XXX CONFERENZA ITALIANA DI SCIENZE REGIONALI

ROBUSTEZZA E STABILITÀ SPAZIALE DI INDICATORI DI DOTAZIONE INFRASTRUTTURALE: UNA VERIFICA PER LE PROVINCE ITALIANE

Claudio MAZZIOTTA[1], Francesco VIDOLI[2]

[1] Università degli Studi Roma Tre, Dipartimento di Istituzioni pubbliche, Economia e Società, via G. Chiabrera 199, 00145 Roma, c.mazziotta@uniroma3.it

[2] Società per gli Studi di Settore S.p.A., via M. Maggini 47, 00147 Roma, fvidoli@sose.it

SOMMARIO

Oggetto del paper qui presentato è la costruzione e l'applicazione di un indice di robustezza spaziale (IRS) che faccia emergere la stabilità dei risultati ottenuti dal confronto di ordinamenti alternativi di unità territoriali rispetto ad un ordinamento assunto come ipotesi base. Tali ordinamenti fanno riferimento alla dotazione infrastrutturale del territorio italiano, in questo caso analizzata ad un livello di articolazione dettagliato, quale è quello provinciale.

La verifica di stabilità attraverso l'IRS è stata condotta con riferimento a due ipotesi di compresenza di ordinamenti alternativi: la prima ipotesi prende in esame indicatori alternativi di sintesi della dotazione infrastrutturale costruiti in precedenti lavori (Mazziotta *et al*., 2008) e ne verifica la stabilità non soltanto in termini di cambiamenti nei rispettivi ranking, ma anche in termini di permanenza dei ranghi all'interno di più ampi ambiti territoriali. La seconda ipotesi sottoposta a verifica di stabilità spaziale fa riferimento ad indicatori "ricostruiti" ad un livello di disaggregazione territoriale di maggior dettaglio rispetto alle informazioni disponibili ad un livello di aggregazione territoriale superiore.

I risultati ottenuti in entrambe le applicazioni confermano l'utilità dell'IRS come indicatore in grado di inglobare la componente spaziale all'interno dell'analisi di stabilità di ranking ottenuti con diverse metodologie.

1 INTRODUZIONE

Obiettivo di questo lavoro è la verifica della robustezza di ordinamenti e classificazioni basati su indicatori compositi, costruiti a partire da indicatori elementari, nel nostro caso relativi alla dotazione infrastrutturale di specifiche aree territoriali in Italia.

In realtà, una prima verifica della robustezza degli indicatori (sintetici) infrastrutturali era stata effettuata in un precedente lavoro (Mazziotta et al., 2008), nell'ambito del quale erano stati posti a confronto alcuni metodi alternativi di sintesi, alternativi in ordine alle modalità di aggregazione e di ponderazione. In tale lavoro, tuttavia, l'analisi di robustezza si era concentrata sulla relativa stabilità degli ordinamenti derivanti dall'applicazione dei diversi metodi di sintesi adottati. Il presente paper, invece, ha sempre per obiettivo una verifica di robustezza, ma intende quest'ultima in un senso più ampio e "ambizioso": in questo caso, infatti, l'oggetto della verifica non si limita all'analisi della stabilità dei ranghi nella graduatoria (provinciale, nel nostro caso) costruita sulla base degli indicatori sintetici infrastrutturali, ma intende introdurre come elemento qualificante della verifica stessa la dimensione spaziale.

Più specificamente, la stabilità viene accertata non solo attraverso il calcolo degli eventuali spostamenti in graduatoria delle unità territoriali considerate, ma anche attraverso il calcolo della permanenza dei ranghi all'interno di più ampi ambiti territoriali (nel nostro caso, le regioni o le ripartizioni geografiche).

Una volta costruito (par. 2), l'indice di robustezza spaziale (IRS) viene verificato con riferimento a due specifiche situazioni, per entrambe le quali risulta di grande importanza la valutazione della stabilità non soltanto degli ordinamenti, ma anche della appartenenza spaziale delle unità territoriali che ricoprono determinate posizioni (ranghi) nell'ordinamento stesso.

Una prima applicazione dell'IRS (cfr. par. 3) è effettuata con riferimento ad ordinamenti diversi, quali risultano da altrettanti approcci diversi di aggregazione e ponderazione degli indicatori elementari di dotazione infrastrutturale nel settore dei trasporti terrestri: in questo caso, si tratta di un ulteriore approfondimento dell'analisi di robustezza già avviata nel citato lavoro di Mazziotta et al. (2008). Obiettivo specifico di questa applicazione è la verifica della stabilità "spaziale", oltre che ordinamentale, di alcuni metodi di sintesi (di indicatori elementari), posti a confronto con un approccio più tradizionale di costruzione dell'indicatore sintetico (aggregazione attraverso media geometrica), assunto come ipotesi-base.

La seconda applicazione (cfr. par. 4) dell'indicatore in questione intende verificare la robustezza spaziale di ordinamenti di unità territoriali (sempre predisposti con riferimento all'intensità della dotazione infrastrutturale), ricostruiti per un certo livello di disaggregazione territoriale (le province, nel nostro caso) a partire dal dato disponibile ad un livello di aggregazione territoriale superiore (le regioni, nel nostro caso). In altri termini, in questa seconda applicazione si è dapprima identificata una metodologia in grado di ricostruire gli indicatori infrastrutturali a livello provinciale − ipotizzati *incogniti* − sulla base dei livelli *noti* a livello regionale: a tal fine è stato applicato un modello sperimentato da Bollino e Polinori (2007), integrato con una più specifica considerazione della dimensione spaziale (Polasek e Sellner, 2008). Successivamente, i risultati così ottenuti sono stati confrontati con i dati "veri" disponibili a livello provinciale ed il confronto è stato appunto effettuato attraverso l'applicazione dell'indicatore di robustezza spaziale (IRS) precedentemente elaborato.

L'obiettivo specifico di questa applicazione, in realtà, va al di là del mero riscontro della efficacia della procedura di disaggregazione territoriale di dati aggregati: poiché, infatti, le variabili utilizzate nel modello come regressori si identificano come gli elementi caratterizzanti la "domanda" di infrastrutture espressa dai diversi territori, una inadeguata approssimazione dei risultati ottenuti alla realtà effettiva (cioè ai livelli "veri" di infrastrutturazione delle province) può considerarsi una proxy attendibile dello squilibrio esistente tra domanda e "offerta" di infrastrutture a livello provinciale.

Le conclusioni del lavoro sono brevemente riepilogate nel par. 5.

2 PROPOSTA DI UN INDICE DI ROBUSTEZZA SPAZIALE

Il problema, come già detto, è di individuare un indice di robustezza tra due ordinamenti che inglobi in misura significativamente apprezzabile le informazioni sulla valenza spaziale degli stessi.

Per chiarire il senso dell'approccio proposto, si faccia l'esempio di quattro unità appartenenti a due aree territoriali differenti che presentano un indicatore composito il cui ordinamento è pari a R_0:

R_0 =

Unità	Rango	Area
A	1	Area1
B	2	
C	3	Area2
D	4	

A seguito di alcune modifiche nelle ipotesi di base per la costruzione dell'indicatore o di confronti tra metodi si possono ottenere due casi, R_1 e R_2:

R_1 =

Unità	Rango	Area
A	2	Area1
B	1	
C	4	Area2
D	3	

R_2 =

Unità	Rango	Area
A	4	Area1
B	2	
C	3	Area2
D	1	

Entrambe le situazioni presentano differenze di rango medie uguali, ma l'ordinamento R_1 appare preferibile spazialmente rispetto ad R_2 in quanto più stabile (in R_1 c'è solo scambio all'interno delle aree, mentre in R_2 lo scambio nei ranghi avviene tra aree differenti). Un indicatore di robustezza spaziale applicato ai ranghi dovrebbe, quindi, non solo mettere in evidenza le differenze medie di rango, ma evidenziare anche dove, o meglio tra quali unità territorialmente individuate, queste differenze si siano manifestate.

Per raggiungere questo scopo, sempre tenendo presente l'esempio proposto, si possono introdurre nell'analisi due matrici. La prima (W) individua l'appartenenza delle unità considerate ad un ambito territoriale più vasto (province a regioni, ad esempio), oppure individua la contiguità territoriale delle unità tra loro: a seconda dei casi si può parlare di matrici rispettivamente di "appartenenza" o "di contiguità".

W =

	A	B	C	D
A	-	1	0	0
B	1	-	0	0
C	0	0	-	1
D	0	0	1	-

La seconda matrice, definibile come matrice "di transizione", evidenzia sia le differenze nei ranghi sia da quale unità e verso quale altra unità questa differenza si sia manifestata. Le matrici di transizione rispettivamente tra R_0 e R_1 e tra R_0 e R_2 sono quindi:

T_{R_0,R_1} =

	A	B	C	D
A	0	1	0	0
B	1	0	0	0
C	0	0	0	1
D	0	0	1	0

T_{R_0,R_2} =

	A	B	C	D
A	0	0	0	3
B	0	1	0	0
C	0	0	1	0
D	3	0	0	0

La lettura di tali matrici è agevole. I numeri che vi figurano individuano l'intensità degli spostamenti avvenuti tra un'unità territoriale e l'altra a seguito delle modifiche apportate agli indicatori di sintesi: il numero 3 che si legge nella seconda matrice, ad esempio, evidenzia che tra l'ordinamento R_0 e l'ordinamento R_2 l'unità territoriale A ha perduto 3 posti, spostandosi

dal rango 1 al rango 4. Inoltre, la posizione del numero in questione all'incrocio tra la riga intestata ad A e la colonna intestata a D sta a significare che lo spostamento di rango ha interessato queste due unità territoriali: A ha perso 3 posizioni a favore di D, che reciprocamente ha guadagnato le stesse 3 posizioni a svantaggio di A.

Moltiplicando la matrice $I - W$ per le T si ottiene un indice che evidenzia i cambiamenti nei ranghi che hanno interessato unità non appartenenti allo stesso ambito territoriale oppure che hanno interessato unità spazialmente non contigue, a seconda del tipo di matrice W utilizzato, di appartenenza o di contiguità..

L'indicatore di robustezza spaziale (IRS), in forma algebrica, può essere quindi scritto come:

$$\mathrm{IRS}_{\mathrm{R_0,R_1}} = \frac{\sum_{\mathrm{i,j}} \mathrm{T_{i,j}}(1-\mathrm{w_{i,j}})}{\mathrm{max_I}} \qquad [1]$$

Per quanto riguarda la stima del massimo dell'indice proposto ($\mathrm{max_I}$) ci si deve porre nella condizione peggiore, ovvero quella in cui l'unità i che era al primo posto dell'ordinamento si ritrovi all'ultimo e così via, questo tante volte quante sono le unità non contigue, ovvero $(n-1)*(n-2)*\ldots$ tante volte quante volte si ha un valore maggiore di zero nella matrice $T_R(I \ - W)$.

Nella formulazione qui proposta per la matrice W le distanze tra le diverse unità territoriali non sono pesate, ossia queste ultime vengono registrate con uno se contigue e con zero altrimenti, indipendentemente dalla distanza più o meno grande intercorrente tra di esse. Se si volesse rimuovere questa limitazione, si potrebbe calcolare una matrice simmetrica P che rappresenti una matrice di distanza tra le unità territoriali (in termini di chilometri tra capoluoghi o di tempi di percorrenza tra l'uno e l'altro) in modo da considerare con maggior peso le unità non contigue tra loro più lontane. Si avrebbe quindi una matrice del tipo:

P =

	A	B	C	D
A	0	40	60	80
B	40	0	30	45
C	60	30	0	70
D	80	45	70	0

Con questa ulteriore approssimazione l'indicatore di robustezza spaziale diventerebbe quindi:

$$\mathrm{IRS}^{\mathrm{P}}_{\mathrm{R_0,R_1}} = \frac{\sum_{\mathrm{i,j}} \mathrm{T_{i,j}}(1-\mathrm{w_{i,j}})\mathrm{p_{i,j}}}{\mathrm{max_{IP}}} \qquad [2]$$

con il massimo ($\max_{IP}$) pari a $(n-1)*(n-2)*\ldots$ tante volte quante volte si ha un valore maggiore di zero nella matrice $T_R(I\ -W)P$.

3 ANALISI DI ROBUSTEZZA SPAZIALE DI ALTERNATIVI INDICATORI SINTETICI DI DOTAZIONE INFRASTRUTTURALE

Come già accennato, l'analisi svolta in questo paragrafo prende avvio dai risultati di un precedente lavoro (Mazziotta *et al.* 2008), in cui ci si era posti l'obiettivo di mettere a confronto alcuni approcci alternativi di costruzione di indicatori sintetici della dotazione infrastrutturale e di verificare sia l'eventuale convergenza sia il grado di robustezza (e dunque di affidabilità) dei risultati ottenuti a partire da un set ristretto di categorie infrastrutturali, concernente i trasporti terrestri, articolati in trasporti stradali e trasporti ferroviari. In particolare, si erano confrontati indicatori compositi ottenuti tramite il metodo del *Benefit of Doubt* – BoD (Mazziotta C. e Vidoli, 2009) ed il metodo delle *Penalità per coefficiente di variazione* − MPCV (Mazziotta M. e Pareto, 2007) rispetto all'indicatore ottenuto con sintesi attraverso media geometrica. Rinviando ai lavori citati per eventuali approfondimenti, qui basti ricordare che i due metodi in questione perseguono entrambi l'obiettivo di introdurre un sistema di pesi nell'aggregazione degli indicatori infrastrutturali elementari, ma si differenziano nella procedura adottata per l'identificazione dei pesi stessi: variabilità tra categorie infrastrutturali nell'indice MPCV, variabilità tra categorie e tra unità territoriali nell'indice BoD.

Nell'analisi qui svolta i due indicatori menzionati vengono sottoposti ad un'ulteriore verifica di robustezza, che prende esplicitamente in considerazione, attraverso l'IRS introdotto nel paragrafo precedente, la stabilità spaziale dei risultati ottenuti con i due metodi, stabilità sempre valutata rispetto all'indicatore ottenuto con media geometrica, assunto come ipotesi base. La verifica è effettuata utilizzando la matrice W "di appartenenza" secondo due aggregazioni territoriali diverse: in una prima applicazione si considera l'appartenenza delle province alle rispettive ripartizioni geografiche (Nord Ovest, Nord Est, Centro, Sud ed Isole), per cui l'indicatore di robustezza spaziale (IRS) registra soltanto i cambi di rango al di fuori di tale area vasta; mentre in una seconda applicazione viene considerata come area di appartenenza la regione in cui ciascuna provincia è localizzata. Date le diverse dimensioni delle due aree di appartenenza, è presumibile attendersi che i livelli dell'IRS siano maggiori nel secondo caso.

Nella tabella 1 si riportano i risultati ottenuti per l'IRS con aggregazione rispetto alla ripartizione geografica; in particolare, sono evidenziati sia il livello dell'indicatore proposto in [1], sia il livello massimo da esso raggiungibile: quest'ultimo si avrebbe non considerando la matrice W di appartenenza oppure nell'ipotesi estrema che tutte le unità territoriali considerate appartenessero alla stessa area. In altri termini, la seconda sezione della tabella 1 indica i cambi di rango complessivamente intervenuti a seguito del confronto tra i due metodi alternativi considerati e l'ipotesi base; mentre la prima sezione restringe (per effetto della matrice di appartenenza) i cambiamenti di rango considerati al sotto-insieme che ha interessato le sole province appartenenti a ripartizioni territoriali diverse.

Si nota facilmente come, rispetto all'ipotesi base (costruzione dell'indicatore sintetico attraverso media geometrica degli indicatori elementari), l'indicatore MPCV sia più stabile spazialmente dell'indicatore BoD (IRS pari a 0,017 contro 0,078); si nota inoltre che il BoD presenta una variazione media nei ranghi tra unità non appartenenti alla stessa area molto più alta rispetto al MPCV (5,1 contro 1,4). Si può quindi dedurre che l'aggregazione degli indicatori elementari attraverso il sistema di pesi del metodo MPCV comporta una variazione del precedente ordinamento provinciale (costruito sulla base della media geometrica) che risulta spazialmente più stabile di quanto non avvenga con il metodo BoD, il che può sostanzialmente attribuirsi ad una maggiore analogia, nel procedimento di costruzione dell'indicatore sintetico, tra ipotesi base (media geometrica) e MPCV.

Si rileva, peraltro, come per entrambi gli indicatori i mutamenti nei ranking avvengano quasi tutti al di fuori della medesima area geografica (il BoD presenta 74 cambi extra area contro 97 totali, il MPCV 42 su 54), a riprova del fatto che, anche in presenza di cambi di ranking limitati in termini assoluti, la geografia degli ordinamenti può risultare sensibilmente alterata.

Tabella 1: Indici di robustezza spaziale di indicatori alternativi di dotazione infrastrutturale – aggregazione rispetto alla *ripartizione territoriale* di appartenenza

Metodi a confronto	IRS	Conteggio cambi extra area	Numeratore IRS	Denominatore IRS	Cambio medio extra - area del ranking
BoD	0,078	74	376	4847	5,1
MPCV	0,017	42	59	3423	1,4
Metodi a confronto	**IRS**	**Conteggio cambi complessivi**	**Numeratore IRS**	**Denominatore IRS**	**Cambio medio del ranking in complesso**
BoD livello massimo	0,096	97	504	5238	5,2
MPCV livello massimo	0,021	54	86	4077	1,6

L’indice IRS deve essere letto quindi sia in termini assoluti, per stimare le variazioni medie di ranking, sia in relazione con il suo livello massimo, per vedere se le variazioni avvengono prevalentemente all’interno o all’esterno dell’area presa a riferimento.

Se già gli indici calcolati per un’area geografica vasta quale la ripartizione territoriale mostrano un così evidente *trade-off* tra basse variazioni medie ed alta variazione extra-area di riferimento, a maggior ragione ciò si verificherà nel caso in cui le aree perse a riferimento siano le regioni, più limitate in termini di estensione territoriale. E’ il caso riportato in *Tabella 2* dove solamente il 10% delle variazioni avviene all’interno di una stessa regione.

Tabella 2: Indici di robustezza spaziale di indicatori alternativi di dotazione infrastrutturale – aggregazione rispetto alla *regione* di appartenenza

Metodi a confronto	IRS	Conteggio cambi extra area	Numeratore IRS	Denominatore IRS	Cambio medio extra - area del ranking
BoD	0,086	87	440	5133	5,1
MPCV	0,020	50	76	3875	1,5
Metodi a confronto	**IRS**	**Conteggio cambi complessivi**	**Numeratore IRS**	**Denominatore IRS**	**Cambio medio del ranking in complesso**
BoD livello massimo	0,096	97	504	5238	5,2
MPCV livello massimo	0,021	54	86	4077	1,6

4 ANALISI DI ROBUSTEZZA SPAZIALE DI INDICATORI SINTETICI *RICOSTRUITI* A LIVELLO TERRITORIALMENTE DISAGGREGATO

4.1 Oggetto dell’analisi

Scopo dell’analisi svolta in questa parte del lavoro è di verificare se e in quale misura i metodi di disaggregazione spaziale, nella forma presentata in Bollino e Polinori (2007) o con le modifiche suggerite da Polasek e Sellner (2008), permettano di ricostruire in maniera apprezzabilmente puntuale l’indice infrastrutturale a livello disaggregato sulla base del corrispondente indicatore a livello territorialmente superiore. Come si vedrà meglio più avanti, ciò significa, in sostanza, verificare se i livelli infrastrutturali delle unità territoriali considerate (le province italiane) possano essere “spiegati” da quelli che dovrebbero essere i loro naturali fattori di generazione, ossia di “domanda”, in particolare i fattori di natura demografica ed economica.

Più specificamente, ipotizzeremo di non conoscere i "*veri*" livelli provinciali di infrastrutturazione , ma solo quelli regionali; a partire da questi e relazionandoli a variabili socio-economiche provinciali, applicheremo una funzione che leghi infrastrutture e regressori, in modo da ottenere una "ricostruzione" dei livelli provinciali di dotazione infrastrutturale.

A questo punto dell'analisi avremo ottenuto sia i "*veri*" livelli provinciali sia quelli ricostruiti, e quindi i due rispettivi ordinamenti: qualora si riscontri una buona approssimazione tra di essi, anche sotto il profilo spaziale, potremo concludere che la dotazione infrastrutturale provinciale è conforme ai corrispondenti fattori demografici ed economici di domanda; a conclusioni opposte si giungerà nel caso in cui si registri una notevole difformità tra risultati ottenuti nella ricostruzione e indici "*veri*".

Al fine di procedere alla ricostruzione degli indicatori provinciali, si è fatto riferimento al modello predisposto da Bollino e Polinori (2007), integrato con un'applicazione basata su metodi di Chow-Lin spaziali presentata da Polasek e Sellner (2008).

4.2 L'approccio metodologico di base

L'impossibilità di calcolare indicatori di varia natura per livelli territoriali molto dettagliati, causa la mancanza di dati sufficienti e sufficientemente robusti, ha indotto negli ultimi anni in letteratura a considerare modelli che permettessero in modo coerente di passare da dati a livello aggregato a dati a livello disaggregato. In particolare, si intende qui far riferimento all'applicazione dei metodi di Chow-Lin (1971) alla dimensione spaziale.

Negli ultimi anni, in effetti, la procedura di Chow-Lin è stata comunemente utilizzata per la costruzione di serie mensili o trimestrali a partire da dati rilevati annualmente. Tuttavia, non sono stati molti i tentativi finora compiuti per applicare la procedura a disaggregazioni di dati su base territoriale.

La procedura Chow-Lin spaziale si basa su 3 ipotesi fondamentali:

1. *Structural similarity*: il modello aggregato e quello disaggregato sono strutturalmente simili. Ciò implica che i rapporti tra le variabili osservati a livello aggregato siano gli stessi che sussistono a livello disaggregato, ovvero che i parametri di regressione in entrambi i modelli rimangano gli stessi.

2. *Error similarity*: gli errori spazialmente correlati presentano la stessa struttura sia a livello aggregato sia disaggregato, ovvero le correlazioni spaziali non sono significativamente differenti.

3. *Reliable indicators*: le variabili indicatrici con le quali si interpolano le $\mathbf{y}$ presentano un buon potere predittivo a livello sia aggregato che disaggregato, ovvero l'R^2 (o il test F) del modello di regressione sono significativamente diversi da zero.

Si noti che la non correttezza dell'ipotesi 1 porta ad ottenere stime sistematicamente distorte; la violazione dell'ipotesi 2, invece, comporta che gli effetti di *spillover* non contribuiscono sostanzialmente alle stime, mentre la violazione dell'ipotesi 3 implica che le stime disaggregate rispecchiano la semplice proporzione di quelle aggregate.

Il modello base presentato si basa su un lavoro di Chow-Lin (1971) che ha "*permesso di leggere il problema dell'interpolazione, dell'estrapolazione e della distribuzione all'interno di un framework unificato*" (Polasek e Sellner, 2008). Il modello è stato primariamente utilizzato per la costruzione di serie mensili o trimestrali a partire da serie storiche annuali, ma negli ultimi anni è sviluppato anche in ambito spaziale.

Bollino e Polinori (2007), in particolare, hanno applicato tale metodologia in ambito spaziale per ricostruire il valore aggiunto all'interno della regione Umbria in un'ottica di analisi della convergenza tra comuni "periferici" e comuni che beneficiano di una più alta crescita, spiegata da fattori di contiguità e da meccanismi di agglomerazione. Il modello è caratterizzato sia da una relazione econometrica fra l'indicatore a livello provinciale ed una serie di variabili esplicative osservabili a livello disaggregato (e ovviamente anche aggregato), sia da una metodologia d'inferenza dei parametri incogniti.

Dal punto di vista della notazione, le variabili riferite al fenomeno aggregato saranno caratterizzate dal pedice "a" (*aggregated*[1]), mentre le variabili riferite al fenomeno disaggregato spazialmente saranno caratterizzate dalla lettera "d" (*disaggregated*)[2].

---

[1] Il termine '*aggregated'* viene utilizzato in analogia con il termine "*high-frequency data*" della procedura Chow-Lin sulle serie storiche.

[2] Per comodità espositiva si considerino ad esempio come unità aggregate le province e come disaggregate i comuni.

La specificazione presuppone che, a livello disaggregato, sia valida una relazione econometrica lineare del tipo:

$$y_d = X_d \beta_d + \varepsilon_d \qquad [3]$$

dove:

y_d è un vettore $(N * 1)$ di osservazioni dell'indicatore composito a livello disaggregato,

X_d è una matrice $(N * k)$ di osservazioni delle k variabili esplicative osservabili a livello disaggregato,

N è il numero di comuni.

In generale, nel modello lineare di regressione vale l'ipotesi:

$$E(\varepsilon_d) = 0\,, Cov(\varepsilon_d) = \sigma_d^2 \qquad [4]$$

Sia C una matrice di dimensione $(n * N)$, dove n è il numero di province, capace di trasformare le osservazioni disaggregate in osservazioni aggregate $C = (I_n \otimes I'_N)$; tale trasformazione può essere ovviamente ottenuta tramite qualsiasi operatore. In particolare, se si sceglie l'operatore somma si otterranno stime comunali che per essere confrontabili con i relativi valori provinciali dovranno essere sommate ($y_a = \sum y_d$) e la matrice C dovrà essere costruita come:

$$C_{i,j} = \begin{bmatrix} 1, \text{se comune i } \in \text{provincia j} \\ 0, \text{altrimenti} \end{bmatrix}$$

Se si sceglie l'operatore media aritmetica, al contrario, C dovrà essere costruita come:

$$C_{i,j} = \begin{bmatrix} \frac{1}{k}, \text{se comune i } \in \text{provincia j con } k = \text{n° comuni } \in \text{provincia j} \\ 0, \text{altrimenti} \end{bmatrix}$$

e le stime ottenute permetteranno di ricostruire i relativi provinciali attraverso una media degli stessi ($y_a = E(y_d)$).

Nelle applicazioni qui effettuate la matrice C è stata costruita tramite l'operatore media aritmetica.

Per cui, assumendo l'ipotesi di *structural similarity* ($\beta_d = \hat{\beta}_a$) possiamo scrivere:

$$y_a = X_a\beta_d + \varepsilon_a \qquad [5]$$

sotto i seguenti vincoli di aggregazione $y_a = Cy_d$, $X_a = CX_d$ ed $\varepsilon_a = C\varepsilon_d$

Le condizioni sul valore atteso e sulla matrice di varianza e covarianza ugualmente avranno la seguente formulazione:

$$E(\varepsilon_a) = 0, \text{e } Cov(\varepsilon_a) = C'\sigma_d^2 C = \sigma_a^2 \qquad [6]$$

Per le ipotesi di *structural similarity* ($\beta_d = \hat{\beta}_a$) e di *error similarity* ($\sigma_d^2 = \hat{\sigma}_a^2$) possiamo sostituire questi parametri dentro l'equazione [5]; lo stimatore efficiente di β, secondo il metodo GLS applicato all'equazione (3), è dato quindi da:

$$\beta_d = \beta_a = (X_a'(\sigma_d^2)^{-1}X_a)^{-1}X_a'(\sigma_d^2)^{-1}y_a \qquad [7]$$

e la previsione ottimale di y_d, dato il vincolo di aggregazione $y_a = Cy_d$, è:

$$y_d = X_d\beta_d + GU \qquad [8]$$

dove:

$$G = \sigma_d^2 C'\left(C\sigma_d^2 C'\right)^{-1}, U = (y_a - X_a\beta_a)$$

Dalle equazioni (7) e (8) appare evidente che β_a, lo stimatore GLS della regressione a livello aggregato, è tale che la struttura degli errori a livello aggregato dipende dalle ipotesi sulla struttura degli errori a livello disaggregato. Per questo motivo, i valori disaggregati sono il risultato: (i) della stima ottenuta applicando i coefficienti stimati a livello aggregato; (ii) di un termine di correzione che tiene conto degli errori della stima aggregata opportunamente ponderata mediante la matrice di covarianza degli errori disaggregati. Questo secondo termine di aggiustamento costituisce la caratteristica determinante della metodologia, poiché incorpora in maniera coerente le informazioni sulla struttura stocastica del problema, ossia le informazioni contenute nella matrice di covarianza degli errori σ_a^2, diversamente dai metodi di aggiustamento arbitrario di tipo meccanico o polinominale.

Si noti, ancora una volta, come le stime ottenute a livello comunale ricostruiscono in modo coerente l'informazione a livello provinciale dato il vincolo di aggregazione $y_a = Cy_d$.

4.3 Ulteriore considerazione degli effetti spaziali

Uno sviluppo, o meglio una generalizzazione, molto interessante del metodo descritto in precedenza passa attraverso l'analisi dell'autocorrelazione spaziale dei livelli di competitività a livello aggregato (si veda Polasek e Sellner 2008).

Se, infatti, evinciamo dalla realtà economica che esistano effetti di correlazione spaziale nei livelli competitivi tra province, ma anche e soprattutto all'interno delle stesse, allora (si veda ad esempio, Anselin 1988), data una matrice di pesi spaziali W_N ed un parametro *spatial lag* $\rho \in [0,1]$, si può ipotizzare a livello disaggregato una relazione del tipo "*Mixed regressive spatial auto regressive*":

$$y_d = \rho_d W_N y_d + X_d \beta_d + \varepsilon_d \text{ con } \varepsilon_d \in N[0;\ \sigma_d^2 I_N] \tag{9}$$

La forma ridotta della [9] ci permette di apprezzare meglio la componente spaziale nella quale risulta come l'apporto delle X_d sia filtrato attraverso la componente spaziale.

$$y_d = (I - \rho_d W_N)^{-1} X_d \beta_d + (I - \rho W_N)^{-1} \varepsilon_d \tag{10}$$

Tale *spatial filter*, più specificamente , viene applicato in modo proporzionale alla distanza; se infatti si sviluppa in serie la $(I - \rho W_N)^{-1}$ (analogamente a quanto si fa per una matrice inversa di Leontief), si ottiene che:

$$E[y_d|X_d] = (1 + \rho_d W_N + {\rho_d}^2 {W_N}^2 + \cdots) X_d \beta_d \tag{11}$$

Dalla [11] si nota più agevolmente come tutte le aree "vicine" siano coinvolte nella stima di y_d e che questo avvenga tramite un coefficiente proporzionale alla distanza (*distance decay*).

Riscriviamo, dunque, la forma ridotta [10] ponendo $R_N = I - \rho_d W_N$.

$$y_d = {R_N}^{-1} X_d \beta_d + {R_N}^{-1} \varepsilon_d, \text{con } \varepsilon_d \in N[0;\ \Sigma_d] \tag{12}$$

con la matrice Σ_d di covarianza NxN pari a:

$$\Sigma_d = \sigma_d^2 ({R_N}' R_N)^{-1} \tag{13}$$

Le incognite del modello a livello disaggregato sono quindi, a questo punto, il parametro ρ_d, i β_d e la covarianza σ_d^2.

Per stimare queste incognite possiamo, sotto le ipotesi di base, sfruttare la relazione tra le $\mathbf{y}$ e le $\mathbf{X}$ a livello aggregato e stimare il modello autoregressivo misto (si veda ad esempio LeSage, 1998) a livello aggregato nella forma:

$$y_a = \rho_a W_N y_a + C X_d \beta_a + \varepsilon_a \text{ con } \varepsilon_a \in N[0;\ \sigma_a^2 I_N] \tag{14}$$

ottenendo le stime $\hat{\rho}_a$ e $\hat{\sigma}_a^2$.

Per le ipotesi di *structural similarity* ($\rho_d = \hat{\rho}_a$ e $\beta_d = \hat{\beta}_a$) e di *error similarity* ($\sigma_d^2 = \hat{\sigma}_a^2$) possiamo sostituire i parametri stimati dentro l'equazione [9] e [12].

Per quanto riguarda la stima dei β_a similmente al metodo di Chow-Lin classico si ottiene[3]:

$$\hat{\beta}_{a,GLS} = (X_a'\left(C\hat{\Sigma}_d C'\right)^{-1}X_a)^{-1}X_a'\left(C\hat{\Sigma}_d C'\right)^{-1}y_a \qquad [15]$$

e la stima delle y a livello disaggregato è ricostruibile come:

$$\hat{y}_d = \underbrace{\hat{R}_N^{-1}X_d\hat{\beta}_a}_{1°\text{termine}} + \underbrace{\hat{\Sigma}_d\, C'\left(C\hat{\Sigma}_d\, C'\right)^{-1}(y_a - C\hat{R}_N^{-1}C'X_a\hat{\beta}_a)}_{2°\text{termine}} \qquad [16]$$

Il primo termine della [16] rappresenta quindi la stima *naïve* del vettore incognito y_d, mentre nella seconda parte dell'equazione l'errore di stima a livello aggregato viene distribuito attraverso la "*gain projection matrix*" (Goldberger, 1962) .

$$G = \hat{\Sigma}_d\, C'\left(C\hat{\Sigma}_d\, C'\right)^{-1} \qquad [17]$$

Questa quantità dipende in modo cruciale dal parametro *spatial lag* ρ_a a livello aggregato; se infatti poniamo $\rho_a = 0$, la matrice $\hat{\Sigma}_d$diventa pari alla matrice identità e G si riduce alla trasposta della *projection matrix*: $G = C'(C\,C')^{-1}$ ritornando al caso presentato nel primo paragrafo; il parametro ρ_d e la matrice W_N permettono quindi che la $1/N$ parte del residuo a livello aggregato non venga assegnato in parte uguale a tutti i comuni, ma che venga filtrato attraverso la distanza spaziale tra gli stessi.

4.4 Applicazione del modello di ricostruzione degli indicatori infrastrutturali provinciali e verifica della robustezza spaziale dei risultati ottenuti

Come esposto in precedenza, scopo di questa parte del lavoro è di effettuare un confronto tra gli indicatori sintetici infrastrutturali costruiti (con metodologia BoD) sulla base dei rispettivi dati elementari e i corrispondenti indicatori "ricostruiti" attraverso modelli di disaggregazione dei livelli regionali che considerino quali regressori variabili socio-economiche di domanda delle infrastrutture stesse. Tale confronto è svolto sia intermini di intensità di spostamenti dei

[3] Si noti che i $\hat{\beta}_{a,GLS}$ non dipendono da $\hat{\sigma}_a^2$ ma bensì da $\hat{\rho}_a$.

ranking occupati dalle province nelle due graduatorie (indicatori "veri" e indicatori "ricostruiti"), sia con specifico riferimento alla stabilità spaziale della ricostruzione effettuata.

L'applicazione del modello di disaggregazione, nelle due versioni precedentemente descritte, presuppone la disponibilità delle seguenti informazioni di base: i) indicatori sintetici infrastrutturali a livello regionale; ii) variabili demografiche ed economiche correlate con i fabbisogni infrastrutturali, disponibili a livello provinciale e regionale.

Le variabili a tal fine considerate sono riportate nel prospetto seguente.

Nome della variabile	**Fonte**	**Anno**
Prodotto interno lordo	Istituto Tagliacarne	2007
Popolazione residente totale	ISTAT	2007
Quota del Valore Aggiunto nei settori extra agricoli su totale	Istituto Tagliacarne	2003
Quota di popolazione residente in comuni con più di 30 mila abitanti	ISTAT	2007
Quota di popolazione residente in comuni con più di 50 mila abitanti	ISTAT	2007
Ricettività di alberghi di categoria medio bassa per abitante	([4])	2006
Ricettività di alberghi di categoria alta per abitante	([4])	2006
Permanenza media dei visitatori stranieri	([4])	2006

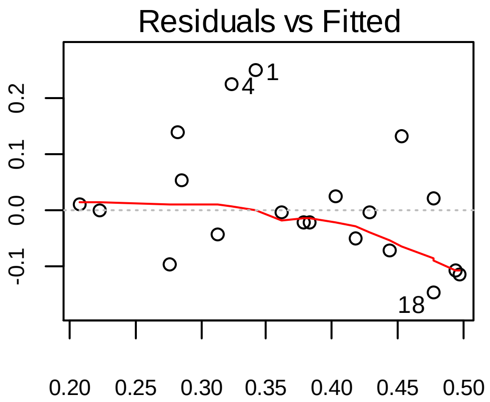
Sulla base di tali dati si è proceduto alla stima, tramite un modello GLS, della funzione a livello aggregato (regionale) $y_a = X_a\beta_a + \varepsilon_a$ con la necessità di ottenere un buon livello di adattamento del modello ai dati per l'ipotesi 3 di "*reliable indicators*" (v. *supra*, par. 4.2).

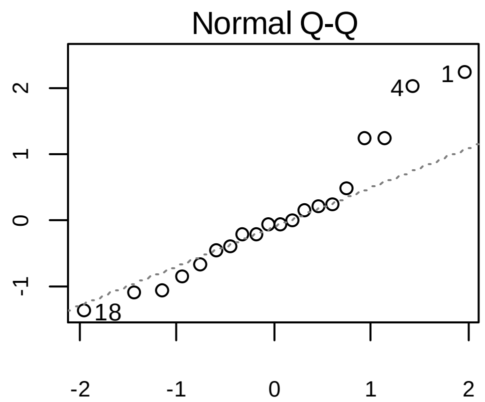
Il modello di regressione stimato si può dichiarare soddisfacente (tabella 3), sia per il significato delle variabili incluse come regressori (proxy dello sviluppo economico, della densità demografica e dell'offerta turistica qualificata), sia per le proprietà statistiche verificate.

[4] Tali indicatori sono stati calcolati da F. Vidoli e L. Taffara nell'ambito di un progetto di ricerca finanziato dall'Istituto Tagliacarne volto a ricostruire i livelli di competitività urbana (Anni 2008 e 2009).

Tabella 3: Stima della dotazione infrastrutturale a livello regionale (modello di regressione lineare, $R^2 = 0{,}93$)

Variabile	Stima	Std. Error	t value	Pr(>|t|)
Prodotto interno lordo	1,30E-05	2,83E-06	4,600	0,0003
Quota di Pop. residente in comuni con più di 50 mila abitanti su totale	4,87E-01	2,04E-01	2,381	0,0292
Alberghi categoria medio bassa per abitante	-1,42E-02	5,97E-03	-2,381	0,0292





Una volta ottenuti i $\hat{\beta}_a$ e le deviazioni standard stimate $\hat{\sigma}_a^2$, grazie alle ipotesi di *structural similarity* e di *error similarity* abbiamo potuto sostituire tali parametri nell'equazione [9] al fine di ottenere l'indicatore infrastrutturale stimato a livello disaggregato.

Per il modo stesso in cui gli indicatori infrastrutturali sono stati stimati a livello provinciale, si potrebbe sostenere che tali stime tendono ad individuare il livello di infrastrutturazione che i fattori di domanda presenti in ciascuna provincia richiedono. Pertanto, un divario consistente tra i livelli stimati e quelli assunti come "veri" può interpretarsi come una riprova del *mismatch* esistente tra domanda di infrastrutture espressa dal territorio e offerta in esso al momento riscontrabile.

E in effetti il divario esiste e sembra essere molto consistente (si veda per maggior dettaglio di informazione l'Appendice), come risulta sia dall'esame grafico della distribuzione provinciale degli indicatori "veri" e "ricostruiti" (*Figura 1*), sia dall'applicazione dell'indice di robustezza spaziale IRS proposto in precedenza (*Tabella 4*). Il livello dell'IRS risulta infatti molto alto ed inoltre molto elevata è anche la differenza media di ranking tra le unità di aree diverse (29 posizioni su 103 unità).

Questi risultati sembrano dunque confermare che lo stock infrastrutturale relativo al settore dei trasporti (terrestri) non si distribuisce sul territorio in maniera conforme ai fabbisogni espressi dai fattori socio-economici presenti a livello locale.

Figura 1 Dotazione infrastrutturale nelle province italiane: confronto tra indicatori "veri" e indicatori "ricostruiti"con modello di tipo Chow-Lin

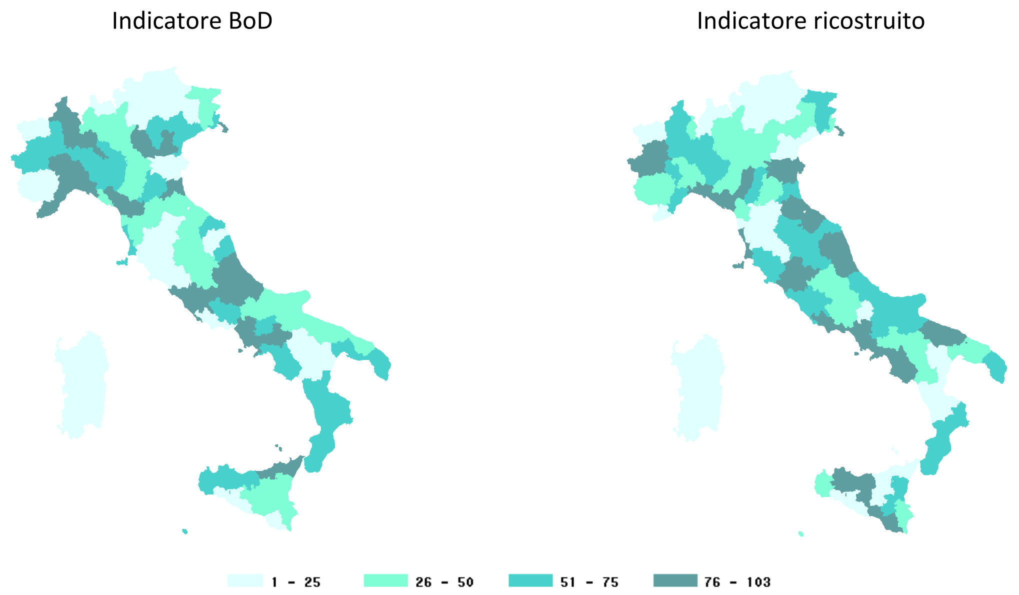


Tabella 4: Indice di robustezza spaziale degli indicatori infrastrutturali "ricostruiti" (1° modello) rispetto a quelli "veri"

	IRS	Conteggio cambi extra area	Numeratore IRS	Denominatore IRS	Cambio medio extra - area del ranking
Indicatore provinciale	0,476	85	2429	5100	28,6

Si è poi proceduto ad applicare la seconda versione del modello di disaggregazione, ossia il modello di Polasek e Sellner del tipo $y_d = \rho_d W_N y_d + X_d \beta_d + \varepsilon_d$ con $\varepsilon_d \in N[0; \sigma_d^2 I_N]$, un modello quindi che legasse il livello di dotazione infrastrutturale della singola provincia sia con i propri regressori sia con la dotazione infrastrutturale delle province vicine[5].

In sintesi, si può affermare innanzitutto che la relazione del tipo "*Mixed regressive spatial auto regressive*" sui livelli regionali risulta significativa (anche in presenza di un ρ_a

[5] Come matrice di distanza è stata utilizzata una matrice non pesata di contiguità.

abbastanza basso, pari a 0,10). Quanto poi alla stabilità spaziale dei risultati conseguenti agli indicatori "ricostruiti", si riscontra (*Tabella 4*) un livello dell'IRS sulle differenze spaziali tra gli ordinamenti leggermente inferiore che nel caso precedente (0,38 contro 0,48). Rimangono comunque marcate differenze tra i due ordinamenti, il che fa supporre che il problema non consista tanto nella precisione del modello adottato per la disaggregazione, quanto piuttosto in una realtà che vede una tuttora forte distanza tra domanda e offerta di infrastrutture a livello territorialmente disaggregato.

Tabella 5: Indice di robustezza spaziale degli indicatori infrastrutturali "ricostruiti" (2° modello) rispetto a quelli "veri"

	IRS	Conteggio cambi extra area	Numeratore IRS	Denominatore IRS	Cambio medio extra - area del ranking
Indicatore provinciale	0,384	75	1870	4875	24,9

5 RIEPILOGO E CONCLUSIONI

Il lavoro qui presentato fa seguito ad altri precedenti lavori finalizzati alla individuazione di metodologie di costruzione di indicatori sintetici di dotazione infrastrutturale, ricavati per aggregazione di corrispondenti indicatori elementari. In uno degli ultimi lavori si era proceduto alla verifica della robustezza dei risultati ottenuti attraverso l'applicazione di alcuni metodi di sintesi con introduzione di un sistema di pesi: si intendeva in tal modo saggiare la sensibilità dei risultati stessi e, in definitiva, l'affidabilità "statistica" dei metodi utilizzati.

L'approfondimento effettuato nel presente paper ha riguardato l'esplicita introduzione della dimensione spaziale nell'analisi di robustezza degli ordinamenti derivanti dall'applicazione di metodi diversi di costruzione degli indicatori sintetici, nel nostro caso relativi alla dotazione infrastrutturale delle province italiane. A tal fine si è proceduto ad elaborare un apposito indice di robustezza spaziale (IRS), tale da inglobare al suo interno non soltanto la misura della stabilità di ordinamenti alternativi (confrontati rispetto ad un ordinamento assunto come ipotesi base), ma anche la misura della stabilità dei ranghi all'interno delle più vaste aree di appartenenza delle unità territoriali considerate (nel nostro caso, ripartizioni territoriali e regioni rispetto alle province).

L'indice è stato applicato con riferimento a due distinte ipotesi da verificare. La prima concerne l'analisi di stabilità spaziale dei metodi alternativi di costruzione dell'indicatore sintetico ponderato messi a punto in precedenti lavori: si tratta dell'indicatore denominato MPCV (*Penalità per coefficiente di variazione*) e dell'indicatore denominato BoD (*Benefit of*

the Doubt), accomunati dall'intento di introdurre un sistema di pesi nell'aggregazione degli indicatori elementari, ma distinti per modalità di stima di tale sistema.

L'applicazione dell'IRS agli ordinamenti relativi ai due indicatori − sempre posti a confronto con l'ordinamento risultante dalla sintesi attraverso media geometrica non ponderata, assunto come ipotesi base − mostra come entrambi i metodi facciano registrare variazioni medie di ranking abbastanza contenute. Dal punto di vista spaziale, tuttavia, il metodo MPCV risulta nettamente più stabile del BoD, verosimilmente per effetto di una struttura dell'indicatore di sintesi non troppo dissimile da quella dell'indicatore ottenuto con media geometrica. È interessante notare, comunque, che per entrambi gli indicatori gli spostamenti di ranking interessano province non localizzate all'interno della stessa di appartenenza (ripartizione o regione). Se ne deduce che anche variazioni contenute possono portare a sensibili alterazioni della distribuzione spaziale degli ordinamenti in questione.

La seconda ipotesi che è stata sottoposta a verifica di stabilità spaziale attraverso l'IRS fa riferimento al tentativo di ricostruire gli indicatori infrastrutturali ad un livello di elevato dettaglio territoriale (provinciali, nel nostro caso) attraverso la disaggregazione di livelli territorialmente superiori (regionali), ottenuta tramite l'applicazione di modelli mutuati dall'approccio Chow-Lin, applicati secondo due distinte versioni. In realtà, l'utilizzazione in tali modelli di regressori costituiti da variabili socio-economiche di generazione delle infrastrutture conferisce al confronto tra i due ordinamenti − quello costruito sulla base dei dati infrastrutturali provinciali "veri" e quello "ricostruito" attraverso il modello − il significato di un riscontro tra l'offerta e la domanda di infrastrutture a livello territorialmente disaggregato.

L'applicazione dell'IRS in questa seconda ipotesi conduce a risultati poco stabili sotto il profilo spaziale, indipendentemente dalla versione modellistica utilizzata. In ragione di quanto appena detto, ciò potrebbe avere il significato di un divario tuttora molto consistente tra domanda e offerta di infrastrutture a livello territorialmente disaggregato.

Riconoscimenti

Il lavoro è stato condotto in stretta collaborazione tra i due Autori. Quanto alla redazione del testo, C. Mazziotta ha scritto i parr. 1, 3, 5; F. Vidoli ha scritto i parr. 2 e 4.

Riferimenti bibliografici

Anselin L. (1988) “*Spatial Econometrics: Methods and Models*”, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.

Bollino C. A., Polinori P. (2007), "*Ricostruzione del valore aggiunto su scala comunale e percorsi di crescita a livello micro-territoriale: il caso dell'Umbria*", Rivista di Scienze regionali, fascicolo 2.

Chow G. C., Lin, A. (1971) “*Best linear unbiased interpolation, distribution, and extrapolation of time series by related series*” The Review of Economics and Statistics, 53(4): 372-375.

Denton F. (1971) “*Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: An approach based on quadratic minimization*”, Journal of American Statistical Association, 66:99-102.

Goldberger A. S. (1962) “*Best linear unbiased prediction in the generalized linear regression model*” American Statistical Association Journal, 57:369-375.

LeSage J. P. (1998) “*Spatial econometrics*”, Technical report, University of Toledo.

Mazziotta C., Mazziotta M, Pareto A., Vidoli F. (2008) “*La costruzione di un indicatore sintetico ponderato di dotazione infrastrutturale: metodi e applicazioni a confronto*”, XXIX Conferenza Italiana di Scienze Regionali, Bari.

Mazziotta M., Pareto A. (2007), “*Un indicatore sintetico di dotazione infrastrutturale: il metodo delle penalità per coefficiente di variazione”*, XXVIII Conferenza Italiana di Scienze Regionali, Bolzano.

Mazziotta C., Vidoli F. (2009) “*La costruzione di un indicatore sintetico ponderato. Un’applicazione della procedura Benefit of Doubt al caso della dotazione infrastrutturale in Italia*” Scienze Regionali, Italian Journal of Regional Science, vol 8, n°1, Franco Angeli.

Polasek W., Sellner R. (2008) "*Spatial Chow-Lin methods: Bayesian and ML forecast comparisons*", Rimini Centre for Economic Analysis (RCEA), working paper 38-08.

APPENDICE

Indicatori infrastrutturali “veri” (sintesi con metodologia BoD) e indicatori “ricostruiti” (1° modello)

Provincia	Indicatore provinciale ricostruito	Indicatore BoD	Regione	Media Regionale BoD
L'AQUILA	0,33	0,70	ABRUZZO	0,59
CHIETI	0,33	0,52		
PESCARA	0,43	0,57		
TERAMO	0,28	0,57		
POTENZA	0,30	0,27	BASILICATA	0,27
MATERA	0,32	0,27		
VIBO VALENTIA	0,09	0,62	CALABRIA	0,42
CROTONE	0,33	0,25		
REGGIO CALABRIA	0,35	0,41		
COSENZA	0,22	0,40		
CATANZARO	0,42	0,42		
AVELLINO	0,28	0,46	CAMPANIA	0,55
SALERNO	0,30	0,44		
BENEVENTO	0,30	0,38		
CASERTA	0,27	0,49		
NAPOLI	0,48	0,98		
RIMINI	-0,04	0,65	EMILIA ROMAGNA	0,39
PIACENZA	0,55	0,38		
MODENA	0,58	0,35		
RAVENNA	0,52	0,46		
FORLI'	0,51	0,31		
REGGIO EMILIA	0,55	0,30		
FERRARA	0,50	0,24		
PARMA	0,60	0,37		
BOLOGNA	0,67	0,42		
TRIESTE	0,82	1,00	FRIULI VENEZIA GIULIA	0,50
GORIZIA	0,31	0,42		
UDINE	0,39	0,35		
PORDENONE	0,38	0,23		
FROSINONE	0,26	0,42	LAZIO	0,37
LATINA	0,44	0,28		
VITERBO	0,35	0,26		
ROMA	0,78	0,58		
RIETI	0,25	0,30		
GENOVA	0,66	0,71	LIGURIA	0,58

IMPERIA	0,32	0,60		
LA SPEZIA	0,51	0,34		
SAVONA	0,31	0,68		
VARESE	0,46	0,63	LOMBARDIA	0,42
CREMONA	0,46	0,38		
LECCO	0,36	0,42		
LODI	0,33	0,49		
COMO	0,39	0,36		
MILANO	0,72	0,83		
MANTOVA	0,40	0,33		
BERGAMO	0,45	0,33		
BRESCIA	0,46	0,30		
SONDRIO	0,23	0,17		
PAVIA	0,46	0,40		
ANCONA	0,45	0,42	MARCHE	0,36
PESARO E URBINO	0,45	0,32		
MACERATA	0,29	0,26		
ASCOLI PICENO	0,35	0,44		
CAMPOBASSO	0,33	0,36	MOLISE	0,34
ISERNIA	0,24	0,31		
ALESSANDRIA	0,42	0,55	PIEMONTE	0,43
VERCELLI	0,35	0,42		
CUNEO	0,40	0,29		
VERBANO CUSIO OSSOLA	0,20	0,21		
ASTI	0,46	0,53		
TORINO	0,57	0,41		
BIELLA	0,33	0,30		
NOVARA	0,50	0,70		
BARI	0,48	0,35	PUGLIA	0,36
TARANTO	0,41	0,40		
FOGGIA	0,38	0,30		
BRINDISI	0,30	0,34		
LECCE	0,23	0,40		
ORISTANO	0,20	0,21	SARDEGNA	0,18
NUORO	0,18	0,17		
SASSARI	0,30	0,16		
CAGLIARI	0,42	0,18		
CATANIA	0,37	0,31	SICILIA	0,36
CALTANISSETTA	0,45	0,31		
PALERMO	0,49	0,40		
TRAPANI	0,41	0,40		
ENNA	0,19	0,33		
AGRIGENTO	0,22	0,29		
MESSINA	0,38	0,63		

RAGUSA	0,50	0,24		
SIRACUSA	0,39	0,31		
SIENA	0,34	0,21	TOSCANA	0,38
MASSA CARRARA	0,57	0,55		
PRATO	0,74	0,46		
PISTOIA	0,42	0,52		
PISA	0,45	0,31		
AREZZO	0,47	0,29		
LUCCA	0,46	0,49		
LIVORNO	0,52	0,44		
GROSSETO	0,40	0,19		
FIRENZE	0,59	0,33		
TRENTO	0,27	0,23	TRENTINO ALTO ADIGE	0,22
BOLZANO	0,15	0,21		
TERNI	0,51	0,36	UMBRIA	0,33
PERUGIA	0,45	0,30		
AOSTA	0,22	0,23	VALLE D'AOSTA	0,23
BELLUNO	0,28	0,18	VENETO	0,37
TREVISO	0,43	0,45		
VENEZIA	0,48	0,41		
PADOVA	0,51	0,48		
VERONA	0,52	0,46		
VICENZA	0,45	0,38		
ROVIGO	0,43	0,25		

ABSTRACT

The aim of the present paper is to evaluate the construction and the application of a spatial robustness index (IRS), analyzing the stability of the rankings obtained trough alternative methods for constructing composite indicators. These rankings are referred to the Italian infrastructure endowment, analyzed at the disaggregated territorial level (Italian “province”).

The stability control has been performed trough IRS in two applications. In the first one we test some alternative methods for constructing composite indicators, that we already presented in the previous paper (see Mazziotta et al., 2008). In the present application we check the robustness not only in terms of ranking changes, but also in terms of ranking persistence within the wide areas including the smaller level of “province”.

The second analysis has tested the spatial stability of some models (based on the Chow-Lin approach, see Bollino and Polinori, 2007 and Polasek and Sellner, 2008) aimed to disaggregate cross-sectional data by use of demographic and economic variables, assumed as factors of generation for infrastructure needs. Consequently, the comparison between the two series of infrastructure indicators (the “effective” data and the “reconstructed” data) is like to comparison between infrastructure supply and demand in the Italian “province”.

The results obtained in both applications confirm the usefulness of IRS index as simple tool for checking the spatial robustness of the rankings produced by different methodologies of constructing composite indicators.