapat dilakukan dengan menggunakan berbagai cara. Yang paling sederhana adalah dengan mengestimasi Indeks Moran's I dan kemudian menguji signifikansinya. Indeks Moran bertanda positif dan signifikan berarti variabel yang bernilai serupa akan terletak berdekatan (*clustered*). Misalnya, kecamatan dengan angka kriminalitas tinggi akan terletak berdekatan dengan kecamatan dengan angka kriminalitas yang tinggi pula. Sebaliknya, Indeks Moran yang bertanda negatif dan signifikan bermakna variabel yang bernilai tinggi justru akan terletak berdekatan dengan yang nilainya rendah. Dalam contoh di atas, kecamatan dengan angka kriminalitas tinggi akan berdekatan dengan yang angka kriminalitasnya rendah.

Dalam perkembangannya, pendekatan ini sering kali dirasa belum cukup karena hanya menguji satu variabel saja tanpa menentukan atau mencoba mengetahui keterkaitan antar variabel. Artinya, Indeks Moran tidak dapat digunakan untuk memperoleh inferensi

tentang hubungan kausalitas antar variabel setelah memperhitungkan aspek spasial/kewilayahan. Guna menyikapi keterbatasan tersebut, berbagai peneliti mencoba menggunakan teknik lain agar dapat mengetahui bagaimana pola korelasi spasial yang sebenarnya terjadi. Secara spesifik, ekonometrika spasial banyak digunakan dalam upaya untuk mengetahui apakah korelasi spasial terjadi antar variabel dependen, variabel independen, atau residualnya. Sejalan dengan hal tersebut, penelitian ini bertujuan untuk mengetahui perbedaan antara ketiganya dan kapan saat yang tepat untuk melakukan estimasi tersebut.

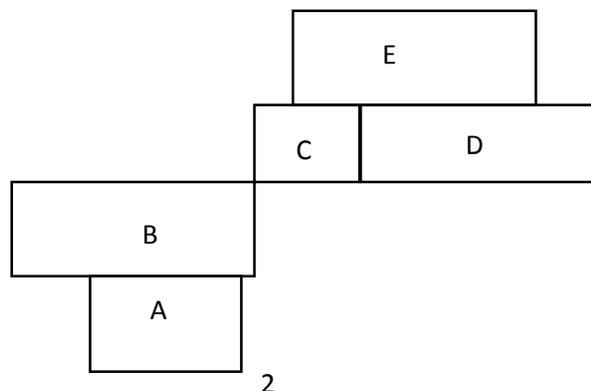
Konsep-konsep Dasar Ekonometrika Spasial

Ekonometrika spasial adalah sebuah teknik estimasi inferensi guna mengetahui hubungan kausalitas antara satu variabel dengan variabel lain setelah memperhitungkan aspek kewilayahan/spasial. Aspek spasial sebuah variabel saja sebenarnya dapat diketahui dengan menggunakan teknik estimasi Indeks Moran yang secara matematis disajikan dalam persamaan berikut:

$$I = \left[\frac{n}{\sum_{i,j} W_{ij}} \right] \frac{\sum_{i,j} W_{i,j} (x_i - \bar{x}) (x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}$$

di mana $\bar{x} = \left[\frac{1}{n} \right] \sum_i x_i$ dan $W_{i,j}$ adalah sebuah matriks bobot berukuran $n \times n$ (n adalah jumlah daerah yang dipertimbangkan karena dianggap bertetangga) sehingga matriks bobot akan selalu berupa matriks bujur sangkar. Untuk sebuah daerah amatan hipotetis seperti yang diilustrasikan pada gambar 1. di bawah ini, maka matriks bobot akan berukuran 5×5 .

Gambar 1. Ilustrasi hubungan spasial



Dalam matriks **W**, diagonal utamanya akan berisi angka 0 (nol) karena sebuah daerah tidak bertetangga dengan dirinya sendiri. Sel-sel lain dalam matriks tersebut diisi oleh berbagai angka yang menjadi cerminan “urgensi” sebuah daerah terhadap daerah yang menjadi amatan. Bobot yang lebih besar diberikan pada daerah-daerah yang dianggap lebih besar pengaruhnya terhadap daerah amatan. Seperti yang disebutkan oleh Ward & Gleditsch (2007), dependensi antar daerah akan berbanding terbalik dengan jarak antar daerah amatan. Dengan kata lain, dengan menghitung indeks Moran dapat dilakukan deteksi awal seberapa mirip nilai sebuah variabel di sebuah daerah dengan tetangganya.

Dalam perhitungan yang paling sederhana pembobotan dilakukan dengan menggunakan hubungan ketetanggaan (*contiguity*), yang terdiri atas: *linear contiguity*, *rook contiguity*, *bishop contiguity*, dan *queen contiguity*. *Linear contiguity* adalah jenis hubungan ketetanggaan yang hanya mempertimbangkan daerah-daerah yang berbatasan langsung di sebelah kiri atau kanan. Untuk ilustrasi yang disajikan ada gambar 1., maka matriks bobot dengan *linear contiguity* berbentuk sebagai berikut:

$$W = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Seperti yang bisa dilihat, diagonal utama matriks bobot berisi angka 0. Sel pada baris 3 kolom 4 dan 3 empat kolom 4 berisi angka 1 sementara sisanya juga berisi 0. Hal ini dilakukan karena hanya daerah ketiga (C) dan daerah keempat (D) yang berbatasan langsung di sebelah kiri dan kanan.

Rook contiguity adalah jenis hubungan ketetanggaan yang hanya mempertimbangkan daerah-daerah yang berbatasan langsung dari berbagai arah. Untuk ilustrasi yang disajikan ada gambar 1., maka matriks bobot dengan *rook contiguity* berbentuk sebagai berikut:

$$W = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

Seperti pada *linear contiguity*, diagonal utama matriks berisi angka 0. Karena daerah A berbatasan vertical dengan daerah B, maka baris 1 kolom dan sebaliknya baris 2 kolom 1 akan berisi angka 1. Karena daerah A tidak berbatasan dengan daerah C, maka baris 1 kolom 3 berisi angka 0; begitu pula untuk daerah D dan E.

Bishop contiguity adalah jenis hubungan ketetanggaan yang hanya mempertimbangkan daerah-daerah yang berbagi sudut. Dalam contoh di atas adalah daerah B dan C sehingga matriks bobotnya akan berbentuk sebagai berikut:

$$W = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Terakhir adalah *queen contiguity*. Jenis ketetanggaan ini mempertimbangkan daerah-daerah yang bertetangga langsung atau berbagi sudut. Dengan kata lain, *queen contiguity* adalah gabungan antara *rook* dan *bishop* (Irawan, 2017). Dalam contoh di atas, maka posisi ketetanggaan yang dicakup dalam *queen contiguity* adalah antara daerah A dengan B, B dengan C, C dengan D, C dengan E, dan D dengan E. Matriks bobotnya akan berbentuk sebagai berikut:

$$W = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

Satu hal yang layak kiranya diperhatikan adalah bahwa matriks bobot akan berupa matriks identik. Hal ini terjadi karena hubungan ketetanggaan terjadi dua arah. Jika daerah A bertetangga dengan daerah B, maka tentunya daerah B akan bertetangga dengan daerah A. Setelah diberi angka 1 dan 0, maka langkah berikutnya adalah menormalisasi

bobot tersebut dengan menormalkannya menurut baris (atau menurut kolom) sehingga tiap baris (atau kolom) akan berjumlah 1. Jadi isi setiap sel adalah rata-rata dari angka normalisasi tersebut. Hal ini dilakukan semata-mata untuk mempermudah interpretasi (Baller et.al, 2011; Elhorst, 2014).

Sebagai contoh, jika penulis menggunakan matriks bobot *queen contiguity* untuk contoh di atas, maka baris pertama akan berjumlah 1 dan nilai rata-ratanya akan 1 pula dan diisikan pada baris 1 kolom 2. Pada baris kedua, karena ada dua kolom yang berisi angka 1 maka artinya setiap sel akan diberi angka $\frac{1}{2}$ dan diisikan pada baris dua kolom 1 dan 3. Pada baris ketiga, kolom 2, 4, dan 5 akan berisi $\frac{1}{3}$ karena ada tiga daerah yang bertetangga langsung dengan daerah C.

$$W = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} & 0 & 0 \\ 0 & \frac{1}{3} & 0 & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \\ 0 & 0 & \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} \\ 0 & 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & 0 \end{bmatrix}$$

Selain menggunakan hubungan ketetanggaan (*contiguity*), matriks pembobot bisa juga disusun dengan mempertimbangkan jarak antar daerah. Jarak biasanya dihitung dari pusat satu daerah ke pusat daerah lainnya. Bobot sebuah daerah akan berbanding terbalik dengan jaraknya. Daerah yang terletak lebih jauh dari daerah amatan akan diberi bobot lebih kecil, sebaliknya daerah yang terletak lebih dekat akan diberi bobot lebih besar. Hal ini masih sejalan dengan apa yang disampaikan oleh Tobler bahwa hal-hal yang terletak berdekatan akan mempunyai pengaruh yang lebih besar.

Tidak seperti kajian dalam ilmu eksakta dimana kedekatan hanya mengacu pada jarak antar daerah, pertimbangan kedekatan dalam ilmu-ilmu sosial seperti ilmu ekonomi sering kali tidak terlalu sederhana. Sebagai contoh, Amerika Serikat berbatasan langsung

dengan Meksiko dan dengan Kanada. Hal ini tentunya tidak berarti bahwa jarak Amerika Serikat ke Kanada sama dengan ke Meksiko. Secara geografis, jarak antara Washington D.C sebagai ibukota Amerika Serikat ibu kota Kanada yaitu Ottawa adalah 700 kilometer; lebih dekat daripada ke Mexico City sebagai ibu kota Meksiko yang berjarak 3.000 kilometer. Mengacu pada penjelasan Ward & Gleditsch (2007) kedekatan dalam menghitung bobot dapat pula menggunakan jarak geografis, panjang perbatasan, bahkan bisa juga mempertimbangkan aksesabilitas. Apabila jarak kota A ke kota B sama dengan jarak kota A ke kota C, intensitas interaksi bisa saja berbeda apabila aksesabilitas antar ketiganya berbeda. Apabila akses kota A ke kota B lebih mudah daripada ke kota C, interaksi dengan kota akan lebih intensif. Artinya, dalam penyusunan matriks bobot kota B haruslah diberi bobot lebih besar daripada kota C meskipun jarak keduanya menuju kota A sama.

Sebagai contoh, berikut ditampilkan tabel yang mengilustrasikan jarak antar pusat kelima daerah yang diilustrasikan pada gambar 1 dan bagaimana matriks bobotnya disusun.

Tabel 1. Ilustrasi Jarak Antar Daerah (kilometer)

	A	B	C	D	E
A	0	60	90	100	120
B	60	0	15	80	95
C	90	15	0	30	50
D	100	80	30	0	85
E	120	95	50	85	0

Dengan data jarak seperti yang ditampilkan seperti pada tabel di atas, maka matriks bobotnya dapat disusun seperti berikut:

$$W = \begin{bmatrix} 0 & \frac{1}{60} & \frac{1}{90} & \frac{1}{100} & \frac{1}{120} \\ \frac{1}{60} & 0 & \frac{1}{15} & \frac{1}{80} & \frac{1}{95} \\ \frac{1}{90} & \frac{1}{15} & 0 & \frac{1}{30} & \frac{1}{50} \\ \frac{1}{100} & \frac{1}{80} & \frac{1}{30} & 0 & \frac{1}{85} \\ \frac{1}{120} & \frac{1}{95} & \frac{1}{50} & \frac{1}{85} & 0 \end{bmatrix}$$

Untuk daerah A, daerah B adalah daerah yang paling besar pengaruhnya karena jaraknya paling dekat sehingga diberi bobot lebih besar. Sebaliknya, daerah E adalah daerah yang memiliki pengaruh paling kecil untuk daerah A karena letaknya yang relatif berjauhan sehingga bobotnya pun paling kecil. Mengingat matriks bobot adalah matriks identik, maka bobot daerah B untuk A akan sama dengan bobot daerah A untuk B ($\frac{1}{60}$). Akan tetapi, daerah A bukanlah daerah yang paling besar pengaruhnya untuk daerah B karena jika dihitung jarak pusat/ ibu kotanya daerah C memiliki jarak yang lebih dekat ke daerah B daripada daerah A. Masih menurut Ward & Gleditsch (2007), sebuah daerah masih dapat dianggap bertetangga sehingga masih relevan dipertimbangkan pengaruhnya terhadap daerah lain selama terletak dalam radius 200 kilometer.

Setelah menentukan dan mengisikan matriks bobot, maka penghitungan Indeks Moran dapat dilakukan. Angka Indeks Moran yang telah dihitung kemudian dibandingkan dengan nilai Z untuk mengetahui signifikansinya. Berbeda dengan pengujian statistik pada umumnya, nilai Z pada Indeks Moran dirumuskan sebagai: $-\left[\frac{1}{(n-1)}\right]$. Jika angka indeks yang dihitung lebih besar daripada nilai Z, maka dikatakan terjadi autokorelasi spasial positif yang signifikan secara statistik atau *clustered*. Sebaliknya, jika angkanya lebih kecil daripada Z maka dikatakan ada autokorelasi spasial negatif yang signifikan secara statistik atau *chess-board* (Hubert, Golledge & Costanzo, 1981). Meski tidak sepopuler Indeks Moran, ada sebuah teknik pengukuran autokorelasi spasial yang lain, yaitu: koefisien Geary yang secara matematis disajikan dalam persamaan berikut:

$$c = \left[\frac{n-1}{2 \sum_{i,j} W_{i,j}} \right] \frac{\sum_{i,j} W_{i,j} (x_i - x_j)^2}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}$$

Berbeda dengan pengujian Indeks Moran, koefisien Geary yang bernilai kurang dari 1 mengindikasikan adanya autokorelasi spasial positif yang signifikan. Sementara autokorelasi negatif yang signifikan terjadi apabila koefisien Geary bernilai lebih dari 1 (Hubert, Golledge & Costanzo, 1981).

Seperti yang dipaparkan sebelumnya, ekonometrika spasial adalah sebuah alat estimasi yang digunakan untuk melengkapi estimasi Indeks Moran ataupun koefisien Geary. Dengan ekonometrika spasial, hubungan kewilayah tidak saja sebatas pengelompokan sebuah variabel dengan nilai serupa tapi juga bagaimana hubungan kewilayah dapat memengaruhi atau menjelaskan hubungan kausalitas antar dua atau lebih variabel. Ekonometrika spasial adalah sebuah langkah atau upaya penyempurnaan estimasi. Apabila ternyata ada korelasi spasial antar variabel yang diamati, maka estimasi dengan menggunakan OLS biasa akan bias. Peneliti akan cenderung menolak hipotesis nol, menyatakannya salah padahal hipotesis itu benar atau yang sering disebut sebagai *type I error* (Ward & Gleditsch, 2007).

Terdapat tiga jenis efek interaksi dalam ekonometrika spasial, yaitu: efek interaksi endogen antar variabel dependen (Y), efek interaksi eksogen antar variabel independen (X), dan efek interaksi antar residual/ *error term*. Efek interaksi endogen variabel dependen (*spatial autoregressive – SAR*) dan interaksi residual (*spatial error mode – SEM*) pada mulanya menjadi pusat diskusi dalam berbagi diskursus tentang metode spasial. (Elhorst, 2014).

Langkah awal dalam memanfaatkan ekonometrika spasial adalah menguji urgensi penggunaannya terlebih dahulu. Dengan kata lain, perlu diuji apakah model OLS standar perlu ditingkatkan menjadi model dengan variabel spasial. Hal ini dilandasi oleh pemikiran bahwa nilai observasi di sebuah unit pengamatan bisa berkaitan/berkorelasi dengan nilai observasi di daerah lain namun belum tentu interaksi tersebut demikian substansial

sehingga membutuhkan pemodelan khusus. Menurut Ward & Gleditsch (2007) hal ini pertama-tama dapat dilakukan dengan menggunakan pemetaan (*Shin Plot*) terhadap nilai residual estimasi OLS. Jika nilai residualnya ternyata menunjukkan adanya klusterisasi maka dapat diduga bahwa pemodelan spasial memang dibutuhkan.

Pengujian yang pertama terkait interaksi antar observasi variabel dependen di lokasi yang berbeda. Hal ini ingin mengindikasikan bahwa nilai observasi di sebuah lokasi akan dipengaruhi secara simultan oleh nilai observasi di lokasi tetangganya. Sebagai contoh, Brueckner (2013) menemukan bahwa penerimaan pajak dan belanja pemerintah untuk fasilitas publik di sebuah daerah akan berinteraksi dengan penerimaan pajak dan belanja pemerintah untuk fasilitas publik di daerah tetangganya (Elhorst, 2014).

Berikutnya adalah interaksi antara variabel dependen di sebuah lokasi dengan variabel independen di lokasi lain. Sebagai contoh, pendapatan per kapita di sebuah negara bisa saja terkait dengan nilai tabungan di negara lain karena tabungan negara lain bisa menjadi sumber investasi asing di negara tersebut. Yang ketiga adalah interaksi antara nilai residual di sebuah lokasi bisa terkait dengan residual di lokasi lain. Dengan kata lain, terdapat sebuah pola kewilayahan antar residual di setiap observasi. Secara umum, model ekonometrika spasial adalah seperti di bawah ini:

$$Y = \delta WY + \alpha I_N + X\beta + WX\theta + \lambda Wu + \varepsilon$$

di mana **WY** adalah interaksi endogen variabel dependen, **WX** adalah interaksi eksogen antar variabel independen, **Wu** adalah interaksi antar residual, sedangkan **Xβ** adalah variabel independen tanpa interaksi spasial yang biasa dilibatkan dalam sebuah model estimasi OLS. Huruf Yunani δ adalah simbol untuk koefisien *spatial autoregressive*, λ adalah simbol untuk koefisien spatial autocorrelation, sedangkan θ dan β adalah parameter yang akan diestimasi. Akhirnya, **W** adalah sebuah matriks pembobot spasial yang penyusunannya ditentukan sendiri oleh peneliti (Elhorst, 2014). Pembobotan dilakukan karena mempertimbangkan fakta bahwa dua daerah yang berdekatan akan memiliki korelasi yang lebih erat daripada yang berjauhan. Karena itu, daerah yang

terletak berdekatan dengan daerah pengamatan akan diberi bobot lebih besar daripada yang terletak berjauhan.

Masih menurut Elhorst (2014), matriks pembobot pada umumnya akan dinormalisasikan sehingga tiap barisnya akan berjumlah 1 sehingga menjamin bahwa bobot tiap daerah observasi akan berkisar antara 0-1. Namun dalam perkembangannya, khususnya dalam ilmu sosial ekonomi, banyak pula dilakukan normalisasi menurut kolom. Normalisasi menurut kolom mengindikasikan urgensi atau korelasi sebuah daerah ke tetangga-tetangganya. Hal ini berbeda dengan normalisasi menurut baris yang mengindikasikan korelasi berbagai daerah pada sebuah daerah yang sedang diobservasi.

Langkah berikutnya yang perlu dipahami adalah adanya dampak langsung atau tidak langsung (*spillover*) dari dinamika variabel di sebuah daerah. Hal ini tentunya tidak dapat dilakukan dengan hanya mempertimbangkan koefisien pada model regresi karena akan memberikan interpretasi yang salah. Seperti yang dikatakan oleh LeSage (2008) koefisien regresi sebagai turunan pertama persamaan terhadap variabel bebas memiliki beberapa karakteristik, yaitu:

1. Jika variabel independen di sebuah lokasi/ unit observasi berubah maka bukan nilai variabel dependen di lokasi tersebut saja yang berubah (*direct effect*), namun juga nilai variabel dependen di daerah-daerah lain (*indirect effect*).
2. Nilai *direct* dan *indirect effect* untuk setiap daerah pengamatan yang berbeda akan berbeda pula.
3. *Indirect effect* yang terjadi saat tidak terjadi interkasi antar variabel independen disebut *local effect*, sedangkan yang terjadi saat tidak ada interaksi endogen antar dependen disebut sebagai *global effect*.

Tinjauan Empiri terhadap Ekonometrika Spasial

Pada tahun 2007, Ward & Gleditsch meneliti tentang kondisi demokrasi di benua Eropa tahun 2002. Secara spesifik, penelitian tersebut ingin mengetahui faktor apa yang memengaruhi kondisi demokrasi di sebuah negara. Ingin juga diketahui keterkaitan antara kinerja ekonomi sebuah negara yang diukur dengan menggunakan angka PDB per kapita dengan tingkat demokratisasinya. Dengan kata lain, penelitian ini ingin melihat apakah kondisi demokrasi di sebuah negara akan saling terkait dengan kondisi negara-negara lain yang ada di sekitarnya. Apakah hal-hal pendorong dan penghambat demokrasi memiliki keterkaitan secara spasial.

Dalam tulisannya, Ward & Gleditsch menggunakan model *spatially lagged dependent variable* atau yang dikenal juga dengan istilah *spatial autoregressive (SAR)*, dengan merujuk pada Anselin (1988). Penulis tidak menggunakan istilah *spatial autoregressive* karena terminologi *autoregressive* digunakan dalam konteks yang berbeda dalam analisis geostatistika sehingga berpotensi memunculkan kebingungan. Dalam memanfaatkan model *spatially lagged dependent variable*, maka variabel dependennya haruslah bersifat kontinu. Secara matematis pemodelan *spatially lagged dependent variable* dalam tulisan Ward & Gleditsch (2007) dapat disajikan dalam persamaan berikut:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \rho w_i y_i + \epsilon_i$$

Parameter dengan simbol ρ (rho) akan diestimasi. Jika hasil estimasinya menghasilkan sebuah angka bernilai positif, hal itu berarti negara-negara yang memiliki kondisi demokrasi baik akan cenderung berkelompok. Sebaliknya, negara-negara yang memiliki kondisi demokrasi buruk pun akan terletak berdekatan dengan negara yang kondisi demokrasinya buruk. Jika hasil estimasi menghasilkan angka bernilai negatif, hal itu berarti negara yang memiliki kondisi demokrasi baik akan dikelilingi oleh negara-negara yang kondisi demokrasinya buruk.

Sebagai langkah awal, penulis menguji kebutuhan penggunaan model ekonometrika spasial dengan cara membandingkan hasil estimasi OLS biasa dengan OLS menggunakan *spatially lagged dependent variable* dan hasilnya tersaji pada tabel 1. dibawah ini:

Tabel 1. Perbandingan hasil estimasi kondisi demokrasi negara-negara Eropa

OLS biasa				OLS dengan <i>lagged dependent variable</i>			
	$\hat{\beta}$	$SE(\hat{\beta})$	t-val		$\hat{\beta}$	$SE(\hat{\beta})$	t-val
Intersep	-9,69	2,43	-3,99	Intersep	-4,98	2,07	-2,40
Ln GDP per capita	1,68	0,31	5.36	Ln GDP per capita	0,76	0,28	2,72
				ρ	0,76	0,008	8,65
N = 158				N = 158			
Log likelihood (df=3) = -513,62				Log likelihood (df=4) = -482,48			
F = 28,77 ($df_1 = 1, df_2 = 156$)				F = 58,64 ($df_1 = 2, df_2 = 155$)			

Sumber: Ward & Gleditsch (2007)

Perbandingan di atas menunjukkan bahwa estimasi OLS dengan menggunakan teknik *lagged dependent variable* memberikan hasil yang lebih baik. Hal ini ditunjukkan oleh angka F- statistic dan *log likelihood* yang lebih besar. Pendekatan ini dianggap lebih baik karena dapat menangkap kemungkinan hubungan timbal balik (*feedback*) antar daerah observasi. Berhubung parameter rho ternyata secara statistik berbeda signifikan dari nol, maka aspek spasial atau kewilayahan menjadi relevan dan pengabaian terhadapnya akan mengakibatkan hasil estimasi yang bias. Melalui estimasi ini ditemukan bahwa negara-negara yang lebih kaya akan cenderung lebih demokratis. Lebih jauh lagi, terdapat korelasi spasial tingkat demokrasi antar negara di Eropa. Apabila sebuah negara bertetangga dengan negara yang sangat tidak demokratis (memiliki nilai -10) maka angka demokratisasi negara tersebut akan turun 7,6 poin (Ward & Gleditsch, 2007).

Selain mengetahui ada tidaknya klusterisasi variabel dependen, tentunya juga menarik untuk mengetahui apa dampak perubahan sebuah variabel independen di sebuah daerah amatan (i) pada daerah-daerah tetangganya. Hal ini terjadi melalui sebuah proses menyerupai reaksi berantai yang pada akhirnya akan kembali memengaruhi daerah yang pertama kali mengalami perubahan (y_i) melalui *spatial lag* atau yang sering disebut dengan *equilibrium effect*. Dalam konteks tulisan Ward & Gleditsch (2007) hal ini diwujudkan dalam upaya mengetahui dampak perubahan pendapatan per kapita di sebuah

negara pada kondisi demokrasiya melalui mekanisme transmisi spasial dengan negara-negara tetangganya.

Estimasi *equilibrium effect* tidak dapat dilakukan dengan menggunakan teknik OLS dengan menggunakan *lagged dependent variable* sekali pun karena ada jalur *feedback* yang harus dipertimbangkan dalam melakukan estimasinya. Karena itu, untuk mengestimasi *equilibrium effect* harus dilakukan dengan teknik *maximum likelihood estimation* (MLE) seperti yang disajikan dalam tabel 2 berikut:

Tabel 2. Estimasi MLE terhadap *lagged dependent variable*

	$\hat{\beta}$	$SE(\hat{\beta})$	t-val
Intersep	-6,20	2,08	-2,98
Ln GDP per capita	0,99	0,28	3.59
ρ	0,56	0,08	7,43
N = 158			
Log likelihood (df=4) = -491,10			

Sumber: Ward & Gleditsch (2007)

Berangkat dari persamaan *lagged dependent variable* $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \rho w_i y_i + \epsilon_i$

maka secara matematis, persamaan di atas dapat ditulis ulang sebagai

$$(1 - \rho w_i) y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \epsilon_i$$

atau yang dalam bentuk matriks ditulis sebagai

$$(I - \rho W) y = X \beta + \epsilon$$

sehingga estimasinya dituliskan dalam persamaan

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

Jika diperhatikan, proses penghitungan di atas menyerupai proses penghitungan angka pengganda dalam ekonomi makro. Karena itu, $(I - \rho W)^{-1}$ disebut *spatial multiplier* yaitu bagian yang akan menangkap proses *spillover* dari x_i ke daerah-daerah lain yaitu j dan yang pada akhirnya akan memengaruhi y_i melalui *spatial lag*. Apabila parameter rho ternyata bernilai nol maka makna estimasinya akan sama seperti estimasi angka

pengganda dengan menggunakan Tabel Input-Output, yaitu: perubahan produksi sebuah perekonomian akibat perubahan permintaan akhir di sebuah sektor sebesar satu unit.

Guna mengestimasi *equilibrium effect* perubahan sebuah variabel di daerah tertentu (x_i) maka perubahannya (Δx_i) harus terlebih dahulu dikalikan dengan angka pengganda di atas yaitu $(I - \rho W)^{-1} \beta$. Selanjutnya, mengingat hubungan antar daerah bisa berbeda bergantung kekuatan konektivitasnya (ditunjukkan oleh angka yang berbeda dalam matriks bobot) dampak perubahan sebuah variabel akan berbeda pula bergantung di daerah mana perubahan itu terjadi. Jika sebuah daerah sama sekali tidak terkoneksi dengan daerah lain, maka perubahan yang terjadi pada daerah tersebut tidak akan memengaruhi kondisi tetangganya. *Equilibrium effect* dapat dihitung dengan mengestimasi dampak perubahan di setiap daerah (dalam hal ini negara) lalu menguji distribusi tiap hasil estimasi tersebut dan menyajikannya dalam sebuah histogram.

Pelibatan analisis spasial juga bisa dilakukan melalui cara yang berbeda. Apabila disinyalir ada hal lain yang belum atau tidak dapat dilibatkan dalam estimasi (*unobserved* atau *unobservable*) sehingga masuk dalam residual dan residual inilah yang berkorelasi secara spasial, maka dibutuhkan pemodelan yang berbeda. Secara matematis pemodelan tersebut disajikan dalam persamaan:

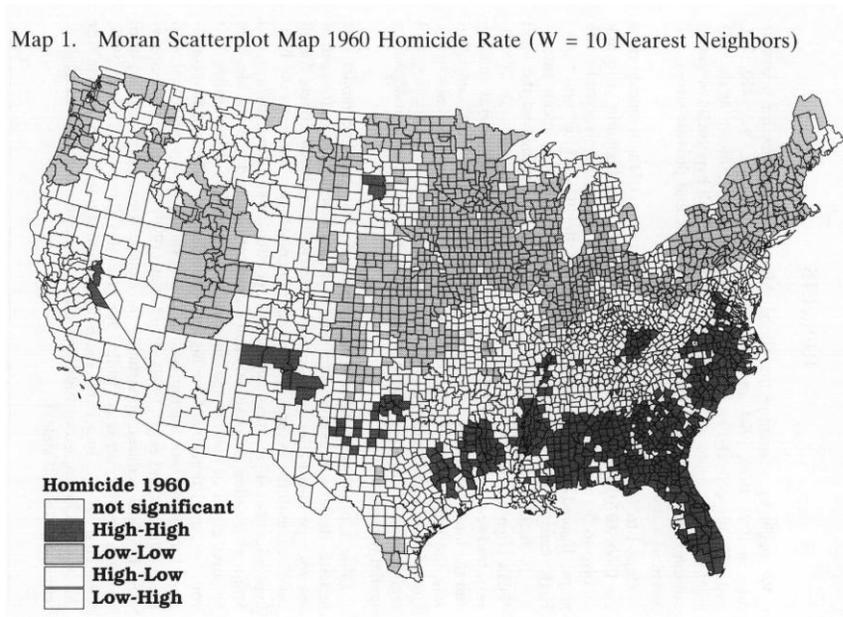
$$y_i = x_i \beta + \epsilon_i + \lambda W_i \xi_i$$

Pemodelan di atas dikenal dengan nama *spatial error formulation* atau *spatial error model* (SEM). Baik model SAR maupun SEM pada dasarnya adalah upaya untuk mengurai isi komponen residual di model awal sehingga model yang disajikan bisa semakin mendekati kenyataan.

Selanjutnya, pada tahun 2001 Baller et al. melakukan sebuah penelitian yang ditunjukkan untuk mengetahui cara yg paling tepat untuk menjelaskan *spatial dependence*. Hal ini dilakukan mengingat analisis spasial dibutuhkan dalam penelitian kriminologi level makro. Penelitian diawali dengan menguji apakah terdapat pola spasial jumlah pembunuhan di Amerika Serikat selama periode 1960 – 1990. Hal ini dilakukan dengan

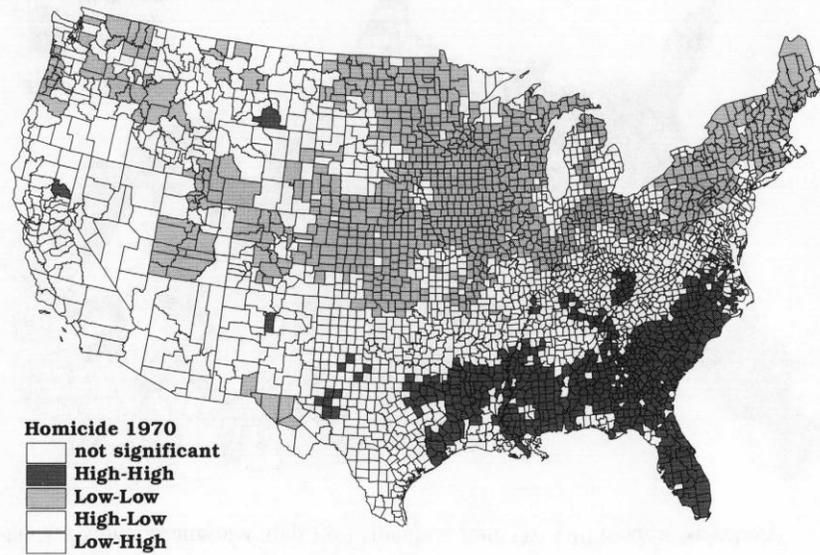
menghitung indeks Moran jumlah kejahatan selama beberapa periode amatan. Diperoleh hasil koefisien Moran tahun 1960 sebesar 0,363; tahun 1970 sebesar 0,420 tahun 1980 sebesar 0,371 dan 1990 sebesar 0,372. Semua koefisien signifikan secara statistik pada $\alpha = 0,01$ yang artinya terdapat klusterisasi angka pembunuhan. Klusterisasi angka pembunuhan yang tinggi terdapat di daerah selatan Amerika Serikat. Secara visual, hasilnya disajikan pada berbagai gambar berikut ini:

Gambar 1. Klusterisasi jumlah pembunuhan di AS tahun 1960



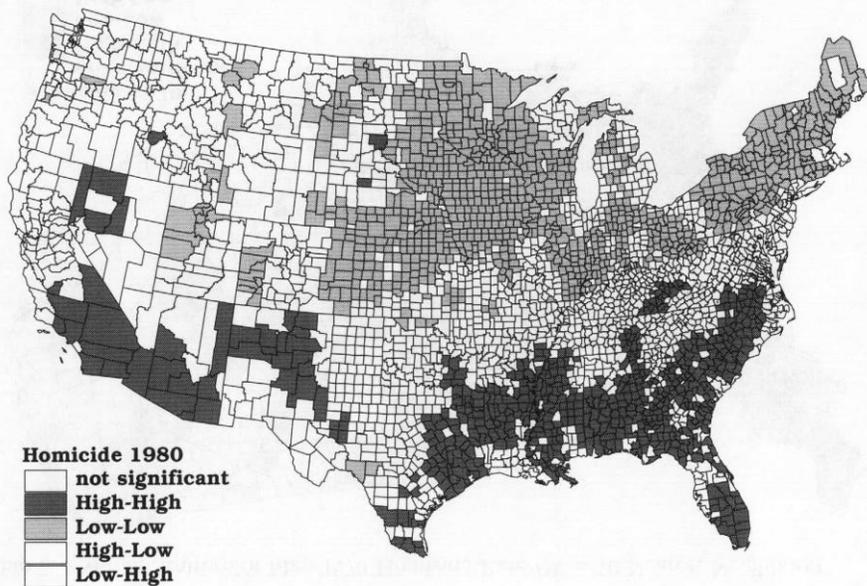
Gambar 2. Klusterisasi jumlah pembunuhan di AS tahun 1970

Map 2. Moran Scatterplot Map 1970 Homicide Rate (W = 10 Nearest Neighbors)

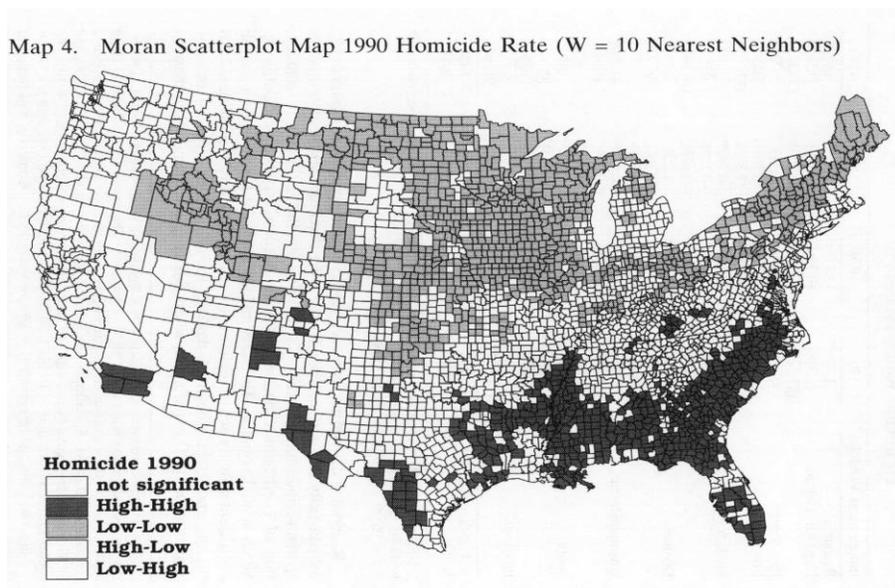


Gambar 3. Klasterisasi jumlah pembunuhan di AS tahun 1980

Map 3. Moran Scatterplot Map 1980 Homicide Rate (W = 10 Nearest Neighbors)



Gambar 4. Klasterisasi jumlah pembunuhan di AS tahun 1990



Sebagai acuan, model OLS terlebih dahulu diestimasi dan hasilnya disajikan pada tabel 3 berikut ini.

Tabel 3. Hasil Estimasi OLS Jumlah Pembunuhan di AS tahun 1960-1990

Variabel	1960	1970	1980	1990
Kepemilikan SD	1,978**	2,913**	2,412**	3,872**
Populasi	0,359**	0,812**	0,747**	1,353**
Usia	-0,231**	-0,191**	-0,242**	-0,101**
Perceraian	1,160**	1,264**	1,250**	0,583**
Pengangguran	-0,062	-0,278**	-0,122**	-0,306**
Selatan	2,639**	3,589**	2,113**	2,194**
R-squared	0,295	0,360	0,431	0,435
N	3085	3085	3085	3085
Tanda asterisk ** berarti signifikan secara statistik pada kepercayaan 99%.				

Sumber: Baller et al. 2001

Pada tabel di atas terlihat bahwa selama empat dekade, jumlah pembunuhan di Amerika Serikat berbanding lurus dengan keterbatasan kepemilikan sumber daya. Daerah-daerah yang banyak memiliki orang miskin akan memiliki jumlah pembunuhan yang banyak pula.

Daerah yang lebih padat juga akan menunjukkan kecenderungan tingkat pembunuhan yang lebih tinggi. Struktur usia berbanding terbalik dengan jumlah pembunuhan; daerah-daerah yang memiliki banyak penduduk berusia lanjut akan memiliki jumlah pembunuhan yang lebih sedikit. Tingkat perceraian yang lebih banyak berasosiasi positif dengan jumlah pembunuhan. Hasil estimasi untuk ketiga variabel ini signifikan secara statistik dan konsisten untuk keempat dekade pengamatan. Selain itu, variabel indikator (*dummy*) untuk daerah selatan juga menghasilkan koefisien positif dan signifikan secara statistik sepanjang masa pengamatan. Temuan ini sejalan dengan apa yang ditunjukkan secara visual bahwa jumlah pembunuhan yang tinggi terkonsentrasi di wilayah selatan Amerika Serikat.

Hasil estimasi OLS tersebut kemudian diuji menggunakan Chow Test guna mengetahui stabilitas model dan ada/tidaknya masalah heteroskedastisitas. Ditemukan bahwa model OLS tidak stabil dan terdapat masalah heteroskedastisitas. Variabilitas *error* terlihat lebih besar di wilayah selatan, sehingga dipandang perlu diperbaiki dengan memisahkan proses estimasi untuk wilayah selatan dan wilayah utara. Setelah dipisahkan, masing-masing wilayah diestimasi ulang dengan melibatkan aspek kewilayahan mengingat distribusi *error* menunjukkan adalah korelasi spasial.

Tabel 4. Hasil Estimasi Spasial Jumlah Pembunuhan di Selatan AS tahun 1960-1990

Variabel	1960	1970	1980	1990
Kepemilikan SD	0,832 **	1,792 **	3,026 **	4,028 **
Populasi	0,057**	0,401	1,551**	1,747**
Usia	-0,129**	-0,060 **	-0,150**	-0,018
Perceraian	0,786 **	0,642 **	0,775 **	0,482**
Pengangguran	-0,070	-0,353**	-0,244**	-0,438**
Lag spasial (ρ)	0,713 **	0,651 **	0,182*	0,230**
R-squared	0,295	0,360	0,431	0,435
N	1412	1412	1412	1412
Tanda * berarti signifikan secara statistik pada kepercayaan 95%				
Tanda ** berarti signifikan secara statistik pada kepercayaan 99%				

Sumber: Baller et al., 2001

Untuk wilayah selatan, ditemukan bahwa untuk keempat dekade pengamatan model SAR lebih tepat digunakan guna memperbaiki hasil estimasi OLS. Seluruh variabel penjelas/ variabel independen menunjukkan koefisien arah yang sama seperti OLS. Keterbatasan kepemilikan sumber daya tetap berkorelasi positif dengan jumlah pembunuhan. Setelah mempertimbangkan aspek spasial, rata-rata usia penduduk tetap berkorelasi negatif dengan jumlah pembunuhan. Tingkat perceraian pun tetap berkorelasi positif dengan jumlah pembunuhan dalam model yang baru. Akan tetapi, setelah mempertimbangkan aspek spasial jumlah dan kepadatan penduduk hanya signifikan secara statistik di tahun 1980 dan 1990. Yang menarik adalah koefisien spasial menunjukkan arah positif dan signifikan secara statistik. Hal ini mengindikasikan bahwa di wilayah selatan Amerika Serikat, jumlah kejadian pembunuhan di sebuah daerah akan dipengaruhi oleh tetangganya. Apabila sebuah daerah berada di sekitar daerah-daerah yang memiliki jumlah pembunuhan tinggi, maka besar kemungkinan pembunuhan di daerah tersebut pun akan tinggi.

Untuk selain wilayah selatan, model yang lebih cocok digunakan adalah SAR untuk tahun 1960 sedangkan untuk tahun 1970, 1980, dan 1990 model yang lebih tepat adalah SEM.

Tabel 5. Hasil Estimasi Spasial Jumlah Pembunuhan di Non-Selatan AS tahun 1960-1990

Variabel	1960	1970	1980	1990
Kepemilikan SD	1,571**	3,007**	4,143**	2,875**
Populasi	0,386**	0,859	0,290*	0,962**
Usia	-0,156**	-0,157 **	-0,304**	-0,066*
Perceraian	0,833**	1,403 **	1,318**	0,572**
Pengangguran	0,079**	-0,024	0,008	-0,045
Lag spasial (ρ)	0,415**	-	-	-
Lag Error (λ)	-	0,243	0,329	0,268
R-squared	0,199	0,234	0,348	0,258
N	1673	1673	1673	1673
Tanda * berarti signifikan secara statistik pada kepercayaan 95%				
Tanda ** berarti signifikan secara statistik pada kepercayaan 99%				

Sumber: Baller et al., 2001

Hal ini menandakan bahwa untuk ketiga dekade tersebut, *error*-lah yang berkorelasi spasial dan bukan jumlah pembunuhannya. Selibhnya, variabel-variabel penjelas menunjukkan hasil estimasi yang serupa seperti untuk wilayah selatan. Di wilayah ini keterbatasan sumber daya berkorelasi positif dengan jumlah pembunuhan. Rata-rata usia penduduk berkorelasi negatif sedangkan tingkat perceraian berkorelasi positif dengan jumlah pembunuhan. Dengan kata lain, hasil estimasi tidak mengindikasikan adanya proses difusi frekuensi pembunuhan selain di wilayah selatan Amerika Serikat.

Analisis spasial telah pula dimanfaatkan oleh peneliti di bidang ekonomi pertanian seperti yang dilakukan oleh Lukongo & Rezek (2018). Secara spesifik, penelitian ini ingin mengetahui dampak kerawanan politik, perang, dan konflik horizontal terhadap Total Factor Productivity (TFP) pertanian di Afrika. Tujuan penelitian tersebut dilatarbelakangi oleh kesadaran bahwa hal-hal tersebut berpotensi mengganggu seluruh sistem pertanian sebuah negara dan dampaknya dapat menular ke pertanian negara tetangga.

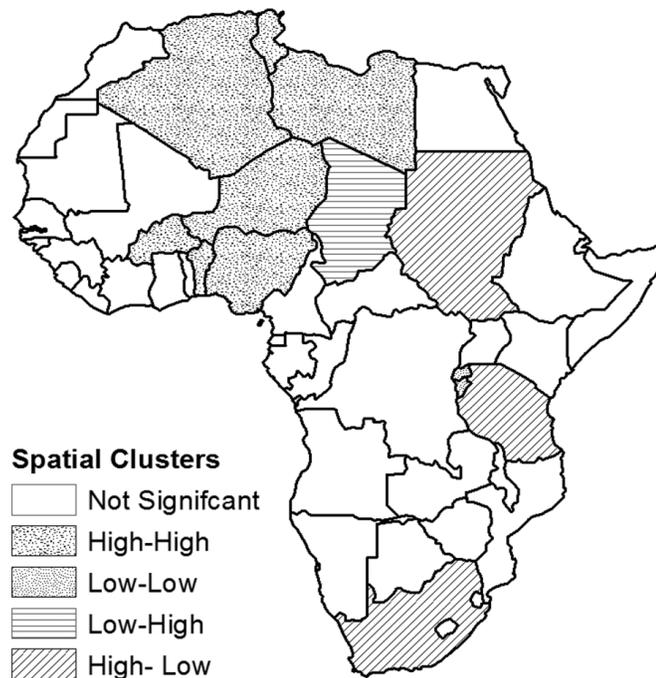
Objek penelitian adalah pertumbuhan TFP selama 1962 – 2009 di 46 negara Afrika. Meskipun periode amatan yang dilibatkan lebih dari satu tahun, estimasi yang dibangun tidak menggunakan data panel. Hal ini dilakukan mengingat keterbatasan perangkat estimasi yang digunakan (Geoda) yang hanya memfasilitasi estimasi dengan jenis data *cross-sectional*. Pemilihan model terbaik didasarkan pada kriteria log likelihood, AIC, BIC, dan juga signifikansi koefisien. Matriks bobot yang dibangun menggunakan *row standardization technique*, sehingga isi matriks bobot adalah rata-rata terbobot TFP pertanian di berbagai negara yang bertetangga.

Untuk melaksanakan estimasi, dikumpulkanlah data tentang berbagai variabel dependen dan variabel penjelas yang dianggap relevan. Data variabel yang pertama yaitu data TFP pertanian di Afrika. Data untuk variabel ini diperoleh dari hasil estimasi Rezek et al. (2011) dengan menggunakan *Stochastic Frontier Approach*. Variabel berikutnya adalah variabel independen/ penjelas yang pertama, yaitu kejadian perang. Data diperoleh dari Peace Research Institute Oslo (PRIO) yang mendefinisikan perang sebagai kejadian saat jumlah kematian akibat kontak senjata setidaknya mencapai 1.000 jiwa.

Selain itu, dilibatkan pula berbagai variabel kontrol yaitu curah hujan, pendidikan, *trade openness*, *net official development assistance*, FDI, *cropland quality index*. Data curah hujan diambil dari World Bank Climate Change Knowledge Portal 2012. Variabel pendidikan adalah lama pendidikan rata-rata penduduk berusia 15 tahun atau lebih yang diperoleh dari hasil publikasi Barro dan Lee 2010. *Trade openness* mencerminkan rasio impor dan ekspor terhadap PDB negara tertentu dan datanya diperoleh dari Penn World tabel 7.1 yang dipublikasikan oleh University of Pennsylvania. *Net official development assistance* menunjukkan rasio penerimaan dana bantuan pembangunan netto yang diterima dari negara-negara donor terhadap PDB sebuah negara. Data variabel ini dan juga rasio FDI terhadap GDP diperoleh dari United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD). Terakhir, data untuk *cropland quality index* mengukur kualitas lahan pertanian dan datanya diperoleh dari publikasi Peterson tahun 1987.

Langkah awal analisis spasial menunjukkan Indeks Moran berkisar antara 0,1158-0,1303 dan signifikan secara statistik pada alpha 5% yang berarti TFP di benua Afrika memiliki klusterisasi positif. Hasil ini dapat dilihat juga pada gambar 5 berikut ini.

Gambar 5. Klusterisasi TFP di Benua Afrika tahun 1962-2009



Selanjutnya, untuk menentukan model estimasi ekonometrika spasial yang paling baik, penulis membandingkan tiga model, yaitu: OLS, Spasial Autoregressive (SAR), dan Spasial Error Model (SEM). SEM dinilai paling baik karena angka loglikelihood paling besar, serta AIC dan BIC paling kecil. Hasil ini menunjukkan bahwa perang yang merupakan *negative shock* di sebuah negara dapat memengaruhi TFP negara tetangganya. Dari berbagai variabel penjelas, ditemukan pula bahwa frekuensi perang bekorelasi menurunkan TFP dengan koefisien 0.3829. Intensitas bantuan pemerintah menurunkan TFP dengan koefisien 0.0075, pendidikan meningkatkan TFP dengan koefisien 0.0906. Kejadian kekeringan yang diukur dengan rendahnya curah hujan akan menurunkan TFP dengan koefisien 0.2208, sedangkan variabel-variabel sisanya tidak signifikan secara statistik.

Penelitian berikutnya yang dipelajari adalah karya Olejnik dan Żóttaszek (2016). Penelitian ini dilatarbelakangi oleh pemikiran bahwa kemajuan dan pembangunan sosioekonomi mengakibatkan perubahan gaya hidup yang drastis sehingga mengakibatkan atau mendorong terjadinya berbagai masalah medis. Artinya, daerah-daerah kaya lebih berisiko mengalami berbagai penyakit tertentu. Tujuan utama penelitian ini adalah untuk mengetahui keterkaitan frekuensi *disease of affluence* dengan pembangunan di berbagai daerah. *Disease of affluence* sendiri secara bebas didefinisikan oleh penulis sebagai penyakit yg lebih sering terjadi dan/atau menyebabkan kematian di tempat-tempat atau negara-negara kaya dan maju.

Estimasi dilakukan dengan *univariate* dan *bivariate* Moran Index. *Univariate* Moran dihitung dengan menggunakan persamaan berikut:

$$I_i = \left[\frac{n}{\sum_j W_{ij}} \right] \frac{\sum_j W_{i,j} (x_i - \bar{x}) (x_j - \bar{x})}{\sum_j (x_i - \bar{x})^2}$$

Sedangkan *bivariate* Moran dihitung dengan persamaan

$$I_i = \left[\frac{n}{\sum_j W_{ij}} \right] \frac{\sum_j W_{i,j} (x_i - \bar{x}) (y_j - \bar{y})}{\sum_j (x_j - \bar{x})^2}$$

Jenis penyakit yang pertama diuji adalah Diabetes Melitus. Dengan menggunakan *univariate* Moran, diperoleh angka Indeks Moran sebesar 0,57 dan angka ini signifikan

secara statistik. Frekuensi Diabetes Melitus yang tinggi terkonsentrasi di Italia, Jerman bagian Selatan, serta Peninsula Barat Iberia. Kejadian Diabetes Melitus yang rendah terjadi di Finlandia dan Inggris. Dengan menggunakan *bivariate* Moran, diperoleh angka Indeks Moran sebesar 0,1 dan angka ini signifikan secara statistik. Yang mengindikasikan bahwa frekuensi Diabetes Melitus yang tinggi di sebuah negara, berkorelasi dengan PDB yang tinggi negara tetangganya. Indikasi ini dapat memberikan informasi bahwa Diabetes Melitus termasuk *disease of affluence*.

Penyakit selanjutnya yang diuji adalah HIV. Dengan menggunakan *univariate* Moran, diperoleh angka Moran Index sebesar 0,68 dan angkanya signifikan secara statistik. Frekuensi HIV yang tinggi terkonsentrasi di selatan Eropa. Intuisi awal yang muncul sebagai penjelasan adalah karena masyarakat tidak tahu cara yang tepat untuk penanganan penyakit. Dengan menggunakan *bivariate* Moran diperoleh indeks sebesar 0,1 yang signifikan secara statistik. Hal ini mengindikasikan bahwa frekuensi HIV yang tinggi di sebuah negara, berkorelasi dengan PDB yg tinggi negara tetangganya. Artinya, HIV termasuk *disease of affluence*.

Kanker juga penyakit yang diteliti pola kejadiannya. Dengan menggunakan *univariate* Moran, diperoleh indeks sebesar 0,38 yang signifikan secara statistik. Frekuensi kanker yang tinggi terkonsentrasi di Inggris, Jerman bagian utara, Italia bagian selatan, dan negara-negara Balkan utara. Menggunakan *bivariate* Moran ditemukan indeks sebesar 0,06 dan angkanya signifikan secara statistik. Frekuensi kanker yg tinggi di sebuah negara, berkorelasi dengan PDB yg tinggi negara tetangganya tapi korelasinya lemah sehingga kanker masih bisa dianggap termasuk *disease of affluence*.

Saat meninjau pola spasial untuk kejadian penyakit-penyakit aliran darah atau yang disebut juga *circulatory disease* dengan menggunakan *univariate* Moran diperoleh angka indeks sebesar 0,83 & signifikan scr statistik. Circulatory disease adalah penyakit yang sering kali dikaitkan dengan faktor-faktor risiko seperti obesitas, usia, dan konsumsi alcohol. Jumlah kematian karena penyakit sirkulasi darah terkonsentrasi di Eropa timur dan tengah. Jumlah kematian digunakan sebagai *proxy* kejadian krn keterbatasan data.

Dengan menggunakan *bivariate* Moran diperoleh angka indeks sebesar -0,37 dan angkanya signifikan secara statistik. Jumlah kematian karena *circulatory disease* yang tinggi di sebuah negara berkorelasi dengan PDB yg rendah negara tetangganya, sehingga dapat disimpulkan bahwa *circulatory disease* tidak termasuk *disease of affluence*.

Penyakit terakhir yang ditinjau pola spasialnya adalah penyakit pernafasan, yaitu penyakit yang banyak disebabkan oleh gaya hidup (rokok & obesitas). Menggunakan *univariate* Moran diperoleh angka indeks sebesar 0,77 dan signifikan secara statistik. Jumlah kematian karena penyakit pernafasan yang tinggi terkonsentrasi di Inggris, Denmark, Peninsula Iberia, dan Balkan selatan. Menggunakan *bivariate* Moran diperoleh angka indeks sebesar 0,54 yang signifikan secara statistik. Kematian karena masalah pernafasan jarang terjadi di negara yang dikelilingi oleh negara kaya. Dengan demikian, dapat disimpulkan bahwa penyakit pernafasan termasuk *disease of affluence*.

Karya penelitian terakhir yang akan dibahas dalam tinjauan literatur kali ini adalah artikel yang berjudul *Transportation, Economic Growth and Spillover Effects: The Conclusion Based on the Spatial Econometrics Model* karya Hu dan Liu (2010). Penelitian ini bertujuan untuk menilai kontribusi *spillover effect* transportasi terhadap pertumbuhan ekonomi provinsi-provinsi di Cina. Hal ini dinilai penting mengingat transportasi yang efisien tidak hanya berarti sebuah provinsi memiliki banyak infrastruktur transportasi, tapi juga interkoneksi dengan provinsi lain. Penyediaan barang modal transportasi (*transportation capital*) di sebuah provinsi akan memengaruhi output dan *transportation capital* tetangganya. Seperti juga kajian spasial pada umumnya, disadari pula bahwa dampak kondisi ekonomi tetangga yang terletak lebih jauh dari sebuah provinsi akan makin kecil.

Artikel ini menggunakan dan membandingkan 4 jenis matriks bobot. Matrik-matriks tersebut adalah: (1) *simple weight* yakni matriks bobot yang hanya memperhitungkan hubungan ketetanggaan antar provinsi; (2) *railway-distance* yakni kebalikan (*reciprocal*) panjang jalur rel kereta api antar ibu kota provinsi, rel kereta api lebih panjang akan memiliki bobot lebih kecil karena berarti letaknya lebih jauh; (3) *GDP-difference* yakni

pengelompokan provinsi dengan PDRB yang nilainya serupa; dan (4) *common-boundary length* yaitu panjang perbatasan langsung antar perbatasan yang digunakan dengan pemikiran bahwa daerah-daerah yang memiliki panjang perbatasan langsung yang lebih panjang akan memiliki interaksi ekonomi yang lebih kuat sehingga menyerupai efek kedekatan antar daerah.

Dalam mengestimasi model ini, metode estimasi OLS dinilai akan memberikan hasil yang bias karena adanya dampak kewilayahan dari daerah lain. Karena itu, digunakan metode *maximum likelihood* dan hasilnya disajikan pada tabel 6 berikut:

Tabel 6. Hasil estimasi *spillover* transportasi provinsi-provinsi di Cina

	Simple weight		Railway distance weight		GDP difference weight		Common boundary weight	
	SAR	SMA	SAR	SMA	SAR	SMA	SAR	SMA
Δ	0,27***	-	0,13***	-	0,22***	-	0,09***	-
λ	-	1,01***	-	1,06***	-	0,97***	-	1,07***
Transp	0,23***	0,20***	0,18***	0,13***	0,29***	0,26**	0,18***	0,15***
Log(k)	0,70***	0,82***	0,82***	0,89***	0,76***	0,74***	0,84***	0,89***
Log(l)	0,08***	0,13***	0,12***	-0,03***	0,09***	0,11***	0,13***	-0,05***
LM (err)	-	682,8***	-	614,56***	-	732,57***	-	656,38***
LM (lag)	11,86***	-	5,59**	-	47,95***	-	2,48	-

Tanda * berarti signifikan secara statistik pada kepercayaan 90%

Tanda ** berarti signifikan secara statistik pada kepercayaan 95%

Tanda *** berarti signifikan secara statistik pada kepercayaan 99%

Sumber: Hu & Liu, 2010

Dengan merujuk pada tabel di atas, dapat dilihat bahwa apabila matriks bobot yg digunakan adalah *simple weight*, *railway-distance*, & *GDP-difference*, model yang cocok untuk digunakan adalah model SARMA. Artinya, bukan saja PDRB provinsi yang memiliki keterkaitan spasial, namun juga *error term*-nya. Hal ini bermakna bahwa daerah-daerah yang memiliki PDRB tinggi memang akan berdekatan, demikian pula sebaliknya. Setelah mempertimbangkan panjang jalur kereta api, penjelasan ini menjadi semakin kuat karena dengan adanya jalur kereta api, maka transportasi antar daerah pun menjadi semakin

baik. Hal ini menyebabkan pengaruh kinerja ekonomi sebuah daerah akan makin terasa bagi tetangganya.

Jika menggunakan matriks bobot *common boundary length*, maka model yang cocok adalah SMA. Hal ini dapat dijelaskan bahwa *common border* yang lebih panjang akan memudahkan “penularan” *economic shock*; baik *economic shock* yang positif maupun yang negatif. *Economic shock* yang terjadi di sebuah daerah akan memengaruhi kinerja perekonomian tetangganya karena tetangganya tersebut juga akan lebih mengalami *economic shock* yang serupa. Selain itu, semua variabel penjelas yang lainnya menunjukkan arah koefisien yang sesuai dengan teori.

Kesimpulan

Menurut ilmu geografi, segala sesuatu akan saling memengaruhi. Namun, apa yang terletak berdekatan akan memiliki pengaruh yang lebih kuat daripada yang terletak berjauhan. Karena itulah, kajian tentang korelasi spasial muncul pertama kali dan lebih banyak dibahas dalam studi-studi geografi baru kemudian diadopsi ke dalam berbagai penelitian di disiplin ilmu lain.

Dalam perkembangannya, pendekatan ini sering kali dirasa belum cukup karena hanya menguji satu variabel saja tanpa menentukan atau mencoba mengetahui keterkaitan antar variabel. Guna menyikapi keterbatasan tersebut, banyak peneliti mencoba menggunakan ekonometrika spasial untuk mengetahui apakah korelasi spasial terjadi antar variabel dependen, variabel independen, atau residualnya. Sejalan dengan hal tersebut, penelitian ini bertujuan untuk mengetahui perbedaan antara ketiganya dan kapan saat yang tepat untuk melakukan estimasi tersebut.

Matriks bobot adalah bagian inti dalam kajian spasial karena matriks tersebut mencerminkan “urgensi” sebuah daerah terhadap daerah yang menjadi amatan. Dalam perhitungan yang paling sederhana pembobotan dilakukan dengan menggunakan

hubungan ketetanggaan (*contiguity*), yang terdiri atas: *linear contiguity*, *rook contiguity*, *bishop contiguity*, dan *queen contiguity*.

Setelah melalui berbagai kajian empiri, ditemukan bahwa ada dua jenis model ekonometrika spasial yang umum digunakan, yaitu: *Spatial Error Regression* dan *Spatial Error Regression*. Yang pertama adalah apabila aspek kewilayahan memengaruhi ketepatan estimasi melalui variabel dependen sedangkan yang kedua adalah apabila aspek kewilayahan memengaruhi residu (*error term*) sebuah persamaan estimasi regresi. Selain itu, ditemukan pula bahwa peranti lunak (*software*) yang paling umum digunakan dalam kajian spasial adalah Geoda karena fasilitas peta yang sudah tersedia didalamnya dan bisa langsung digunakan dan memunculkan visualisasi pola cluster atau chess-board. Akan tetapi, Geoda juga memiliki kekrangan yaitu keterbatasannya pada data cross-sectional. Hal ini membuat kajian dinamis antar daerah melalui data panel menjadi terbatas dan harus diatasi dengan melakukan kajian *cross-sectional* pada berbagai waktu dan bukannya kajian dengan data panel. Satu langkah yang bisa dilakukan adalah melakukan kajian data panel menggunakan software Stata dan kemudian menggabungkannya dengan software Arc-GIS.

Bibliography

- Baller, R., Anselin, L., Messner, S., Deane, G., & Hawkins, D. (2001). Structural Covariates of US County Homicide Rates: Incorporating Spatial Effects. *Criminology*, 561-590.
- Elhorst, J. (2014). Linear Spatial Dependence Models for Cross Section Data. In J. Elhorst, *Spatial Econometrics: Fromm Cross-Sectional Data to Spatial Panels (SpringerBriefs in Regional Science)* (pp. 5-36). Springer.
- Hu, A., & Liu, S. (2010). Transportation, Economic Growth and Spillover Effects: The Conclusion Based on the Spatial Econometrics Model. *Frontiers of Economics in China*, 169-186.
- Hubert, L., Golledge, G., & Costanzo, C. (1981). Generalized Procedures for Evaluating Spatial Autocorrelation. *Geographical Analysis*, 224-233.
- Irawan, T. (n.d.). Spatial Econometrics dengan Stata. Bogor: IPB International Certified Training.
- Lukongo, O., & Rezek, J. (2018). Investigating Spatial Dependence and Spatial Spillovers in African Agricultural Total Factor Productivity Growth. *The American Economist*, 41-58.
- Olejnik, A., & Żółtaszek, A. (2016). Spatial Approach to Diseases of Affluence Epidemiology an Regional Economic Development. *Folia Oeconomica Stetinensia*, 203-218.
- Ward, M., & Gleditsch, K. (2007). *An Introduction to Spatial Regression Models in the Social Sciences*. Seattle & Colchester.