

Metodi geostatistici per la clusterizzazione dei flussi migratori in Italia

Giuseppe Las Casas (*), Grazia Scardaccione (*), Francesco Scorza (*)

(*) Laboratorio dei Sistemi Urbani e Territoriali, Università Degli Studi della Basilicata, Via dell'Ateneo Lucano 10, 85100, Potenza, Italy, 0971.205121, 0971.205127, giuseppe.lascasas@unibas.it, grazia.scardaccione@unibas.it, francesco.scorza@unibas.it

Riassunto

Tradizionale paese di emigrazione, l'Italia è divenuta nei decenni scorsi paese d'immigrazione. L'immigrazione in Italia è in continua e rapida espansione. L'analisi dei flussi migratori è un campo di applicazione che coinvolge numerose discipline, dalla geografia alle scienze sociali. Essi rappresentano fattori chiave nell'evoluzione delle dinamiche demografiche alle differenti scale con ripercussioni su economia, cultura, territorio, ambiente. È necessario tener conto di relazioni di tipo spaziale che permettono di restituire una visione dinamica della relazione tra dimensione spaziale e fenomeno migratorio. In questo lavoro si propone, perciò, un approccio combinato tra indicatori tradizionali, come il Quoziente di localizzazione e l'indice di segregazione, per la stima delle migrazioni e tecniche di geostatistica per l'individuazione di clusters territoriali che definiscono mete preferenziali dei flussi migratori. Questo lavoro contribuisce all'identificazione delle aree di destinazione dei flussi migratori in Italia, assumendo la municipalità come entità statistica/geografica minima, sviluppando l'approccio geostatistico su variabili elementari in modo da progettare una metodologia facilmente riproducibile anche in altri contesti. In questo studio si è verificato se, e in quale misura, tale comportamento insediativo risulta caratterizzato da concentrazione territoriale e/o affetto da autocorrelazione spaziale tramite il calcolo di indicatori globali e locali di autocorrelazione spaziale (Moran e LISA). I clusters così individuati si candidano a essere aree bersaglio di politiche settoriali volte a superare problemi di integrazione sociale, sicurezza e opportunità di lavoro.

Abstract

Immigration in Italy is in continuous and rapid expansion. Recent data concerning the presence of foreign citizens draw the portrait of a increasingly multi-ethnic country with its nearly 3,433,000 foreigners (ISTAT, 2008). Migrants Caritas and affirm that a higher number of immigrants are present today in Italy, which ranges between 3.800.000 and 4.000.000, with an incidence of 6.7% of total resident population, slightly above the EU average, which was 6.0% in 2006. (XVIII Report on Immigration, 2008). The analysis of migration flows involves several disciplines, from geography to social sciences. Such flows are key factors in the evolution of population dynamics at different scales, with implications on the economy, culture, territory, environment. It is necessary to take into account of spatial relationships of the phenomena investigating the spatial dimension of migrations. This paper proposes a combined approach between traditional indicators, such as the localization quotient and the segregation index for the estimation of migration and the application of geostatistical techniques for the detection of spatial clusters. This work contribute to identify destination areas of migration flows in Italy, taking the municipality as statistical and geographical minimum unit. Developing geostatistical approach to primary variables we design a methodology easily reproduced in other contexts. In this study we examined if and how the settlement behavior of migrants in Italy is characterized by spatial concentration and/or affected by spatial autocorrelation through global and local indicators of spatial autocorrelation (Moran and Lisa).

1. Introduzione

L'immigrazione in Italia è in continua e rapida espansione. Dati recenti relativi alla presenza di cittadini stranieri tracciano il ritratto di un'Italia sempre più multietnica con i suoi quasi 3.433.000 stranieri (ISTAT, 2008). Il 62,5% nel Nord (più di 2 milioni), il 25,0% nel Centro (poco meno di 1 milione) e il 12,5% nel Mezzogiorno (quasi mezzo milione).

Caritas e Migrantes accreditano un numero superiore di immigrati regolarmente presenti, che oscilla tra i 3.800.000 e i 4.000.000, con un'incidenza del 6,7% sul totale della popolazione residente, leggermente al di sopra della media UE, che è stata del 6,0% nel 2006.

Nonostante la maggiore forza d'attrazione rimane quella delle regioni del Centro-Nord, si registra una crescente presenza anche nel Meridione.

2. Dati e metodologia

La ricerca è stata sviluppata rispetto all'intero territorio nazionale assumendo la municipalità come entità statistica/geografica minima. Per le finalità del lavoro sono stati selezionati indicatori sintetici per la misura dell'incidenza degli stranieri sulla popolazione residente in Italia.

Il dataset di riferimento è quello disponibile presso l'Istituto Nazionale di Statistica. Le variabili di riferimento sono di tipo elementare: popolazione residente, popolazione straniera presente, iscritti e cancellati. Per ciascuna variabile sono state considerate preliminarmente le serie storiche. In questo lavoro si riportano le elaborazioni relative al periodo che va dal 1999 al 2007 in quanto rappresentativo delle più recenti tendenze.

Di seguito vengono descritti gli indicatori statistici tradizionali utilizzati e quelli che fanno riferimento all'analisi geostatistica della correlazione spaziale e si riportano i risultati dell'applicazione.

2.1 Il fenomeno migratorio: Tecniche di analisi tradizionali

L'approccio metodologico adottato ha previsto inizialmente un'analisi del fenomeno migratorio in termini globali. L'analisi si è basata su indicatori statistici tradizionali. In particolare, è stato calcolato l'Indice di Efficacia dei movimenti migratori per ottenere informazioni sulla dinamica degli spostamenti. Seguendo gli approcci tradizionali sono state effettuate misure di segregazione attraverso il Quoziente di Localizzazione e l'Indice di Segregazione Spaziale.

La segregazione ha due forme. Essa si esprime contemporaneamente socialmente e spazialmente. In questo lavoro la si è intesa solo da un punto di vista spaziale.

La misura della segregazione si basa sul calcolo di due indici: l'indice di dissimilarità e il quoziente di localizzazione. I due indici ci permettono di valutare i livelli di differenziazione territoriale di un gruppo (gli stranieri presenti) rispetto ad altri gruppi (la popolazione residente).

2.1.1 L'indice di efficacia migratoria

Il saldo migratorio non dà informazioni su quale sia l'impatto delle migrazioni sulla numerosità della popolazione, per cui è stato calcolato l'Indice di Efficacia dei movimenti migratori (Tabella 1), definito come:

$$Ie = [(I-C)/(I+C)] * 100 \quad [1]$$

dove Ie = Iscritti (persone che hanno spostato la propria residenza in altro comune), C = cancellati (persone che hanno cancellato la propria residenza da altro comune); (I-C) rappresenta il saldo migratorio.

Valori prossimi a zero indicano che l'interscambio migratorio di un comune non produce una variazione significativa della popolazione, valori prossimi a 100 segnalano che i flussi in ingresso sono molto maggiori rispetto a quelli in uscita e infine, valori prossimi a -100 mostrano che prevalgono i flussi di emigrazione (ISTAT).

La Figura.1 ci mostra la scarsa misura con cui le oscillazioni del saldo migratorio influenzano la numerosità della popolazione. Dal 2002 al 2007 il campo di variazione è stato delimitato da circa -4 a +25, quindi visto che i valori critici sono 100 (molta immigrazione), -100 (molta emigrazione), si può dedurre che i flussi migratori hanno avuto un peso abbastanza moderato in Italia. Interessante è notare come per l'Italia meridionale, tale valore oscilla tra 2,25 e -4,21 per poi assumere nel 2007 un valore di nuovo positivo (circa 6,22)

RIPARTIZIONE GEOGRAFICA	I.Effic 2002	I.Effic 2003	I.Effic 2004	I.Effic 2005	I.Effic 2006	I.Effic 2007
Italia nord-occidentale	12.21	18.08	19.03	11.12	7.65	12.98
Italia nord-orientale	19.36	20.02	18.99	12.43	11.16	16.50
Italia centrale	15.96	24.77	20.28	13.76	24.38	21.47
Italia meridionale	2.25	8.07	6.27	-2.11	-4.21	6.22
Italia insulare	3.18	11.44	3.47	2.38	0.02	6.46

Tabella 1 Indice di efficacia

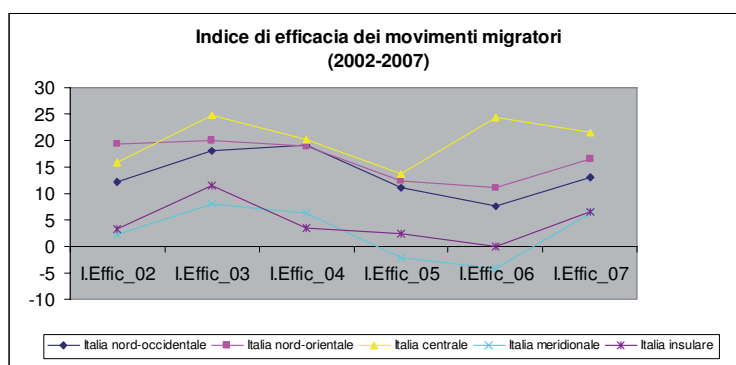


Figura 1 Indice di efficacia per ripartizione geografica

L'indice di efficacia migratoria permette una valutazione della dinamicità evolutiva della popolazione sulla base dell'impatto della componente migratoria interna ed esterna. In Figura 2 è riportata la rappresentazione dell'indice di efficacia al 2007. Si osserva un comportamento eterogeneo del sistema che non permette di identificare clusterizzazioni relative ad origini e destinazioni preferenziali dei flussi migratori.



Figura 2 Indice di Efficacia migratoria 2007

2.1.2 Quoziente di localizzazione

Il “quoziente di localizzazione” fornisce una stima del grado di specializzazione della singola unità statistica (in questo caso il comune) ad accogliere popolazione straniera.

L'indicatore è definito come:

$$QL = (x_i/y_i)/(X/Y)$$

x_i rappresenta la popolazione del gruppo nella zona i -esima (in questo caso il comune), X la popolazione totale sull'intera area di studio (in questo caso il territorio nazionale), y_i la popolazione straniera nella zona i -esima, Y la popolazione straniera totale.

Il quoziente di localizzazione fornisce la misura della concentrazione relativa di un gruppo in una determinato comune in relazione alla incidenza media dello stesso gruppo a livello nazionale. Il Q.I. è un numero positivo; quando è inferiore a 1 indica la debole presenza di un gruppo in una certa area, quando è uguale a 1 la concentrazione nel comune è simile a quella nazionale ed infine quando è superiore a 1 indica una situazione di sovrarappresentazione relativa di un gruppo in una certo comune (Cristaldi, 2002). Quanto maggiore è QL tanto più l'area è specializzata ad accogliere stranieri. Si osserva come la maggiore concentrazione degli stranieri interessa l'Italia centrale e settentrionale (Figura 3) mentre nel Sud si evidenziano alcune centralità con comportamento singolare

2.1.3 Indici di dissimilarità

L'indice di dissimilarità (D) nella formulazione di Duncan & Duncan (1955) fornisce una stima del grado di segregazione di due gruppi di popolazione presenti sull'area di studio.

L'indice è definito come:

$$D = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k |x_i - z_i| \cdot 100$$

dove x_i rappresenta il rapporto tra il numero di residenti del gruppo nella zona i -esima e la popolazione complessiva di quel gruppo nell'intera città, z_i rappresenta un rapporto simile a x_i , per un altro gruppo k è il numero delle zone urbane considerate

L'indice di dissimilarità informa che due gruppi (x e z) presentano una situazione di più o meno compatibilità, cioè informa se nella distribuzione territoriale i due tipi di popolazione coabitano o meno nelle stesse zone.

L'indice varia tra 0 e 100. Valori prossimi a 0 indicano una bassa dissimilarità.

L'indice di segregazione permette di misurare una disomogeneità della struttura della popolazione straniera rispetto alle aree di studio rappresentate dall'intero territorio nazionale e dalle macro aggregazioni territoriali tipicamente usate nell'analisi statistica in Italia.

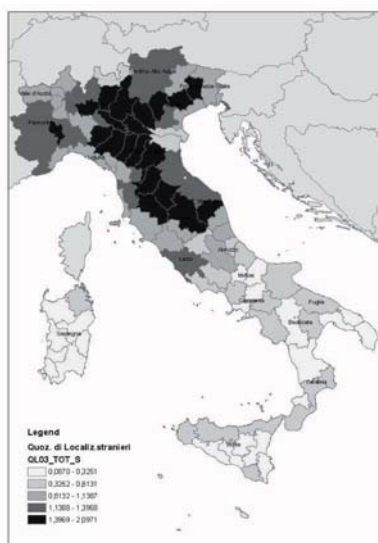


Figura 3 Quoziente di localizzazione 2007



Figura 4 Indice di dissimilarità 2007

Gli indici di segregazione non forniscono indicazioni in merito alla distribuzione spaziale del fenomeno in particolare non permettono di sviluppare valutazione sul grado di segregazione all'interno dell'area di studio (O' Sullivan., Wong, 2007).

2.2 Il fenomeno migratorio: Tecniche di analisi spaziale

Al fine di definire mete preferenziali dei flussi migratori sono state utilizzate tecniche di analisi spaziale che hanno permesso di individuare cluster territoriali. Variabilità e correlazioni nelle loro distribuzioni spaziali possono essere ben rappresentate mediante analisi geostatistica dei dati.

2.2.1 Moran's I statistic and Local indicators of spatial association (LISA)

La possibilità che i fenomeni, che si manifestano in diverse aree di un paese, siano affetti dalla contiguità spaziale viene espressa attraverso una misura della autocorrelazione spaziale ben espressa dalla prima legge della Geografia di Tobler (1970) "All Things Are Related, but Nearby Things Are More Related Than Distant Things". Poiché nella espressione della dipendenza spaziale si fa riferimento alla connessione tra le unità più vicine, preliminarmente al concetto di autocorrelazione, si pone il problema di esprimere il grado di vicinanza delle aree attraverso la definizione del concetto di contiguità spaziale (O' Sullivan, Unwin, 2003).

In questo studio ci si è avvalsi prevalentemente della I di Moran, dello scatterplot di Moran (Anselin, 1996) e del Local indicator of spatial association (LISA) (Anselin, 1988, 1995).

L'Indice di Moran (Moran, 1948) può essere formalizzato nei seguenti termini:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})w_{ij}}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad [2]$$

dove x_i è la variabile osservante nelle n ripartizioni spaziali e \bar{x} è la media di tale variabile, w_{ij} è l'elemento generico della matrice di contiguità, S_0 è la somma di tutti gli elementi della matrice.

La contiguità viene definita tramite una matrice di pesi quadrata di ordine n (n = numero di zone distinte), generalmente simmetrica, che rappresenta lo schema delle connessioni o legami e delle loro intensità" (Badaloni, Vinci, 1988).

L'Indice di Moran dà un'indicazione del grado di associazione lineare tra il vettore dei valori osservati della variabile in esame ed il vettore dei valori spazialmente ritardati. Un valore positivo e significativo di tale statistica indica che valori simili della variabile analizzata tendono a caratterizzare aree localizzate contiguamente nello spazio. Al contrario, un valore negativo e significativo dell'I-Moran denota la presenza di valori dissimili della variabile in aree contigue. La non significatività dell'indice implica assenza di autocorrelazione, cioè la presenza di una distribuzione casuale della variabile nello spazio.

Nella tabella 2. sono riportati i valori di Moran (e la relativa Z-score – misura di attendibilità statistica dell'elaborazione) ottenuti ripetendo su dati relativi a più annualità il calcolo sulle due variabili di base considerate in questo lavoro: gli stranieri residenti e il rapporto tra stranieri residenti e popolazione totale.

Si osserva che la correlazione spaziale è significativa rispetto alla seconda variabile considerata. Essa è dunque rappresentativa del fenomeno valutato alla scala di dettaglio comunale.

REGIONE	STR TOT 99		STR/POP 99		STR TOT 02		STR/POP 02		STR TOT 04		STR/POP 04	
	I	Z-score	I	Z-score	I	Z-score	I	Z-score	I	Z-score	I	Z-score
Italia	0,04	7,34	0,44	67,03	0,06	10,43	0,56	86,65	0,07	12,3	0,62	94,51
Italia Nord Occidentale	0,04	8,56	0,3	28,96	0,05	8,88	0,38	36,33	0,06	9,02	0,42	39,66
Italia Nord Orientale	0,07	5,2	0,38	26,33	0,08	6,71	0,44	30,41	0,09	6,44	0,48	32,75
Italia Centrale	0,02	4,29	0,31	16,78	0,03	4,97	0,44	23,59	0,05	6,56	0,48	25,45
Italia Meridionale	0,08	8,03	0,33	23,44	0,11	9,59	0,36	25,64	0,13	11,13	0,41	29,53
Italia Insulare	0,02	1,67	0,24	11,16	0,03	1,99	0,19	8,97	0,04	2,32	0,22	10,54
Piemonte	0,03	8,21	0,22	13,25	0,04	9,01	0,24	14,53	0,04	9,12	0,24	14,41
Valle d'Aosta	0,09	2,91	0,23	3,56	0,09	3,2	0,16	2,55	0,07	2,65	0,16	2,48
Lombardia	0,04	14,06	0,35	23,2	0,06	13,45	0,45	29,81	0,07	13,94	0,49	32,31
Trentino-Alto Adige	0,04	1,69	0,23	7,4	0,04	1,6	0,29	9,42	0,03	1,45	0,32	10,27
Veneto	0,06	2,83	0,43	17,75	0,06	2,92	0,47	19,35	0,06	2,08	0,47	19,21
Friuli-Venezia Giulia	0,02	0,87	0,27	6,81	0,02	0,8	0,37	9,3	0,03	1,13	0,39	9,68
Liguria	-0,04	-2,52	0,31	8,23	-0,04	-2,49	0,38	9,55	-0,04	-2,5	0,42	10,42
Emilia-Romagna	0,03	1,1	0,37	11,32	0,04	1,64	0,39	12,09	0,03	1,24	0,41	12,46
Toscana	0,07	3,31	0,26	7,95	0,09	3,91	0,38	10,99	0,1	4,01	0,42	12,02
Umbria	0,08	2,6	0,2	3,56	0,11	2,6	0,29	4,77	0,07	1,95	0,28	4,56
Marche	0,12	3,48	0,2	5,43	0,14	4,16	0,25	6,84	0,14	4,14	0,27	7,41
Lazio	0	2,63	0,44	14,37	0,02	7,65	0,41	13,43	0,04	10,7	0,52	16,97
Abruzzo	0,17	5,54	0,26	7,81	0,17	5,27	0,25	7,41	0,19	5,84	0,33	9,76
Molise	0,12	2,71	0,17	3,5	0,04	0,99	0,15	3,2	0,05	1,16	0,15	3,13
Campania	0,06	6,86	0,33	16,61	0,1	8,79	0,29	11,56	0,12	8,68	0,37	14,7
Puglia	0,06	2,08	0,14	3,98	0,08	3,15	0,17	4,57	0,09	3,09	0,25	6,75
Basilicata	0,21	4,47	0,24	4,89	0,21	4,73	0,31	6,18	0,17	3,98	0,24	4,89
Calabria	0,02	1,48	0,18	6,56	0,01	0,62	0,13	4,7	0,02	0,99	0,18	6,2
Sicilia	0	0,29	0,24	8,21	0,01	0,46	0,2	6,97	0,01	0,67	0,24	8,25
Sardegna	0,2	7,75	0,21	7,13	0,17	6,81	0,16	5,54	0,17	6,9	0,19	6,28

Tabella 2 Indice di Moran

L'indice di Moran, tuttavia, non consente di vedere se la dipendenza spaziale positiva generi cluster di regioni con livelli alti o bassi di specializzazione, né di individuare i confini geografici degli stessi. È possibile, inoltre, che il grado di dipendenza spaziale vari tra differenti gruppi all'interno del campione e che ci si trovi, quindi, di fronte a situazioni caratterizzate dall'esistenza di pochi cluster, localizzati in specifiche parti dell'area in esame, informazione che non emergerebbe da un'analisi di carattere globale.

In considerazione di questi limiti è stato adottato il Moran Scatterplot e sono state proposte misure di autocorrelazione locale.

Il Moran Scatterplot riporta in un grafico cartesiano sull'asse delle ascisse la variabile x normalizzata e su quello delle ordinate il ritardo spaziale di detta variabile (Wx) anch'esso normalizzato. In questo studio la variabile considerata è il rapporto tra stranieri e popolazione per tutti i comuni del territorio nazionale.

I risultati del Moran Scatterplot sono riportati su una mappa in modo da caratterizzare geograficamente le aree con le diverse tipologie di correlazione (*High-High*, *Low-Low*, *High-Low*, *Low-High*). Tramite questa rappresentazione è possibile verificare la contiguità geografica delle regioni accomunate da un certo tipo di correlazione e dunque l'identificazione di cluster omogenei. Lo scatterplot di Moran, costruito con l'ausilio del software GeoDa (Anselin, 2003), ha permesso di valutare la tipologia di correlazione a scala comunale su territorio nazionale rispetto al rapporto tra stranieri residenti e popolazione totale. In figura 5. si riportano i risultati ottenuti alle date: 1999, 2002, 2004, 2007.

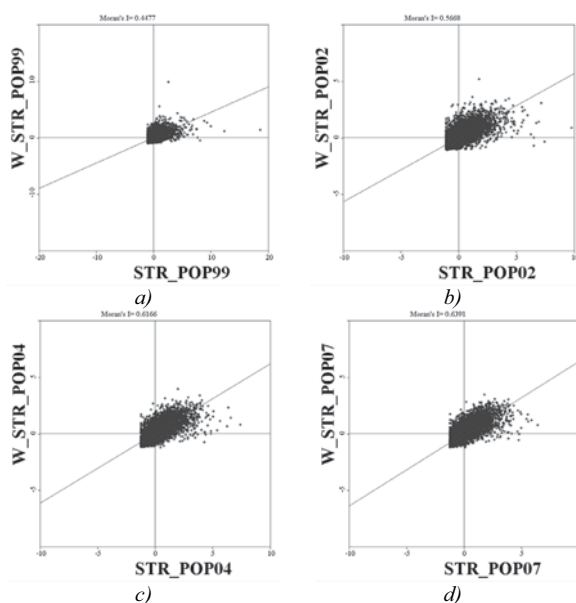


Figura 5 Moran Scatterplot rispetto alla variabile Stranieri/Popolazione al 1999(a), al 2002(b), al 2004(c), al 2007(d) (nostra elaborazione con GeoDa su dati ISTAT)

I risultati ottenuti sono stati riportati in un GIS ottenendo così la mappa in Figura 6 che distingue i singoli comuni rispetto ai gradi di correlazione significativi: 'High-High' e 'Low-Low' (I e III quadrante dello scatterplot di Moran). Il risultato della rappresentazione è una clusterizzazione geografica. Strutturata essenzialmente su due raggruppamenti principali: uno che include i comuni del centro e Nord-Est dell'Italia (correlazione 'High-High') e uno che raggruppa i comuni dell'Italia Meridionale e insulare (correlazione 'Low-Low').

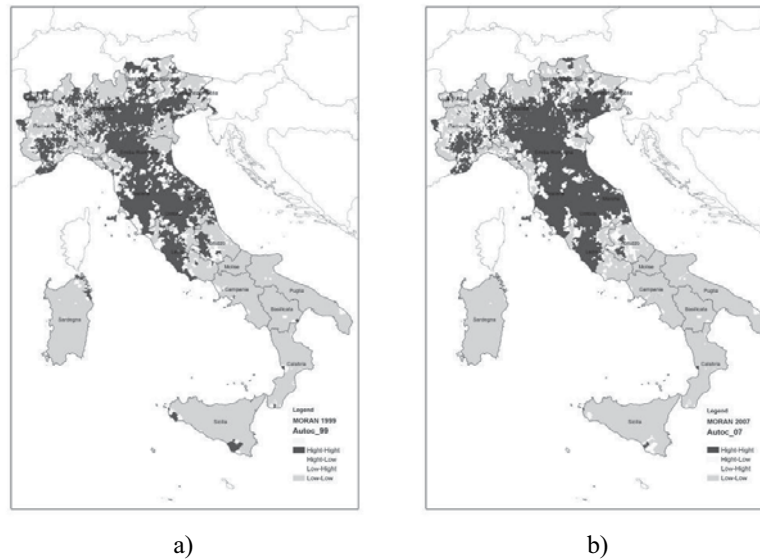


Figura 6 Rappresentazione dei comuni rispetto alla distribuzione sullo scatterplot di Moran a) al 1999 e b) al 2007

Tuttavia il Moran Scatterplot non dà informazioni sulla significatività dei raggruppamenti spaziali, perciò è stato utilizzato il Local indicators of spatial association (LISA).

Territori ampi come quello italiano possono, nella realtà dei fatti, nascondere patterns di diffusione spaziale al loro interno molto differenti. Il fenomeno della migrazione si presta a tale interpretazione

Questo è il motivo per cui è spesso necessario, come nel lavoro qui presentato, utilizzare misure di autocorrelazione spaziale a livello locale.

L'indice di autocorrelazione locale attualmente più diffuso è il cosiddetto LISA (Local Indicator of Spatial Association) realizzato da Luc Anselin; questo indice può essere interpretato, a livello locale, come equivalente dell'indice di Moran. La somma di tutti gli indici locali è proporzionale al valore dell'indice di Moran

Il valore dell'indice è calcolato secondo la formula:

$$I_j = \frac{\sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad [3]$$

Con $\sum_i I_i = \gamma \cdot I$

Per ciascuna localizzazione il valore dell'indice permette di valutare la similitudine di ciascuna osservazione con quella del proprio intorno.

Il LISA è in grado di evidenziare la tipologia di concentrazione spaziale degli stranieri in cluster. Esso è in grado di misurare per ciascun comune l'interdipendenza con gli altri comuni e di indicarne la tipologia (positiva o negativa) e la sua significatività.

Il LISA, calcolato con l'ausilio di GeoDa, ha permesso di misurare per ciascun comune l'interdipendenza con gli altri comuni e di indicarne la tipologia (positiva o negativa) e la sua significatività. Si sono riportati i risultati ottenuti in ambiente GIS, ottenendo le mappe di Figura 7. La "LISA cluster map" evidenzia la tipologia di concentrazione spaziale degli stranieri in cluster.

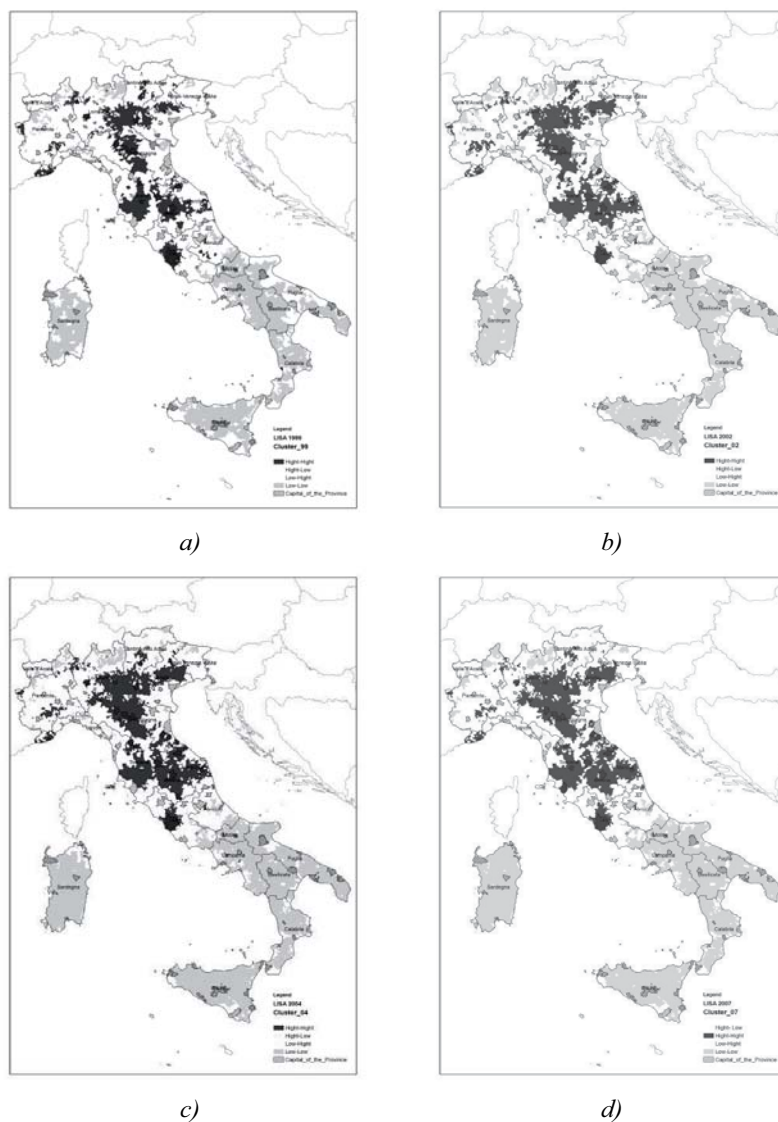


Figura 7 LISA cluster map" a) 1999, b) al 2002, c) 2004 e d) al 2007

Seppure con diversi livelli di significatività, emergono tre agglomerazioni:

- Il primo cluster, si riferisce a valori di autocorrelazione positiva di tipo *High-High* crescenti negli anni, geograficamente concentrato nella porzione nord-orientale, aree che si caratterizzano da livelli di benessere crescenti e quindi aree a forte richiamo per gli stranieri per la possibilità di occupazione che tali aree offrono.
- Il secondo cluster, sempre di tipo *High-High* interessa la parte centrale del territorio nazionale e trova una spiegazione ancora una volta negli elevati livelli di reddito ed occupazione.
- Il terzo cluster, di tipo *Low-Low*, comprende i comuni dell'Italia Meridionale e Insulare, notoriamente caratterizzati da basso reddito e scarse opportunità occupazionali.

Dal confronto del LISA alle diverse date le aree che presentano correlazione del tipo *High-High* e *Low-Low* tendono ad espandersi interessando anche altri comuni limitrofi.

Si osservi che dal confronto del LISA alle diverse date le aree che presentano correlazione *High-High* e *Low-Low* tendono ad espandersi interessando anche altri comuni limitrofi.

Conclusioni

Nel corso degli ultimi anni l'attenzione rivolta al fenomeno migratorio è diventata sempre maggiore in concomitanza con l'accrescimento della dimensione della presenza straniera dovuta all'intensificazione dei flussi migratori e al dibattito politico su diversi aspetti dell'immigrazione e della presenza straniera nel nostro Paese. L'obiettivo del presente lavoro è stato quello di indagare sulla struttura spaziale della presenza di stranieri in Italia al fine di individuare, tra le diverse interpretazioni presenti in letteratura sui divari geografici della presenza di stranieri. A tal fine, attraverso il ricorso alla Spatial Analysis, è stata verificata l'esistenza di autocorrelazione tra i comuni italiani relativamente agli anni 1999, 2002, 2004. I clusters così individuati si candidano a essere aree bersaglio di politiche settoriali volte a superare problemi di integrazione sociale, sicurezza e opportunità di lavoro. Alla luce dei risultati emersi sembra plausibile affermare una interpretazione di equilibrio dei divari regionali della migrazione: aree caratterizzate dalla stessa performance (alta presenza di stranieri o bassa presenza di stranieri) tendono ad aggregarsi ed inoltre effetti positivi nella presenza di stranieri in un comune si espandono ai comuni vicini, determinando i movimenti degli stranieri dai comuni contigui a quella nella quale l'effetto si è prodotto. Uno spostamento, dunque, degli stranieri da un'area all'altra esiste, ma non a lungo raggio: questo elemento caratterizzante ben si concilia con la storica distribuzione spaziale degli stranieri in Italia (divario nord-sud)

Riferimenti bibliografici

- Anselin L. (1988), "Spatial Econometrics: Methods and Models", *Boston, MA: Kluwer Academic*.
- Anselin L. (1995), "Local Indicators of Spatial Association-LISA", *Geographical Analysis* 27, pp. 93-115.
- Anselin L. (1996), "The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association", in FISCHER, Manfred, SCHOLTEN, Henk K., UNWIN, David, *Spatial analytical perspectives on GIS*, Taylor & Francis, London, pp. 111-125.
- Anselin L. (2003), *GeoDa 0.9 User's Guide*, Spatial Analysis Laboratory, Department of Agricultural and Consumer Economics and CSISS, University of Illinois, 125 p.
- Badaloni M., Vinci E., (1988), "Contributi all'Analisi dell'Autocorrelazione Spaziale", *Metron*, 46.
- Caritas/Migrantes (2008), *Immigrazione dossier statistico 2008*, Roma, Nuova Anterem.
- Cristaldi F. (2002), "Multiethnic Rome: toward residential segregation?", *Geojournal*, n. 58, pp. 81-90
- Duncan, O.D. and Duncan, B. (1955a), "A Methodological Analysis of Segregation Indexes", *American Sociological Review*, 41, pp. 210-217.
- Duncan, O.D. and Duncan, B. (1955b), "Residential Distribution and Occupational Stratification", *American Journal of Sociology* 60, pp. 493-503.
- ISTAT, *Rapporto Annuale. La Situazione del Paese nel 2007*
- Moran P. A. P. (1948). "The interpretation of statistical map", *Journal the Royal Statistical society, B*, pp.243-251.
- O' Sullivan D., Wong D. W. S.(2007), "A Surface-Based Approach to Measuring Spatial Segregation", *Geographical Analysis*, 39 147-168,
- O' Sullivan D., Unwin D. J., (2003), "Geographic Information Analysis" *John Wiley & Sons Chichester*
- TOBLER, W. R. (1970). "A computer movie simulating urban growth in the Detroit region". *Economic Geography*, 46(2): 234-240.