

Natalità e mortalità delle imprese straniere a Milano: un'analisi spaziale¹

1. Introduzione

Le analisi compiute sui dati di fonte Infocamere sulle ditte individuali di Milano e provincia hanno consentito di indagare, per la prima volta in Italia, i processi di creazione e cessazione d'impresa su base longitudinale (Riva e Lucchini, 2013a, 2013b, 2014) e quindi conseguire importanti risultati conoscitivi. Più in particolare, grazie all'impiego di tecniche di Event History Analysis (analisi di Kaplan Meier e regressioni di Cox), si è arrivati a modellare la sopravvivenza delle imprese locali in funzione di una serie di caratteristiche osservabili che sono:

- sul versante individuale: il genere, l'età e il Paese di nascita del titolare;
- sul versante d'impresa o ambientale, l'anno di registrazione dell'impresa e il settore Ateco di appartenenza.

Le elaborazioni prodotte indicano che, a parità di altri fattori osservabili, le imprese straniere di norma sopravvivono più a lungo di quelle a titolarità italiana; l'unica eccezione di rilievo è rappresentata dalle imprese cinesi, che sono quelle maggiormente esposte al rischio di cessare la propria attività in tempi rapidi. In aggiunta, quale altro fenomeno d'interesse, si osserva, sempre a parità delle altre variabili osservabili, una forte eterogeneità nelle dinamiche demografiche (mortalità, ma anche natalità) tra le imprese straniere, secondo il Paese di nascita del titolare; di qui l'interesse ad approfondire l'influenza di fattori di ordine etnico sui processi di natalità e sopravvivenza d'impresa. A questo riguardo, già nel rapporto realizzato nel 2013 (Riva e

¹ di Egidio Riva (Università Cattolica del Sacro Cuore di Milano) e Mario Lucchini (Università degli Studi di Milano Bicocca).

Lucchini, 2013a), si era messo in luce come le imprese a titolarità straniera sembrassero localizzarsi nel territorio cittadino seguendo il modello di segregazione residenziale del gruppo nazionale di riferimento e che la loro concentrazione in date aree della città potesse contribuire a spiegare l'eterogeneità osservata tra i diversi gruppi etnici in merito al numero di nuove imprese nate e ai tempi di sopravvivenza delle stesse. Volendo ulteriormente approfondire queste ipotesi interpretative si è scelto di investigare quali siano i fattori e le condizioni di contesto in grado di spiegare/predire le variazioni territoriali nei processi di natalità delle imprese straniere, andando altresì a individuare l'esistenza di un possibile effetto contagio tra imprese che si collocano in una medesima porzione dello spazio urbano o in zone contigue. Per questo scopo, i dati di fonte Infocamere sulle imprese individuali sono stati opportunamente georeferenziati e quindi analizzati in combinazione con le statistiche sulla popolazione residente a Milano (fonte Comune di Milano, Settore Statistica). Il tutto in modo tale da comprendere come la segregazione residenziale della popolazione di origine straniera, da un lato, e la concentrazione delle imprese di ciascun gruppo nazionale in aree circoscritte della città di Milano, dall'altro lato, contribuiscano a spiegare i fenomeni di natalità delle imprese straniere.

Il rapporto è strutturato come segue. La sezione 2 propone la cornice teorica di riferimento. Nella sezione 3 sono esplicitati i dati e i metodi impiegati nelle analisi. La sezione 4 propone l'analisi descrittiva e la lettura, mediante opportuni indici di autocorrelazione spaziale, dei processi di natalità delle imprese secondo il Paese di nascita del titolare e dei tempi mediani di sopravvivenza delle stesse. La sezione 5 presenta i risultati dei modelli di regressione spaziale costruiti per studiare la natalità delle imprese straniere nel corso del 2013. La sezione 6 riassume e discute i risultati della ricerca e conclude il rapporto.

2. Il quadro teorico

L'aumento della presenza degli immigrati tra le fila degli imprenditori ha portato al progressivo fiorire della letteratura in materia. Delle molteplici letture del fenomeno che sono state formulate nel corso degli anni (per una rassegna si rimanda a Ambrosini, 2011; Kloosterman e Rath, 2001; Zanfrini, 2007), alcune hanno posto l'accento sulla localizzazione territoriale delle attività create dagli stranieri (Sahin et al., 2011). Il che ha significato indagare, tra l'altro, se e come la segregazione residenziale della popolazione e la concentrazione territoriale delle imprese di un certo gruppo etnico o nazionale in particolari regioni, città, quartieri contribuisce a spiegare la nascita e il successo delle imprese stesse (Andersson e Hammarstedt, 2012; Bates, 2011; Beckers e Blumberg, 2013; Boyd 2007; Light e Rosenstein, 1995; Logan et al., 1994; Razin e Light, 1998).

Quanto alla *segregazione residenziale dei gruppi di stranieri*, variabile spesso intesa a sinonimo del loro modello e grado d'integrazione e assimilazione (Alba e Nee, 1999; Allen e Tuner, 1996;

Massey, 1985; Zhou, 1992), due sono le ipotesi in campo in ordine agli effetti che questa è in grado di produrre sulla dinamica demografica dell'impresa immigrata.

La prima ipotesi ne discute gli effetti virtualmente benefici. Il concentrarsi dei membri di un dato gruppo in aree circoscritte garantirebbe, in effetti, consistenti vantaggi per le imprese di connazionali che operano in quel medesimo spazio geografico (Borjas, 1986; Butler e Green, 1997; Light e Bonacich, 1988; Light e Gold, 2000; Menzies et al., 2003; Portes, 2010; Waldinger et al., 1990). Dette imprese potrebbero, innanzitutto, attingere facilmente a un'offerta di lavoro, spesso a basso costo, rappresentata proprio da soggetti caratterizzati, rispetto al titolare, da una comune provenienza geografica e dunque da un comune background socio-culturale. Tale offerta di lavoro, in ragione di un presunto sentimento di solidarietà tra appartenenti allo stesso gruppo etnico, sarebbe per di più propensa a evitare comportamenti di tipo opportunistico e a garantire, per contro, costante impegno e partecipazione alle sorti dell'impresa (Bailey e Waldinger, 1991; Mitter, 1986; Waldinger, 1986). La segregazione residenziale favorirebbe, poi, il sorgere e il prosperare di mercati etnici, nei quali si sviluppano relazioni pressoché esclusive tra soggetti con comuni caratteristiche sociali e culturali. In tali mercati, le imprese avviate da coetnici avrebbero un chiaro vantaggio competitivo, dato anzitutto dalla capacità di intercettare e soddisfare una domanda specifica di beni e servizi (Aldrich et al., 1985; Evans, 1989; Light, 1972; Waldinger et al., 1990). Infine, va ricordato che il processo di clustering residenziale degli stranieri sul territorio può essere inteso come un indicatore, seppure in via approssimativa, della presenza e dell'operare di reti etniche; reti che, come la ricerca empirica ha mostrato, sono in grado di far circolare le informazioni (sui meccanismi di funzionamento del mercato, sulle opportunità di business, sulla cornice istituzionale, etc.) e le risorse finanziarie necessarie per avviare e condurre con successo un'attività imprenditoriale (Light, 1972; Metcalf et al., 1996; Portes e Zhou, 1992; Sanders e Nee, 1996; Waldinger, 1990).

La seconda ipotesi mette invece a tema i rischi che corrono le imprese ubicate in zone segnate dalla forte presenza di popolazione di origine straniera (Aldrich et al., 1985; Bates, 1997; Bates e Robb, 2008; Clark e Drinkwater, 2002). Vediamo più nel dettaglio di quali rischi si tratta. In primo luogo, la nascita e lo sviluppo di nuove attività imprenditoriali in aree etnicamente connotate potrebbero risentire dell'eventuale saturazione del mercato, qualora la domanda per beni e servizi da parte della popolazione residente fosse già soddisfatta dalle imprese esistenti. In aggiunta a ciò, è verosimile che nelle enclaves etniche risiedano soggetti e famiglie con salari contenuti, vale a dire un profilo di consumatori con possibilità di spesa limitata e pertanto non in grado di alimentare adeguatamente la domanda (Bates, 1996; Evans, 1989; Light, 1979). Di qui, non pochi sono gli studi che rilevano come, a dispetto dell'iniziale protezione offerta dai mercati etnici in ragione della concorrenza limitata che in essi si sviluppa, il successo delle imprese straniere sia in buona parte legato alla loro capacità di aprirsi al mercato locale, cioè di non rivolgersi esclusivamente al proprio gruppo nazionale di riferimento (Bates, 1994; Baycan-

Levent et al., 2004). In questi termini, i legami sviluppati con l'intera comunità locale, e in specie con i nativi, svolgerebbero una funzione ponte e si rivelerebbero funzionali al consolidamento e alla crescita ulteriore delle imprese straniere (Burt, 2005). In secondo luogo, se è vero che le reti etniche possono facilitare i processi di creazione d'impresa, non ne va tuttavia trascurata l'intrinseca ambivalenza. Come Portes e Sensenbrenner (1993), al pari di altri studiosi (Light, 1984; Wilson e Portes, 1980), mettono bene in luce, entro le reti sociali si producono aspettative e obblighi sociali che possono, in verità, ostacolare l'intrapresa economica. Il sentimento di solidarietà e reciprocità tra i membri di un gruppo può tradursi, in effetti, in modelli di condotta che non sono necessariamente vantaggiosi per l'impresa, qualora orientati secondo i soli criteri della comune appartenenza etnica: nei processi di selezione e reclutamento del personale; nella scelta dei partner commerciali; nella definizione del mercato di riferimento.

Anche per quanto concerne la *concentrazione territoriale delle imprese di un dato gruppo etnico*, due e contrapposte sono le interpretazioni che spiegano l'impatto di questa variabile sulle chance di successo delle imprese stesse. Da un lato vi sono, infatti, autori i quali sostengono che i processi di clustering spaziale facilitino la nascita e lo sviluppo dell'impresa grazie, per esempio, a: la circolazione e allo scambio, tra gli imprenditori del medesimo gruppo etnico, di capitali economici, informazioni, conoscenze e competenze; la creazione di rapporti commerciali di fornitura e clientela; la definizione di accordi intesi a limitare la concorrenza (Bonacich, 1973; Light and Bonacich 1988; Waldinger 1991; Wilson e Portes, 1980; Wilson e Martin, 1982). Dall'altro lato vi sono, invece, quanti rimarcano come il grado d'interazione con le imprese locali, specialmente quelle il cui titolare non appartiene a minoranze etniche, costituisca un buon predittore della performance delle imprese straniere (Bates, 1999). In aggiunta, è utile ricordare che la concentrazione delle imprese coetniche in aree delimitate del perimetro urbano sembra intensificare, piuttosto, la competizione in mercati dal potenziale di crescita limitato, spesso a detrimento della loro capacità di generare profitto e quindi rimanere attive (Waldinger et al., 1990; Min 1990).

Sulla scorta di queste considerazioni, che dunque non sciolgono in via definitiva il nodo del legame intercorrente tra i processi di concentrazione territoriale delle imprese e segregazione residenziale della popolazione, da un lato, e le sorti dell'impresa straniera, dall'altro lato, il presente rapporto intende offrire una lettura della demografia d'impresa a Milano, mettendone esplicitamente a tema la natura spaziale. In specie, in continuità con il percorso di ricerca intrapreso nell'ambito delle intese tra Fondazione ISMU e Camera di Commercio di Milano (cfr. Riva e Lucchini, 2013a), ci proponiamo di *individuare la posizione in cui nascite e cessazioni d'impresa si sono manifestate nello spazio urbano e quindi indagare, a livello di quartiere, se e in che misura le caratteristiche della popolazione residente e delle imprese già attive influiscano sulla natalità delle imprese straniere*.

Per ciascun NIL sono disponibili informazioni concernenti:

- le imprese individuali attive al 31.12.2013 (fonte Infocamere);
- le nuove nascite e le cessazioni di imprese individuali, dal 01.01.1997 al 31.12.2013 (fonte Infocamere);
- la popolazione residente al 31.12.2012, per nazionalità (fonte Comune di Milano, Settore Statistica).

In questo lavoro, come vedremo più avanti (cfr. § 4 e § 5), abbiamo utilizzato la distribuzione spaziale della popolazione residente e delle imprese entro i confini cittadini di Milano quali indicatori della possibile esistenza di reti etniche, di processi d'interazione di vario genere tra le imprese, di nicchie di mercato a connotazione etnica. Per rispondere agli interrogativi di ricerca presenteremo, in primo luogo, un'esplorazione visuale dei dati impiegando mappe tematiche. Le mappe tematiche consentono di rappresentare le distribuzioni spaziali di uno o più fenomeni di interesse entro una data area di studio (Slocum et al., 2005). Più nello specifico, tramite mappe coroplete, con simboli proporzionali e diagrammi, verranno individuati eventuali *pattern* nei dati e relazioni spaziali tra i fenomeni in esame (Slocum et al., 2005; Pisati 2012). Per la visualizzazione degli oggetti spaziali in mappe tematiche è stato utilizzato 'spmap', un comando *user-written* liberamente disponibile dall'SSC Archive (Pisati, 2012). Dopo aver visualizzato gli oggetti sulle mappe, il passo successivo consisterà nel misurare l'autocorrelazione spaziale dei dati, ossia la forza del processo di *clustering*. L'autocorrelazione spaziale scaturisce dall'esistenza di sotto aree in corrispondenza delle quali un dato attributo d'interesse (Y) assume valori più alti o più bassi rispetto alla media. Diremo che c'è autocorrelazione spaziale se due o più oggetti (nella fattispecie i quartieri di Milano) che sono spazialmente vicini tendono a essere più simili tra loro – in riferimento a un dato attributo Y (in questo caso le nuove imprese nate) – rispetto a due o più oggetti spazialmente distanti (Tobler, 1970: 234). Ci serviremo, in particolare, di due indici di autocorrelazione spaziale: l'indice globale e l'indice locale di Moran. L'indice globale (I) di Moran esprime il grado complessivo di similarità tra i quartieri spazialmente vicini in riferimento alle variabili di interesse, data dalle nuove nascite di imprese (Pfeiffer et al., 2008). Di seguito riportiamo la formalizzazione dell'indice globale di Moran:

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

dove: y_i è il valore assunto dalla variabile di interesse Y nel quartiere r_i ; y_j è il valore assunto da Y nel quartiere r_j ; \bar{y} è il valore medio di Y; w_{ij} esprime il peso spaziale, ovvero il grado di prossimità spaziale, tra l'oggetto i e l'oggetto j (Moran, 1948). La matrice dei pesi prescelta è la matrice delle distanze (inverse). Nella costruzione dei pesi spaziali è stato fissato un valore di banda pari a 5.000 metri; vale a dire, oltre tale distanza si presume che non ci siano effetti di

natura spaziale. Il valore assunto dall'indice globale di Moran cresce al crescere del numero dei quartieri, spazialmente vicini, che sono simili rispetto a Y . Nel caso di assenza di autocorrelazione, il valore atteso dell'indice I di Moran è pari a $E(I) = - (1/(N-1))$. Se I risulta significativamente superiore a $E(I)$, allora si è in presenza di autocorrelazione positiva: i quartieri vicini tendono a esibire valori di Y simili. Se I risulta significativamente inferiore a $E(I)$, allora si è in presenza di autocorrelazione spaziale negativa: i quartieri vicini tendono a esibire valori dissimili di Y .

L'indice globale di Moran, identificando la presenza o meno di una tendenza generale al clustering entro una data area di studio, non è tuttavia in grado di identificare cluster spaziali specifici (Pisati, 2012). Diversamente dall'indice globale, l'indice locale di autocorrelazione spaziale di Moran esprime, per ciascuna regione r_i di una data area di studio A , il grado di similarità tra quella regione e le regioni confinanti, rispetto alla variabile numerica Y (Pfeiffer et al., 2008). Vale la pena sottolineare che l'indice locale deriva da quello globale, dunque ne condivide le stesse proprietà fondamentali. L'indice locale di Moran di autocorrelazione spaziale I_i è definito come segue:

$$I_i = \sum_{j=1}^N w_{ij}^{std} \left(\frac{y_i - \bar{y}}{\sigma_y} \right) \left(\frac{y_j - \bar{y}}{\sigma_y} \right)$$

dove σ_y denota la deviazione standard di Y , mentre w_{ij}^{std} gli elementi della matrice dei pesi spaziali standardizzati per riga. Se l'indice locale I_i risulta superiore a $E(I_i)$ si è in presenza di un fenomeno di autocorrelazione positiva; ne consegue che la regione r_i è circondata da regioni, in media, più simili in riferimento ad Y . Se l'indice locale I_i risulta, invece, inferiore a $E(I_i)$ si è in presenza di un fenomeno di autocorrelazione negativa; ne consegue che la regione r_i è circondata da regioni, in media, differenti da r_i rispetto a Y .

Gli utenti del software statistico STATA possono calcolare gli indici globali e locali di autocorrelazione spaziale usando, rispettivamente, 'spatgsa' e 'spatlsa' due comandi *user-written* ideati da Pisati (2001) e pubblicati su Stata Technical Bulletin.

Per indagare i processi di natalità delle imprese straniere nel 2013, abbiamo infine impiegato tre modelli di regressione: un modello standard (OLS) e due modelli di regressione spaziale. Tramite i modelli di regressione spaziale si arriva a stimare la relazione tra una variabile di *outcome* (Y) e uno o più regressori (X), tenendo in debita considerazione il fenomeno della dipendenza spaziale tra le osservazioni. Nel caso specifico abbiamo esaminato due diversi processi di dipendenza spaziale: un processo autoregressivo spaziale nel termine di errore e un processo autoregressivo spaziale nella variabile di outcome (Ward e Gleditsch 2008).

Il primo tipo di dipendenza spaziale è rappresentato dal modello di "errore spaziale" (*spatial error model*), formalizzato come segue:

$$Y = X\beta + \lambda W\xi + \epsilon$$

dove Y denota il vettore di *outcome*, X la matrice dei regressori, β il vettore dei coefficienti da stimare, λ il parametro autoregressivo spaziale, W la matrice dei pesi spaziali, ξ il vettore degli errori spaziali ed ϵ il vettore di errori normalmente distribuiti, omoscedastici e incorrelati. In questo modello si assume che l'auto-correlazione spaziale sia generata dagli errori ϵ e, più nello specifico, dall'omissione di variabili esplicative che sono spazialmente dipendenti (Pisati, 2001). Per i nostri modelli abbiamo usato una matrice delle distanze i cui singoli elementi risultano essere pari all'inverso della distanza (misurata in metri) fra due quartieri (con un banda posta a 5.000 metri).

Il secondo tipo di dipendenza spaziale è rappresentato dal “modello con ritardata spaziale” (*spatial lag model*)

$$Y = X\beta + \rho WY + \epsilon$$

dove ρ denota il parametro autoregressivo spaziale e tutti gli altri termini sono definiti come sopra. Il modello con ritardata spaziale tratta la dipendenza spaziale in termini sostantivi, assumendo che il valore assunto da Y in ciascuna regione sia influenzato dai valori assunti dalle Y riferite alle regioni confinanti.

Gli utenti di Stata possono stimare i modelli “con errore spaziale” e con “ritardata spaziale” usando 'spatreg', un comando *user-written* ideato da Pisati (2001) e pubblicato in Stata Technical Bulletin.

4. Statistica descrittiva e autocorrelazione spaziale

4.1 La localizzazione delle nuove imprese nate

Nell'intero intervallo temporale in esame sono state iscritte negli archivi camerali 85.831 nuove imprese. Quanto ai quartieri in cui le nuove imprese nate si sono situate, in cima alla graduatoria troviamo Buenos Aires-Venezia (5.094), seguito da Loreto (3.897), Sarpi (3.280), Villapizzone (2.681) e Padova (2.535). Con riguardo ai Paesi di nascita del titolare, vi è ancora una chiara prevalenza dell'Italia (57.910 nuove imprese, pari al 67,5% del totale). Tra i Paesi stranieri spicca la Cina (6.435), seguita a breve distanza da Egitto (5.984); in ordine decrescente d'importanza vi sono poi Bangladesh (1.728), Marocco (1.584), Peru (1.539), Romania (1.445) e Albania (601). Ciò premesso, andiamo ora a indagare più nel dettaglio i processi di localizzazione delle nuove imprese straniere, sempre secondo il Paese di nascita del titolare. Oltre alla statistica descrittiva, ci serviremo, come anticipato (cfr. §. 3), degli indici di autocorrelazione spaziale di Moran. La

Tabella 1 riporta i valori dell'indice globale (I) di Moran, che saranno poi commentati nel testo.

Tabella 1 – Indice globale (I) di Moran per le nuove imprese nate, 1997-2013

Paese di nascita del titolare	I	E(I)	sd(I)	z	p-value*
Italia	0,05	-0,015	0,031	2,112	0,017
Cina	0,04	-0,015	0,021	2,589	0,005
Egitto	0,036	-0,015	0,031	1,653	0,049
Bangladesh	0,099	-0,015	0,024	4,676	0
Marocco	-0,033	-0,015	0,032	-0,592	0,277
Perù	0,057	-0,015	0,029	2,493	0,006
Romania	0,048	-0,015	0,032	1,933	0,027
Albania	0,054	-0,015	0,032	2,107	0,018

Le nascite delle imprese cinesi (Figura 2) sono avvenute soprattutto a Sarpi (1.321) e quindi nei quartieri di Loreto (397), Villapizzzone (318), Buenos Aires-Venezia (283) e Dergano (250). Secondo una diversa prospettiva, se misuriamo l'incidenza delle imprese a titolarità cinese sul totale delle nuove nate, notiamo che i valori di massima si osservano proprio a Sarpi (40,3%) e quindi in molti dei quartieri della zona Nord di Milano: Comasina (15,2%), Dergano (14,7%), Affori (14,3%), Bovisa (13,4%). L'indice globale di Moran ($I = 0,04$) rivela, sempre in proposito alla localizzazione delle nuove imprese nate, che vi è un'autocorrelazione spaziale positiva dei dati, ossia una generale tendenza alla concentrazione delle realtà in esame entro i confini cittadini secondo un modello caratteristico di localizzazione. Per la precisione (Tabella 1A in allegato), autocorrelazioni positive e statisticamente significative si osservano in corrispondenza dei quartieri Dergano, Loreto, Isole: la variabile osservata (il numero delle nuove imprese nate) tende, infatti, ad assumere le stesse modalità in quartieri contigui e dunque si ritiene che le rilevazioni fatte in punti vicini si influenzino reciprocamente.

Da ultimo, come suggerisce chiaramente la Figura 3, l'incidenza delle imprese cinesi sul totale delle nuove nate – in questo caso misurata dalla deviazione rispetto alla media – è più elevata laddove maggiore è l'incidenza della popolazione di origine cinese sul totale dei residenti nel quartiere.

Figura 2 – Nuove imprese nate (Cina), per NIL (v.a. e % sul totale), 1997-2013

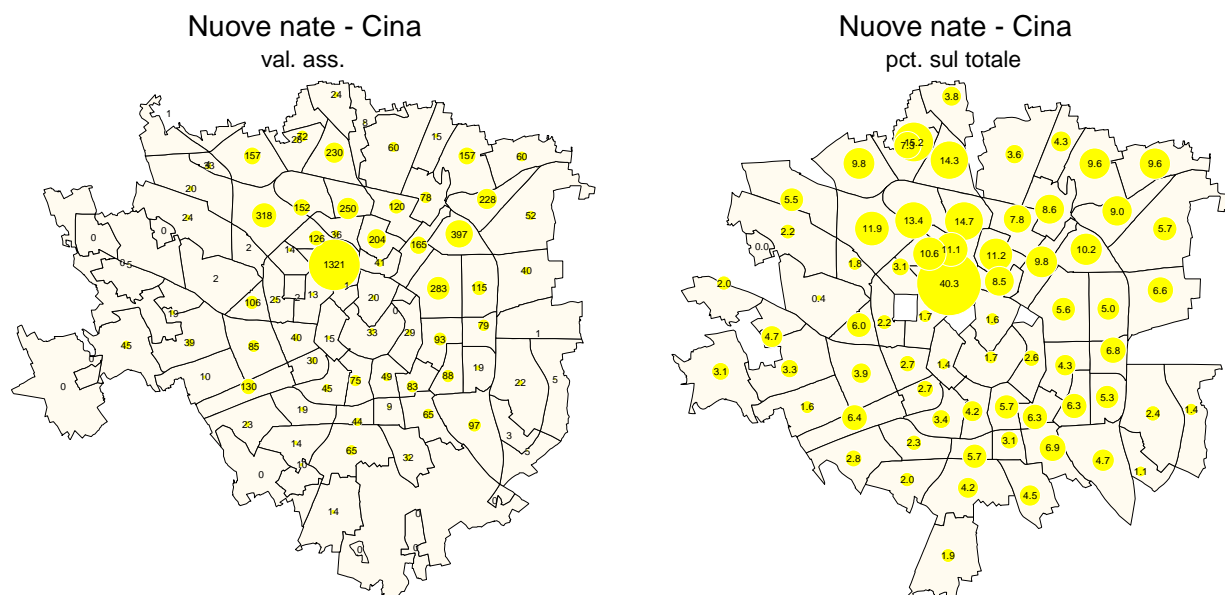
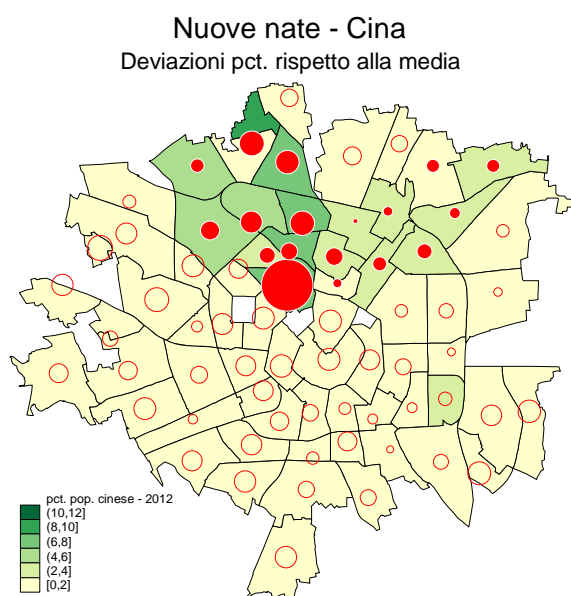


Figura 3 – Nuove imprese nate (Cina), per NIL (scostamenti rispetto alla media), 1997-2013



Le nuove imprese a titolarità egiziana (Figura 4) sono state avviate specialmente a Loreto (532), Padova (331), Dergano (318), Selinunte (284), Villapizzone (268). Anche in questo caso l'indice di Moran ($I = 0,036$) denota un'autocorrelazione spaziale positiva dei dati. A livello dei singoli

quartieri si registrano autocorrelazioni negative e statisticamente significative (ossia il fenomeno tende ad assumere valori divergenti nei quartieri contigui) a Giambellino e Selinunte, mentre autocorrelazioni spaziali di segno opposto si osservano a Padova, Dergano, Loreto (Tabella 2A in allegato). Detto questo, la quota di nuove registrazioni d'impresе egiziane sul totale è più elevata a Farini (21,5%), Bovisa e Dergano (18,7%). Da quanto si coglie dalla Figura 5, vi è in effetti un'evidente associazione tra i processi di natalità delle imprese e la segregazione residenziale della popolazione di origine egiziana entro il perimetro urbano.

Figura 4 – Nuove imprese nate (Egitto), per NIL (v.a. e % sul totale), 1997-2013

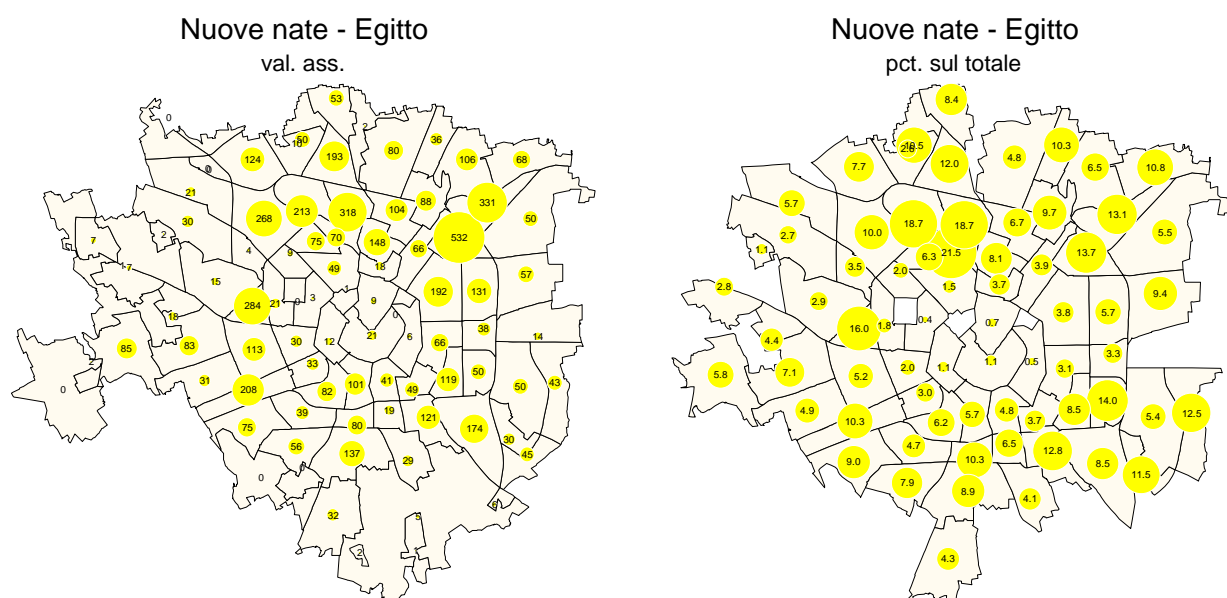
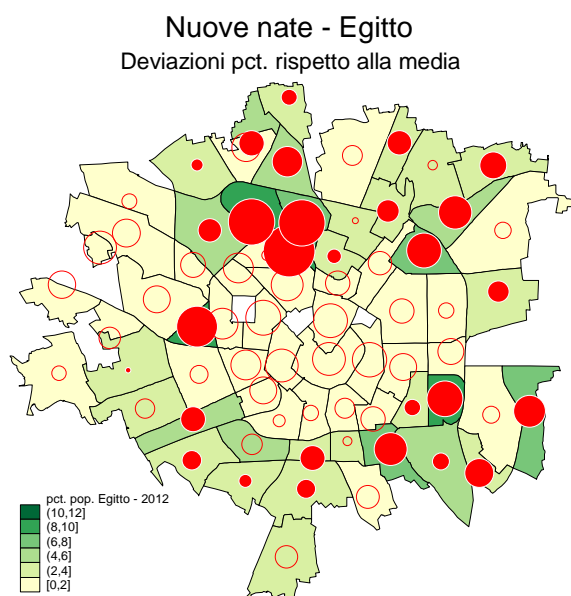


Figura 5 – Nuove imprese nate (Egitto), per NIL (scostamenti rispetto alla media), 1997-2013



Il fenomeno della *natalità delle imprese bengalesi* (Figura 6) è molto localizzato nei quartieri a Nord-Est della città, in particolare a Loreto (dove sono state avviate 443 attività imprenditoriali), Centrale (243), Buenos Aires-Venezia (143), Dergano (99) e Padova (70). Anche con riguardo alle imprese a titolarità bengalese, l'indice globale di Moran ($I = 0,099$) rivela l'esistenza di un processo di clusterizzazione spaziale delle nascite. Più nel dettaglio (Tabella 3A in allegato), i quartieri in cui si riscontrano autocorrelazioni positive, e statisticamente significative, sono: Padova, Buenos Aires – Venezia, Centrale, Loreto. Coerentemente con quanto appena discusso, l'incidenza delle nuove imprese bengalesi sul totale assume valori massimi nei quartieri Centrale (14,5%), Loreto (11,4%), Dergano (5,8%). Analizzati, infine, in rapporto alla concentrazione residenziale, questi stessi dati mostrano (Figura 7) come la presenza di quote relativamente più elevate di popolazione di origine bengalese in un dato quartiere sia associata a una maggiore incidenza delle imprese bengalesi sul totale delle nuove nate, calcolata in termini di scostamento rispetto alla media.

Figura 6 – Nuove imprese nate (Bangladesh), per NIL (v.a. e % sul totale), 1997-2013

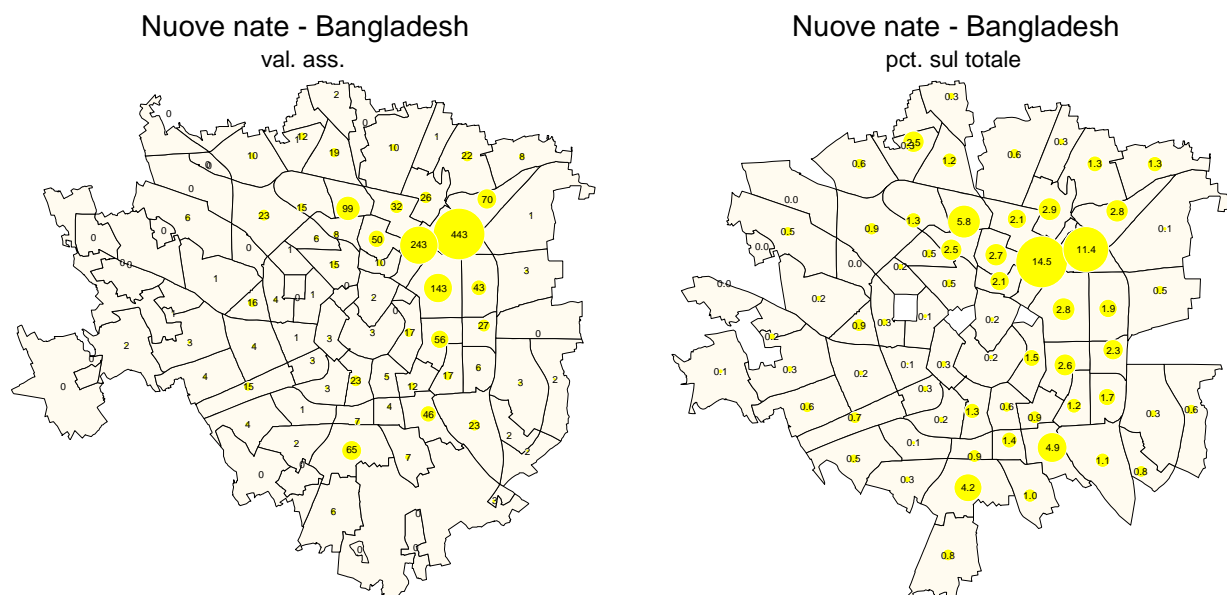
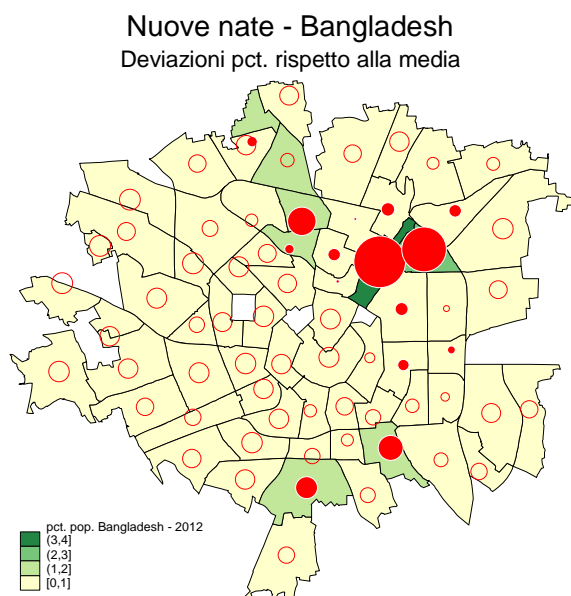


Figura 7 – Nuove imprese nate (Egitto), per NIL (scostamenti rispetto alla media), 1997-2013



Con riguardo alle *imprese marocchine*, i dati riportati nella Figura 8 mostrano che le nuove nascite si sono distribuite in molte aree della città, con punte di concentrazione nei quartieri Lodi-Corvetto (110), Selinunte (110), Loreto (89). L'indice globale di Moran (Tabella 1) non

assume valori statisticamente significativi. A livello dei singoli quartieri (Tabella 4A in allegato), invece, si osservano valori negativi di autocorrelazione spaziale a Giambellino, Selinunte, Villapizzone. A ulteriore conferma di un modello di localizzazione che non pare esitare in fenomeni evidenti di clustering, va poi sottolineato come l'incidenza relativa delle imprese marocchine sul totale delle nuove iscrizioni agli archivi camerali sia massima in altri quartieri, rispetto a quelli in precedenza citati: Rogoredo (6,9%) e Scalo Romana (6,7%). In aggiunta, anche l'associazione tra il fenomeno della natalità d'impresa e la concentrazione residenziale della popolazione non appare così chiara, come si coglie anche dalla Figura 9.

Figura 8 – Nuove imprese nate (Marocco), per NIL (v.a. e % sul totale), 1997-2013

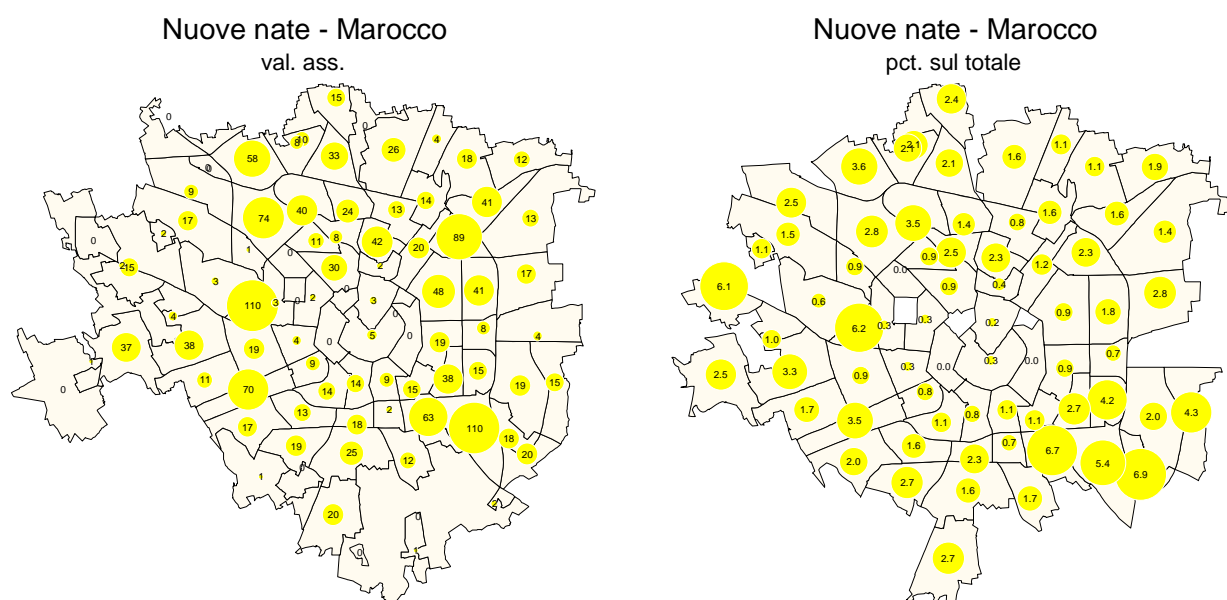
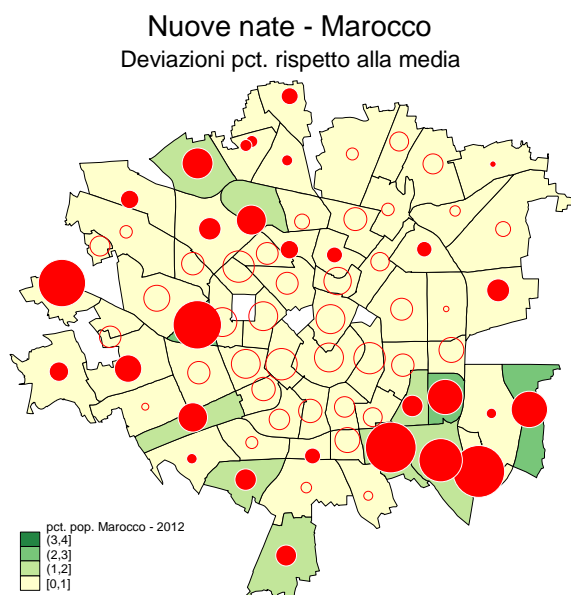


Figura 9 – Nuove imprese nate (Marocco), per NIL (scostamenti rispetto alla media), 1997-2013



Le nascite delle imprese individuali peruviane sono certamente distribuite su gran parte del territorio cittadino. E tuttavia, lo chiarisce la Figura 10, si assiste a una certa concentrazione delle nascite tra Loreto (139), Padova (58), Buenos Aires-Venezia (56), Città Studi (44), ovverosia nei quartieri in cui l'incidenza relativa delle nuove imprese peruviane sul totale assume i valori più elevati. Sempre in proposito alla quota delle imprese peruviane sul totale delle nuove imprese nate, i dati riportati nella Figura 11 indicano che gli scostamenti maggiori rispetto alla media si osservano nei quartieri in cui l'incidenza della popolazione peruviana è su valori elevati. In coerenza con quanto affermato in precedenza, l'indice globale di Moran (Tabella 1) assume valori positivi e statisticamente significativi, ciò a indicare l'esistenza di un'autocorrelazione spaziale tra i dati. Scendendo nel livello di analisi (Tabella 5A in allegato), a Giambellino, Lambrate, Villapizzone, Bicocca vi è autocorrelazione spaziale negativa tra i dati e dunque eterogeneità spaziale nelle nascite di nuove imprese; viceversa, a Città Studi, Padova, Buenos Aires – Venezia, Viale Monza, Loreto esiste una relazione spaziale rispetto al fenomeno studiato.

Figura 10 – Nuove imprese nate (Perù), per NIL (v.a. e % sul totale), 1997-2013

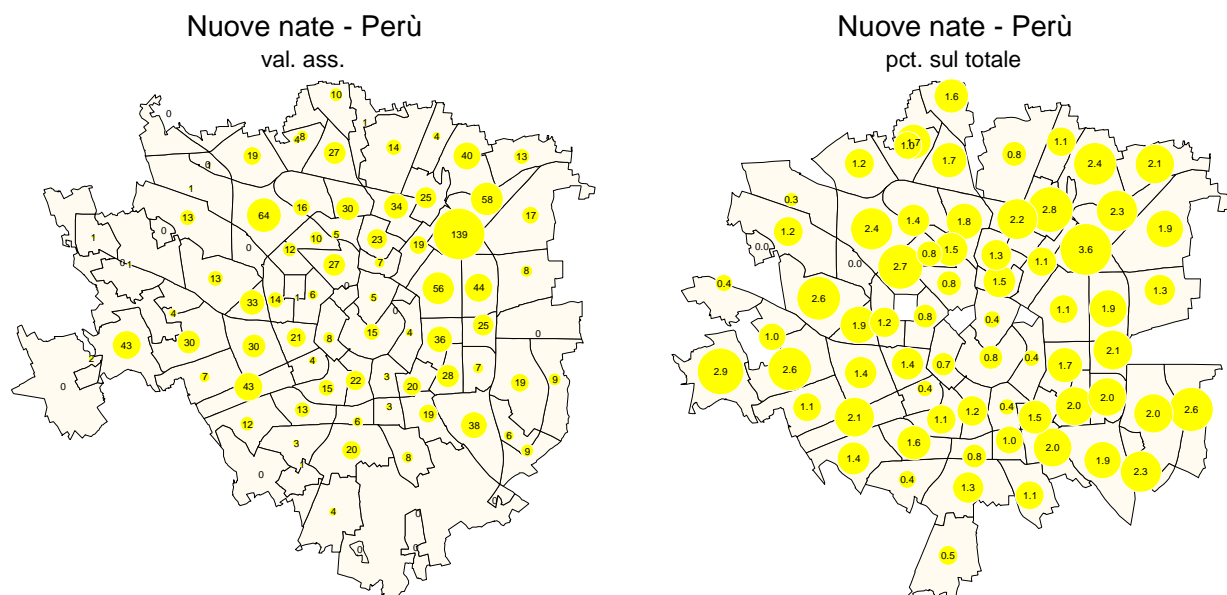
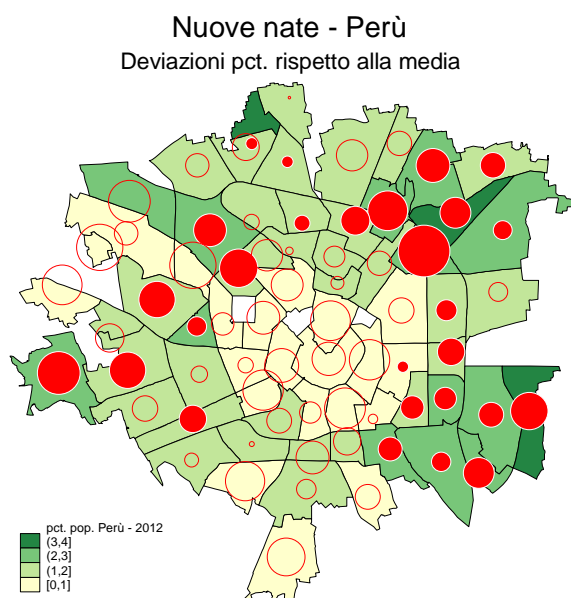


Figura 11 – Nuove imprese nate (Perù), per NIL (scostamenti rispetto alla media), 1997-2013



In merito ai *processi di natalità delle imprese romene*, la Figura 12 fa vedere che le nuove nascite si sono disposte “a corona” rispetto al centro della città, lungo l’asse che va dai quartieri situati a

Nord fino a quelli ubicati nella parte Sud-orientale della metropoli. Nel dettaglio, il numero più alto di nascite si è registrato nel quartiere Padova (79) e quindi a Villapizzzone (65), Loreto (63), Buenos Aires-Venezia e Lodi-Corvetto (62). Tra i dati esiste autocorrelazione spaziale, come segnalato dall'indice globale di Moran ($I = 0,048$). Autocorrelazioni spaziali di segno negativo si osservano a Lodi – Corvetto e Villapizzzone; per contro, autocorrelazioni di segno opposto si notano a Padova, Città Studi, Magenta – S. Vittore, Tortona, Navigli, Viale Monza, Loreto (Tabella 6A in allegato). L'incidenza maggiore delle imprese romene sul totale delle nuove nate si osserva, invece, nei quartieri Ortomercato (11,8%) e Maggiore-Musocco (7,9%). In queste stesse aree della città, che sono altresì caratterizzati da una maggiore incidenza della popolazione di origine romena sul totale dei residenti, la quota relativa delle imprese romene sul totale delle nuove nate – misurata, come in precedenza, dallo scarto rispetto alla media – è più elevata (Figura 13).

Figura 12 – Nuove imprese nate (Romania), per NIL (v.a. e % sul totale), 1997-2013

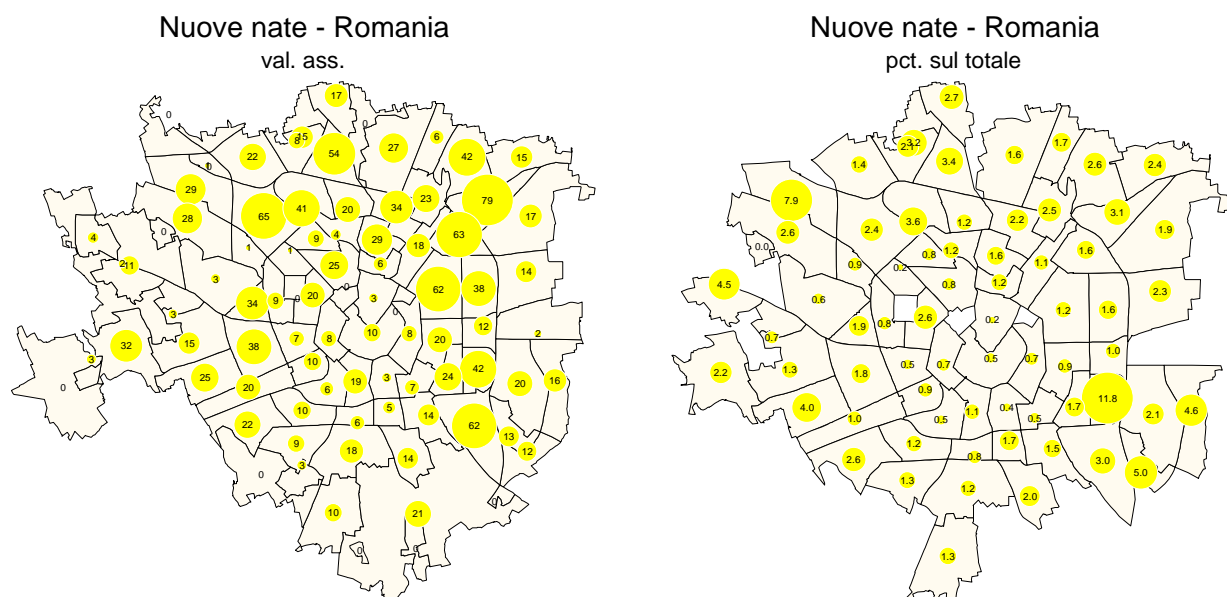
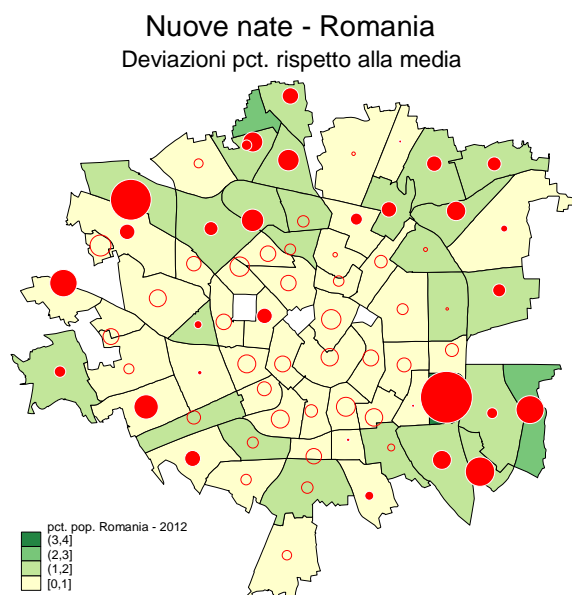


Figura 13 – Nuove imprese nate (Romania), per NIL (scostamenti rispetto alla media), 1997-2013



Un modello di localizzazione spaziale simile a quello appena individuato per le imprese romene caratterizza anche *le attività imprenditoriali a titolarità albanese* (Figura 14). A questo proposito, l'indice globale di Moran, che assume valori positivi e statisticamente significativi ($I=0,054$), sottolinea effettivamente l'esistenza di fenomeni di clustering spaziale dei dati. Autocorrelazioni positive, a livello dei quartieri (Tabella 7A in allegato), si registrano a Affori, Padova, Città Studi, Magenta – S. Vittore, Dergano, Viale Monza, Loreto.

Figura 14 – Nuove imprese nate (Albania), per NIL (v.a. e % sul totale), 1997-2013

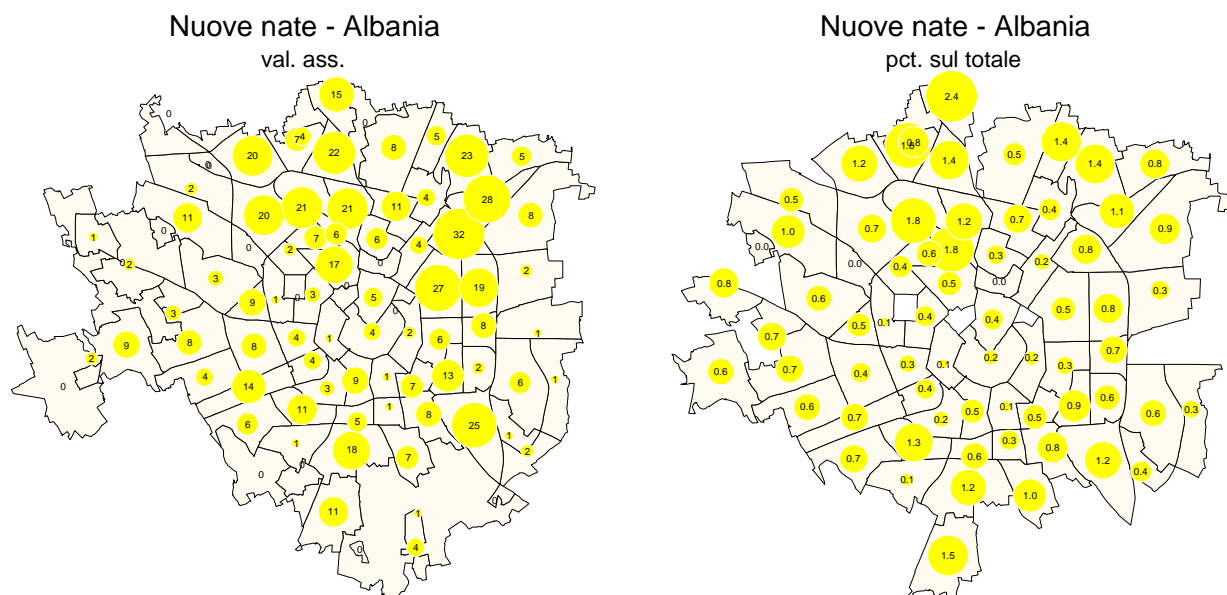
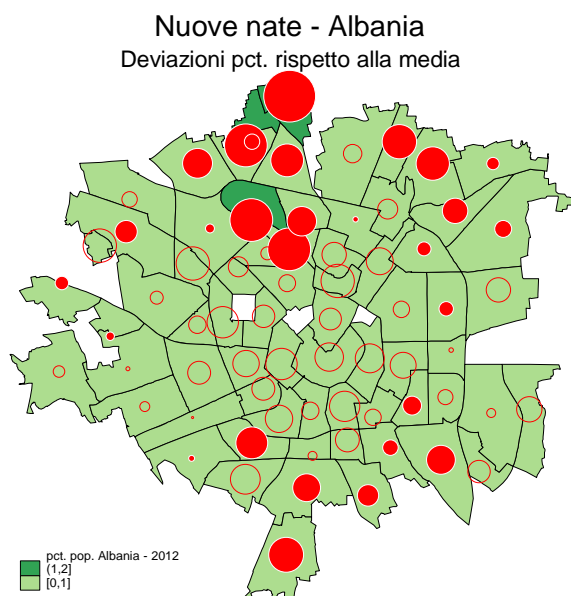


Figura 15 – Nuove imprese nate (Albania), per NIL (scostamenti rispetto alla media), 1997-2013

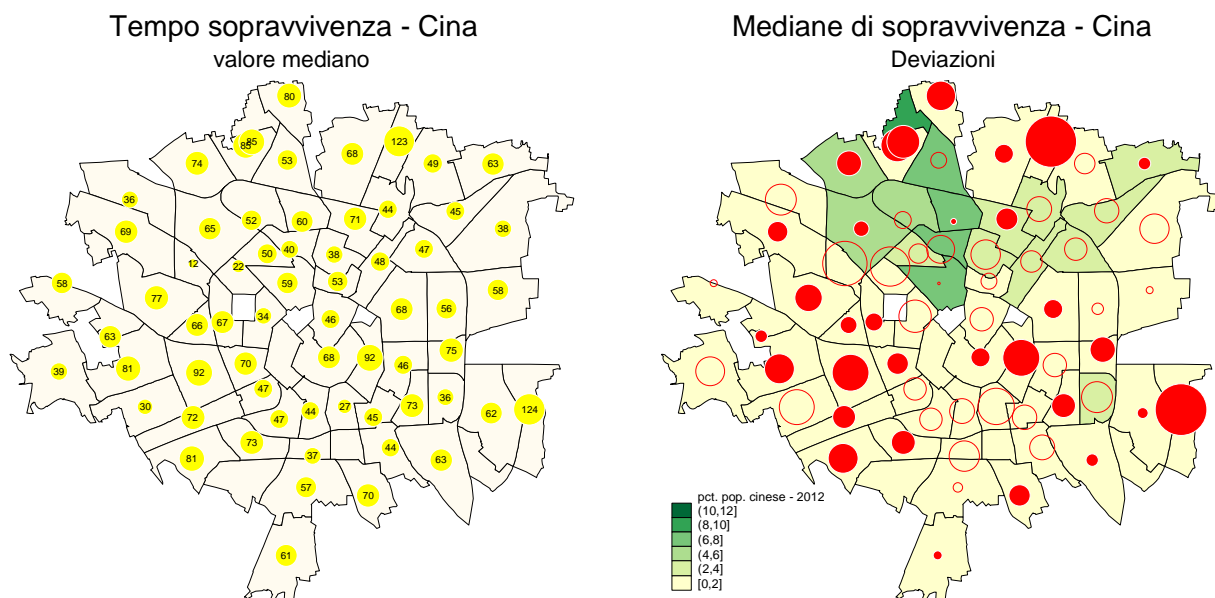


4.2 I tempi mediani di sopravvivenza

Dopo aver proposto e commentato le analisi descrittive riguardo ai processi di localizzazione delle nuove imprese nate a Milano, possiamo ora a esaminare il fenomeno della sopravvivenza per quartiere, proponendo, di nuovo, una disamina dei dati secondo i principali Paesi di nascita dei titolari.

In proposito alle *imprese a titolarità cinese*, i tempi mediani di sopravvivenza più elevati si riscontrano tra quelle avviate nei quartieri Parco-Monluè – Ponte Lambro (124 mesi), Bicocca (123 mesi), Bande Nere e Guastalla (92 mesi), Comasina (85). A Sarpi, area di forte concentrazione di popolazione e attività imprenditoriale cinese, la metà delle imprese in esame cessa di esistere dopo 59 mesi (cfr. Tabella 8A in allegato). Volendo studiare l'associazione tra il fenomeno della sopravvivenza d'impresa e la segregazione residenziale, la Figura 16 segnala anche come gli scostamenti dalla media assumano valori più elevati nei quartieri appena citati e in altri ancora nei quali l'incidenza relativa della popolazione di origine cinese è su livelli contenuti.

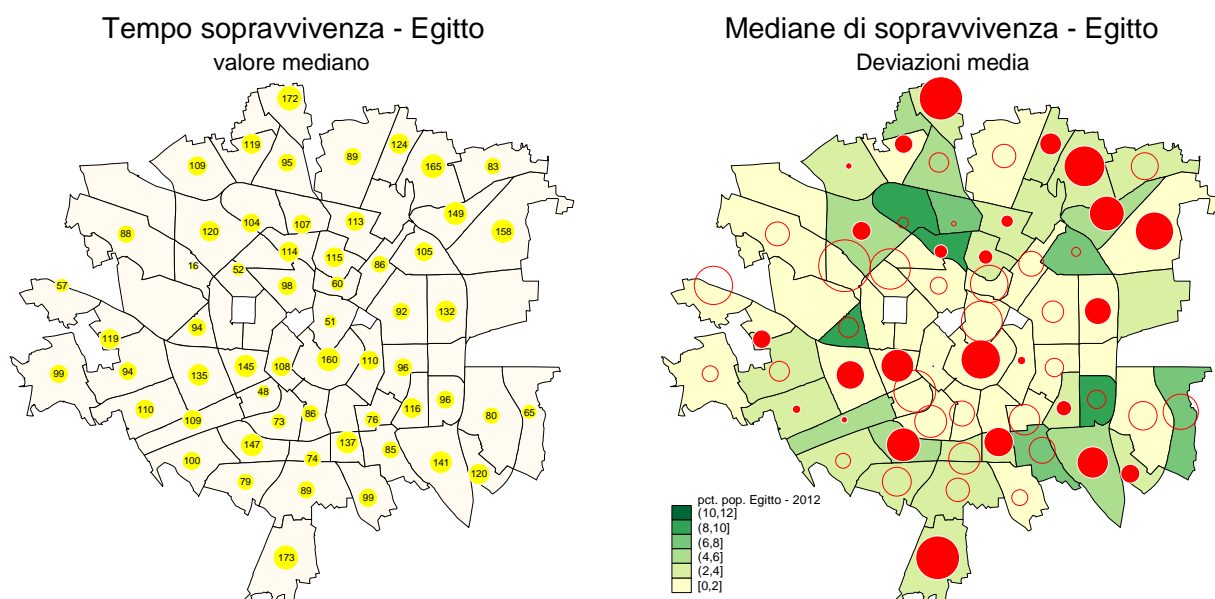
Figura 16 – Tempi sopravvivenza (Cina), per NIL (v.a. e scostamenti dalla media), 1997-2013



I tempi mediani di sopravvivenza, calcolati per *le imprese a titolarità egiziana*, sono massimi a Gratosoglio – Ticinello (173 mesi), Bruzzano (172 mesi), Viale Monza (165 mesi), Duomo (160 mesi), Parco Lambro – Cimiano (158 mesi) (cfr. Tabella 9A in allegato). Rispetto a quanto discusso sulle imprese cinesi, i dati riportati nella Figura 17 identificano un certo grado di

associazione tra la sopravvivenza delle imprese e la distribuzione della popolazione sul territorio, seppure nei quartieri in cui si concentra maggiormente la popolazione di origine egiziana non si registrino scostamenti elevati dei tempi di sopravvivenza rispetto alla media.

Figura 17 – Tempi sopravvivenza (Egitto), per NIL (v.a. e scostamenti dalla media), 1997-2013



Tra le *imprese a titolarità bengalese*, quelle che presentano maggiore capacità di tenuta, sempre misurata in termini di tempi mediani di sopravvivenza, sono localizzate nei quartieri Sarpi (145 mesi), Triulzio Superiore (141 mesi), Dergano (125 mesi), Padova (117 mesi), Buenos Aires – Venezia (114 mesi) (Tabella 10A in allegato). Dall'esame delle mappe coroplate (Figura 18) non sembra evidenziarsi associazione tra il fenomeno della segregazione residenziale della popolazione nata in Bangladesh e la sopravvivenza delle imprese di coetnici.

Quanto alle *attività imprenditoriali condotte da soggetti nati in Marocco*, i tempi mediani di sopravvivenza sono più elevati nei quartieri Corsica (151 mesi), Tibaldi (131 mesi), Parco Lambro – Cimiano (129 mesi), Greco (128 mesi), Lodi – Corvetto e Selinunte (125 mesi). Per contro, valori di sopravvivenza alquanto contenuti si registrano a Pagano (11 mesi), Ticinese (30 mesi), Garibaldi Repubblica (39 mesi) (Figura 19 e Tabella 11A in allegato). Anche in questo caso la tenuta delle imprese non sembra associata alla segregazione residenziale della popolazione di coetnici.

Figura 18 – Tempi sopravvivenza (Bangladesh), per NIL (v.a. e scostamenti dalla media), 1997-2013

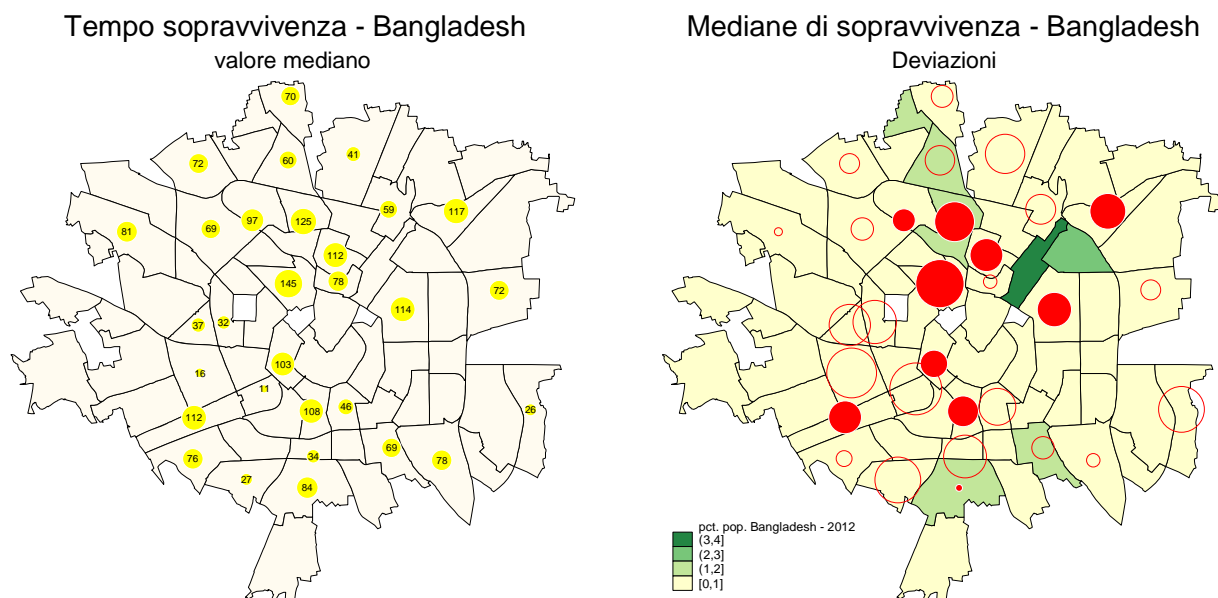
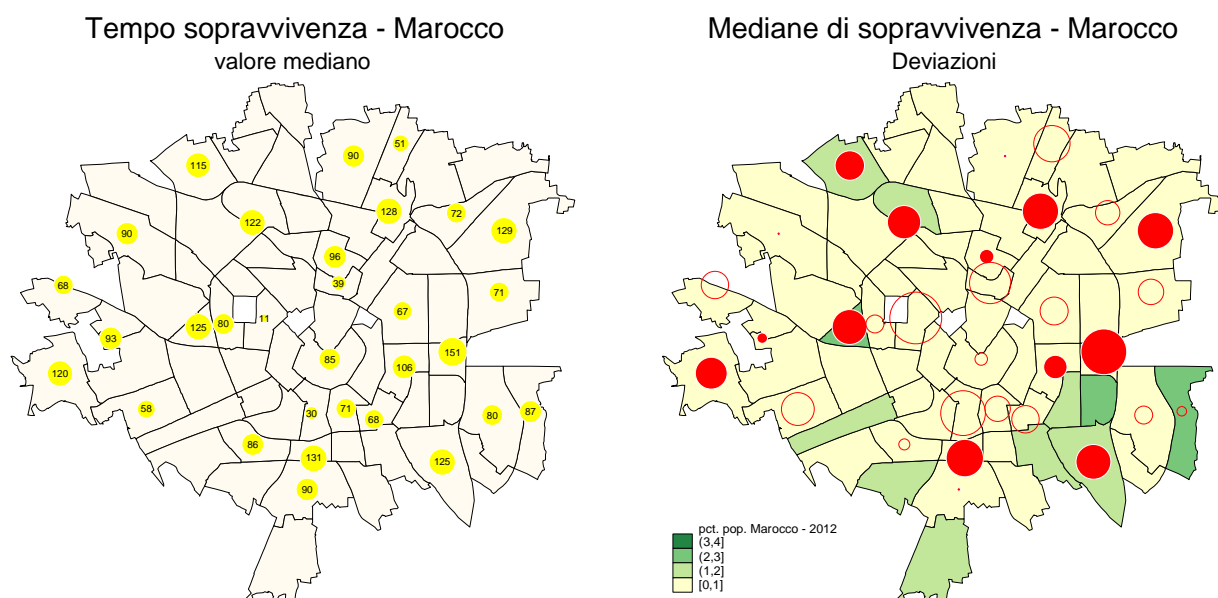


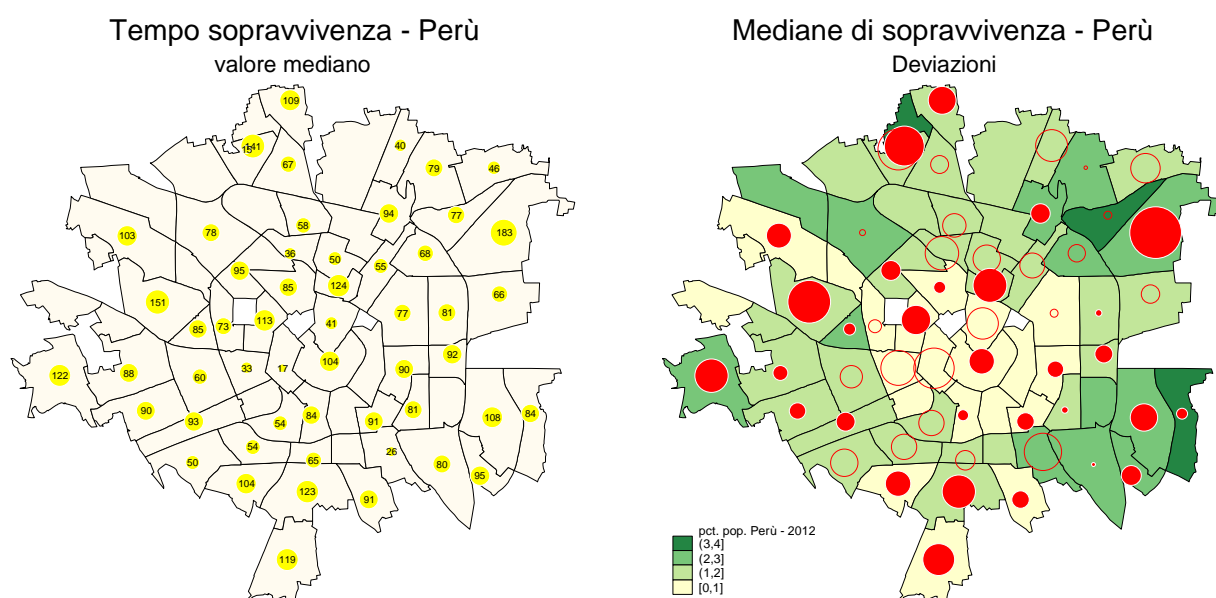
Figura 19 – Tempi sopravvivenza (Marocco), per NIL (v.a. e scostamenti dalla media), 1997-2013



La *capacità di sopravvivenza delle imprese peruviane* (Figura 20 e Tabella 12A in allegato) è maggiore a Parco Lambro – Cimiano (183 mesi), S. Siro (151 mesi), Comasina (141 mesi),

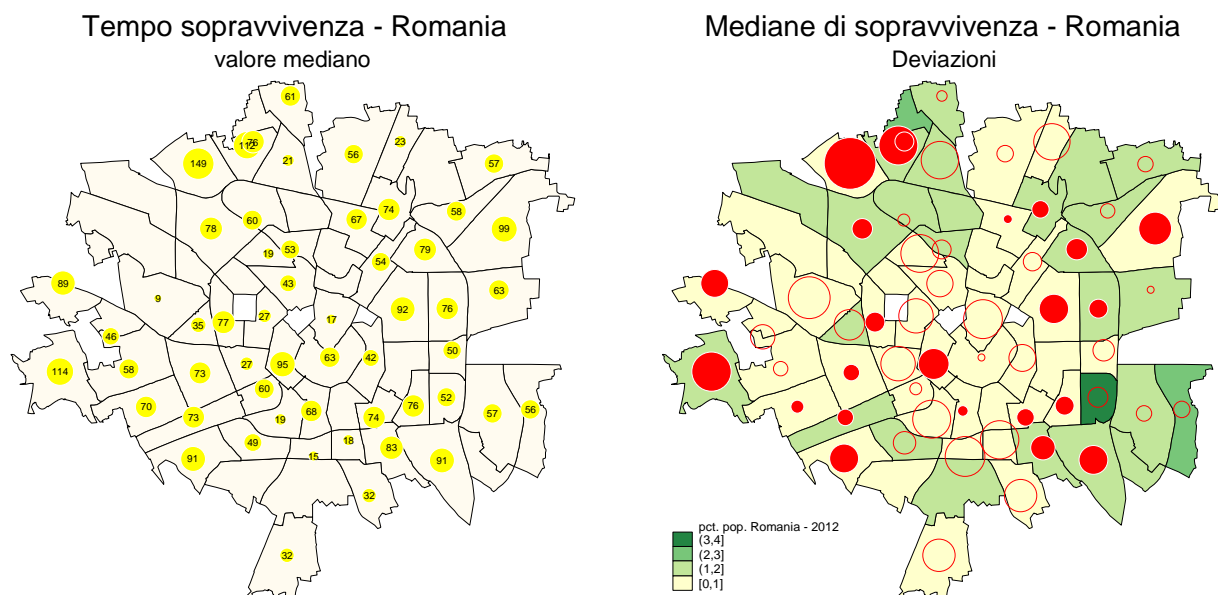
Garibaldi Repubblica (124 mesi) e Stadera (123 mesi). Chance molto più ridotte di tenuta nel corso degli anni si registrano, invece, tra le imprese avviate a Bovisasca (15 mesi), Magenta San Vittore (17 mesi), Scalo Romana (26 mesi). A differenza di quanto commentato per i gruppi nazionali sin qui presi in esame, nel caso delle imprese condotte da soggetti nati in Perù, gli scostamenti rispetto alla media osservati nei tempi di sopravvivenza mostrano un certo grado di associazione con la concentrazione residenziale della popolazione di coetnici.

Figura 20 – Tempi sopravvivenza (Perù), per NIL (v.a. e scostamenti dalla media), 1997-2013



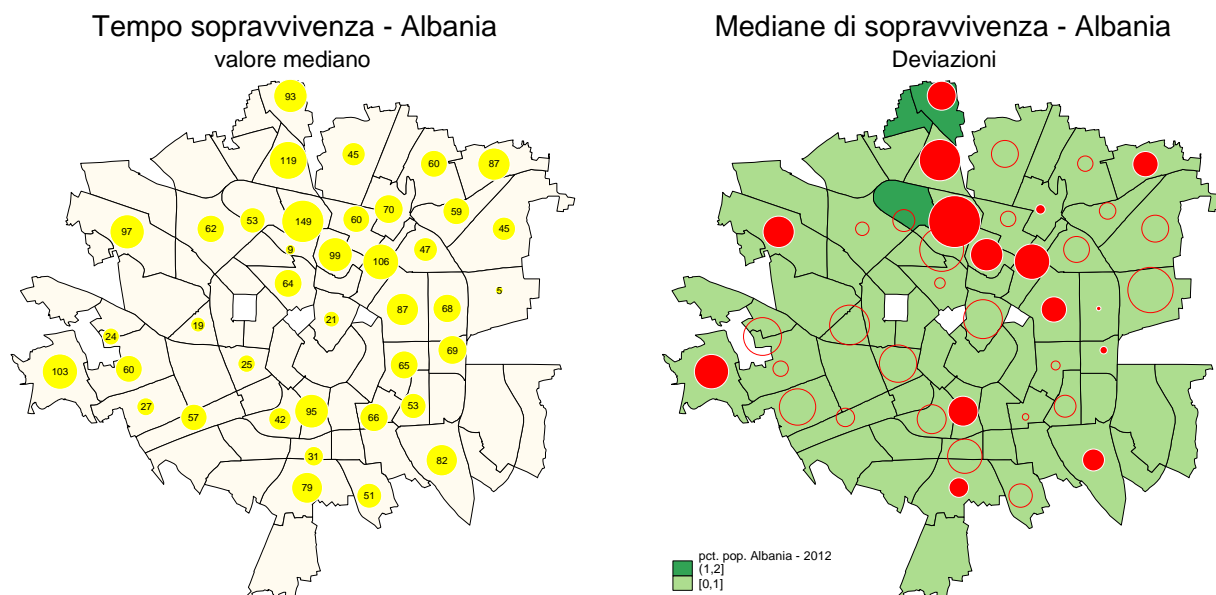
Nel caso delle *imprese romene* (Figura 21 e Tabella 13A), la capacità di tenuta è su valori più alti tra quelle avviate nei quartieri Quarto Oggiaro (149 mesi), Baggio (114 mesi), Bovisasca (112 mesi), Parco Lambro – Cimiano (112 mesi), Magenta – San Vittore (95 mesi). Anche nel caso delle imprese romene, le dinamiche di sopravvivenza delle imprese non sembrano legarsi ai processi di concentrazione residenziale della popolazione coetnica.

Figura 21 – Tempi sopravvivenza (Romania), per NIL (v.a. e scostamenti dalla media), 1997-2013



Infine, circa le *imprese albanesi* (Figura 22 e Tabella 14A), i tempi mediani di sopravvivenza più alti si riscontrano nei quartieri Dergano (149 mesi), Affori (119 mesi), Centrale (106 mesi), Baggio (103 mesi), Isola (99 mesi). In queste stesse aree della città non si osservano particolari fenomeni di concentrazione della popolazione di origine albanese.

Figura 22 – Tempi sopravvivenza (Albania), per NIL (v.a. e scostamenti dalla media), 1997-2013



5. I modelli di regressione spaziale

Volendo studiare i processi di natalità delle imprese nei diversi quartieri di Milano nel 2013, per i principali Paesi di origine del titolare, sono stati stimati – come esplicitato nella sezione metodologica (cfr. § 3) – un modello di regressione standard, un modello con errori spaziali e un modello con ritardata spaziale. In ciascuno di questi modelli la variabile dipendente Y, cioè il numero di nuove imprese nate nel 2013, è stata espressa come funzione delle seguenti variabili:

- il numero di imprese con titolare del medesimo gruppo nazionale nate nel 2012;
- il numero di imprese con titolare del medesimo gruppo nazionale cessate nel 2012;
- l'incidenza (misurata in valori %) del gruppo nazionale di appartenenza del titolare sul totale della popolazione residente;
- l'incidenza (misurata in valori %) dei soggetti nati in Italia sul totale della popolazione residente;
- l'incidenza (misurata in valori %) delle imprese con titolare del medesimo gruppo nazionale attive nel 2012;
- l'incidenza (misurata in valori %) delle imprese con titolare nato in Italia attive nel 2012.

Nel caso delle *imprese cinesi*, la lettura delle stime dei parametri dei modelli di regressione (Tabella 2 e Tabelle 15A e 16A in allegato) rivela che nel 2013 i processi di natalità delle stesse risentono positivamente dell'effetto esercitato dalle dinamiche demografiche delle imprese cinesi dell'anno precedente (in termini sia di cessazioni sia di nuove registrazioni) e dall'incidenza delle

imprese cinesi sul totale delle imprese attive, sempre nell'anno precedente. La composizione della popolazione residente esercita, invece, un effetto negativo sulle nuove nascite di imprese, secondo parametri che tuttavia non sempre assumono valori statisticamente significativi.

Tabella 2 – Modello di regressione spaziale per le nuove imprese nate nel 2013 (Cina)

Nuove imprese nate	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
Imprese coetniche nate nel 2012	0,3649245	0,1277677	2,86	0,006	0,1095204	0,6203286
Imprese coetniche cessate nel 2012	0,5219624	0,1651249	3,16	0,002	0,1918825	0,8520424
Imprese coetniche attive nel 2012 (% sul totale)	0,6800396	0,254316	2,67	0,01	0,1716691	1,18841
Imprese italiane attive nel 2012 (% sul totale)	0,1119781	0,0725164	1,54	0,128	-0,03298	0,2569363
% popolazione dello stesso gruppo etnico	-0,7870642	0,415447	-1,89	0,063	-1,617531	0,0434025
% popolazione italiana	-0,1588078	0,1291765	-1,23	0,224	-0,4170279	0,0994124
_cons	3,377563	6,775907	0,5	0,62	-10,16728	16,92241

Come si desume dalla Tabella 3 e dalle Tabelle 17A e 18A in allegato, *la natalità delle imprese egiziane* nel 2013 dipende in modo sostanziale dal numero d'imprese coetniche nate nell'anno precedente e dalla quota d'imprese italiane sul totale delle imprese attive, sempre nell'anno precedente. Più nel dettaglio, come mostrano le stime dei parametri, il numero di nuove imprese egiziane registrate nel 2012 esercita un effetto positivo sulla variabile dipendente, mentre l'effetto esercitato dall'incidenza relativa delle imprese italiane è negativo.

Tabella 3 – Modello di regressione spaziale per le nuove imprese nate nel 2013 (Egitto)

Nuove imprese nate	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
Imprese coetniche nate nel 2012	0,552714	0,078933	7	0	0,3949292	0,7104987
Imprese coetniche cessate nel 2012	0,0893586	0,1664201	0,54	0,593	-0,2433105	0,4220277
Imprese coetniche attive nel 2012 (% sul totale)	0,0227376	0,1271314	0,18	0,859	-0,2313944	0,2768696
Imprese italiane attive nel 2012 (% sul totale)	-0,0978375	0,0494414	-1,98	0,052	-0,1966694	0,0009944
% popolazione dello stesso gruppo etnico	-0,4313856	0,3355595	-1,29	0,203	-1,10216	0,2393883
% popolazione italiana	0,0567945	0,1030102	0,55	0,583	-0,14912	0,262709
_cons	3,717556	7,381618	0,5	0,616	-11,03809	18,4732

Per quanto concerne *le imprese del Bangladesh* (Tabella 4 e Tabelle 19A e 20A), i risultati delle analisi compiute consentono di affermare che il numero complessivo di nuove nate è positivamente influenzato dalla natalità delle imprese coetniche registrata l'anno precedente e dall'incidenza della popolazione di origine bengalese sul totale dei residenti. Di contro, l'incidenza delle imprese bengalesi sul totale di quelle attive esercita un effetto negativo sulle nuove nascite.

Tabella 4 – Modello di regressione spaziale per le nuove imprese nate nel 2013 (Bangladesh)

Nuove imprese nate	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
Imprese coetniche nate nel 2012	1,30635	0,0859468	15,2	0	1,134544	1,478155
Imprese coetniche cessate nel 2012	-0,5138473	0,3617637	-1,42	0,161	-1,237003	0,209308
Imprese coetniche attive nel 2012 (% sul totale)	-1,101215	0,3214135	-3,43	0,001	-1,743711	-0,4587183
Imprese italiane attive nel 2012 (% sul totale)	-0,0126309	0,0539324	-0,23	0,816	-0,1204402	0,0951783
% popolazione dello stesso gruppo etnico	3,230488	1,571955	2,06	0,044	0,088195	6,372781
% popolazione italiana	0,0213275	0,0963491	0,22	0,826	-0,1712716	0,2139266
_cons	-0,5882555	5,394758	-0,11	0,914	-11,37222	10,19571

Sulla natalità delle *imprese marocchine* nel 2013 (Tabella 5 e Tabelle 21A e 22A) influisce positivamente il numero delle imprese coetniche nate nel 2012 e la quota di popolazione marocchina sul totale dei residenti. Per contro, la quota relativa d'imprese coetniche, ma anche di imprese italiane, impatta negativamente sul numero complessivo delle nuove imprese nate.

Tabella 5 – Modello di regressione spaziale per le nuove imprese nate nel 2013 (Marocco)

Nuove imprese nate	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
Imprese coetniche nate nel 2012	0,643251	0,0853252	7,54	0	0,4726884	0,8138135
Imprese coetniche cessate nel 2012	0,2924505	0,299309	0,98	0,332	-0,3058597	0,8907606
Imprese coetniche attive nel 2012 (% sul totale)	-0,4937874	0,1690391	-2,92	0,005	-0,8316919	-0,155883
Imprese italiane attive nel 2012 (% sul totale)	-0,0958897	0,039006	-2,46	0,017	-0,1738617	-0,0179178
% popolazione dello stesso gruppo etnico	1,616491	0,7342207	2,2	0,031	0,1488044	3,084177
% popolazione italiana	0,1258642	0,0684228	1,84	0,071	-0,0109111	0,2626395
_cons	-2,986105	3,707907	-0,81	0,424	-10,39811	4,425896

Per le *imprese che hanno come titolare un soggetto nato in Perù* (Tabella 6 e Tabelle 23A e 24A), la sola variabile che influisce, in modo statisticamente significativo, sui processi di natalità delle stesse è il numero delle imprese coetniche cessate nell'anno precedente; il che pare suggerire, diversamente da quanto sinora riscontrato, l'esistenza di processi di sostituzione d'impresa interni al gruppo nazionale in esame.

Tabella 6 – Modello di regressione spaziale per le nuove imprese nate nel 2013 (Perù)

Nuove imprese nate	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
Imprese coetniche nate nel 2012	0,1802512	0,1200634	1,5	0,138	-0,0597521	0,4202546
Imprese coetniche cessate nel 2012	0,39165	0,134348	2,92	0,005	0,1230922	0,6602078
Imprese coetniche attive nel 2012 (% sul totale)	-0,0674947	0,2025041	-0,33	0,74	-0,4722947	0,3373052
Imprese italiane attive nel 2012 (% sul totale)	-0,0205684	0,0233638	-0,88	0,382	-0,067272	0,0261352
% popolazione dello stesso gruppo etnico	0,1014255	0,3684127	0,28	0,784	-0,6350211	0,837872
% popolazione italiana	0,010435	0,0435727	0,24	0,812	-0,076656	0,0975355
_cons	0,6660995	2,903732	0,23	0,819	-5,138378	6,470577

Le stime dei parametri dei modelli di regressione, nel caso delle *imprese romene* (Tabella 7 e Tabelle 25A e 26A), rivelano che vi sono due variabili in grado di influire positivamente, e in termini statisticamente significativi, sulle nuove nascite: il numero di imprese coetniche cessate l'anno precedente e la quota relativa di italiani sulla popolazione residente. Da notare, inoltre, che l'incidenza delle imprese italiane sul totale delle attive nell'anno precedente esercita un effetto negativo sulle nuove nascite d'imprese romene, anche se i parametri stimati non sempre assumono valori statisticamente significativi.

Tabella 7 – Modello di regressione spaziale per le nuove imprese nate nel 2013 (Romania)

Nuove imprese nate	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
Imprese coetniche nate nel 2012	0,0952267	0,1291965	0,74	0,464	-0,1630335	0,3534868
Imprese coetniche cessate nel 2012	0,3070815	0,1348271	2,28	0,026	0,0375659	0,576597
Imprese coetniche attive nel 2012 (% sul totale)	-0,1567494	0,1273773	-1,23	0,223	-0,411373	0,0978742
Imprese italiane attive nel 2012 (% sul totale)	-0,0721209	0,026168	-2,76	0,008	-0,12443	-0,0198118
% popolazione dello stesso gruppo etnico	0,3938957	0,596545	0,66	0,512	-0,7985808	1,586372
% popolazione italiana	0,1085532	0,0532116	2,04	0,046	0,0021847	0,2149216
_cons	-3,602903	3,438072	-1,05	0,299	-10,47551	3,269706

Rimangono da esaminare *le attività avviate e condotte da albanesi*. Ebbene, nel caso in questione, come si coglie dalle Tabella 8, i processi di natalità sono positivamente influenzati sia dal numero delle imprese coetniche nate nell'anno precedente sia dalla quota relativa delle imprese a titolarità italiana sul totale delle attive. Viceversa, la quota di popolazione italiana sul totale dei residenti e il numero delle imprese coetniche cessate nell'anno precedente (come da Tabelle 27A e 28A) esercitano un effetto negativo sulle nuove nascite.

Tabella 8 – Modello di regressione spaziale per le nuove imprese nate nel 2013 (Albania)

Nuove imprese nate	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf.	Interval]
Imprese coetniche nate 2012	0,2020974	0,0729111	2,77	0,007	0,0563502	0,3478446
Imprese coetniche cessate nel 2012	-0,1761235	0,1244424	-1,42	0,162	-0,4248805	0,0726334
Imprese coetniche attive nel 2012 (% sul totale)	0,0150661	0,1383292	0,11	0,914	-0,2614501	0,2915823
Imprese italiane attive nel 2012 (% sul totale)	0,0287272	0,0141216	2,03	0,046	0,0004985	0,056956
% popolazione dello stesso gruppo etnico	0,283963	0,5336973	0,53	0,597	-0,7828828	1,350809
% popolazione italiana	-0,06549	0,0243037	-2,69	0,009	-0,1140724	-0,0169075
_cons	3,627723	1,35803	2,67	0,01	0,9130598	6,342386

Da segnalare, infine, che, in tutti i modelli di “errore spaziale” che abbiamo stimato, l'effetto del termine di autocorrelazione spaziale appare non statisticamente significativo. Tale risultato dovrebbe segnalarci che non ci sono omissioni di variabili esplicative spazialmente dipendenti. Anche nei modelli con variabile dipendente spazialmente ritardata notiamo che il parametro che esprime il ritardo spaziale appare sempre non statisticamente significativo, con l'eccezione delle imprese marocchine.

Discussione e conclusioni

Le analisi descrittive (corredate da visualizzazioni spaziali), le analisi di autocorrelazione spaziale e i modelli di regressione spaziale presentati e discussi in questo rapporto hanno consentito di studiare l'influenza che lo spazio geografico e le sue caratteristiche esercitano sul fenomeno della natalità (e della localizzazione) delle imprese straniere a Milano. Procedendo per ordine e volendo riprendere i risultati più interessanti delle elaborazioni compiute, gli indici globali (I) di Moran hanno messo anzitutto in luce l'esistenza di squilibri spaziali per le imprese straniere appartenenti a tutti i gruppi nazionali in esame, con la sola eccezione di quelle a

titolarità marocchina. Detto in altre parole, ciò significa che *le nascite delle imprese (anche di quelle italiane) non si distribuiscono uniformemente nello spazio urbano, ma esistono, piuttosto, dei raggruppamenti*. L'importanza della dimensione spaziale nella spiegazione del fenomeno della natalità viene, peraltro, riproposta dagli indici locali di Moran. Questi rivelano che *per ciascun gruppo nazionale, esistono cluster spaziali specifici, identificati dai NIL o quartieri di Milano, in corrispondenza dei quali si generano fenomeni di "contagio" tali per cui le imprese vicine tendono a essere più simili tra di loro*, rispetto a imprese che sono, invece, spazialmente più distanti. Atteso dunque che a Milano il fenomeno delle nascite delle imprese – non solo di quelle straniere, come detto – presenta una configurazione spaziale specifica, attraverso i modelli di econometria spaziale ne abbiamo indagato più a fondo il legame con alcuni fattori rilevabili a livello di quartiere. Tra questi le caratteristiche delle imprese e della popolazione residente, che abbiamo utilizzato, seguendo la letteratura, come indicatori dell'esistenza di reti etniche, di rapporti (competitivi o concorrenziali) tra le imprese straniere e tra le imprese straniere e quelle italiane, di mercati etnici.

Ebbene, dalla lettura delle stime dei parametri dei modelli emerge che *tra le variabili più importanti per spiegare il numero di nuove imprese nate sembrano esservi, in una cornice di path-dependence, il numero di imprese coetniche nate e cessate l'anno precedente*. Più nel dettaglio, entrambe le variabili esercitano un'influenza positiva (e, in gran parte dei casi, statisticamente significativa) sul numero di nuove imprese nate per ciascun gruppo nazionale; solo nel caso delle imprese bengalesi e albanesi il numero di imprese coetniche cessate nell'anno precedente impatta negativamente (ma secondo parametri non significativi) sul numero delle nuove nate. Interessante notare, inoltre, che *per le imprese cinesi, peruviane e romene sono le cessazioni ad avere un maggiore potere predittivo sulle nuove nascite, con ciò indicando la possibile esistenza di processi di sostituzione tra le imprese di coetnici*.

Di contro, per quanto riguarda le imprese egiziane, marocchine, albanesi e bengalesi, la stima dei parametri indica che le nuove nascite sono spiegate in buona parte alle nuove imprese create l'anno precedente e che dunque, entro questi gruppi nazionali, sembrano svilupparsi rapporti di concorrenza, ma probabilmente anche di scambio e cooperazione, tra gli imprenditori. Sempre in merito alle caratteristiche del quartiere, così come identificate dalle imprese in esso attive, i modelli di regressione che abbiamo proposto suggeriscono che – seppure i parametri non assumano sempre valori statisticamente significativi – la natalità delle imprese cinesi e albanesi è positivamente influenzata dall'incidenza relativa delle imprese coetniche e dalla quota di imprese a titolarità italiana sul totale. Per le imprese bengalesi, marocchine, peruviane, romene, le medesime variabili sembrano invece influenzare negativamente il fenomeno della natalità. Per quanto concerne, in chiusura, le caratteristiche della popolazione residente, i segni dei parametri stimati nei modelli di regressione – che anche in questo caso non sono sempre significativi dal punto di vista statistico – indicano che *la segregazione residenziale dei coetnici sembra influire*

positivamente sui processi di natalità delle imprese bengalesi, marocchine, peruviane, romene e albanesi; viceversa, la concentrazione residenziale della popolazione di coetnici in date zone della città, sembra avere un impatto negativo, almeno per il 2013, sulle nuove nascite di imprese cinesi e egiziane. Questo a suggerire, una volta di più, l'ambivalenza delle reti etniche, come pure i rischi insiti all'interno di mercati etnici.

Riferimenti bibliografici

- Alba, R., e Nee, V. 1999. Rethinking Assimilation Theory for a New Era of Immigration. In *The Handbook of International Migration: The American Experience*, a cura di C. Hirschman, P. Kasinitz, e J. DeWind, 137-161. New York: Russell Sage Foundation.
- Aldrich, H., Cater, J., Jones, T., McEvoy, D., e Velleman, P. 1985. Ethnic Residential Concentration and the Protected Market Hypothesis. *Social Forces* 63 (4): 996-1009
- Allen, J. P., e Turner, E. 1996. Spatial Patterns of Immigrant Assimilation. *Professional Geographer* 48 (2):140-155.
- Ambrosini, M. 2011. *Sociologia delle migrazioni*. Bologna: Il Mulino.
- Andersson, L., e Hammarstedt, M. 2012. Ethnic Enclaves, Networks and Self-Employment among Middle Eastern Immigrants in Sweden. *International Migration*, Published online before print, doi:10.1111/j.1468-2435.2011.00714.x
- Bailey, T., e Waldinger, R. 1991. Primary, Secondary, and Enclave Labor Markets: A Training Systems Approach. *American Sociological Review* 56: 432-445
- Bates T., e Robb, A. 2008. Analysis of young neighborhood firms serving urban minority clients. *Journal of Economics and Business* 60: 139-148
- Bates T., e Robb, A. 2013. Small-business viability in America's urban minority communities. *Urban Studies*, Published online before print December 21, 2013, doi: 10.1177/0042098013514462
- Bates, T. 1994. Social Resources Generated By Group Support Networks May Not Be Beneficial To Asian Immigrant-Owned Small Businesses. *Social Forces* 72: 671-689
- Bates, T. 1996. Why are firms owned by Asian immigrants lagging behind black-owned businesses? *National Journal of Sociology* 10: 27-43.
- Bates, T. 1997. *Race, Self-employment and Upward Mobility: An Illusive American Dream*. The Johns Hopkins University Press: Washington D.C.
- Bates, T. 1999. Race, self-employment, and upward mobility: an illusive American dream; response to John Sibley Butler's review essay. *Small Business Economics*, 12: 189-190.
- Bates, T. 2011. Minority entrepreneurship. *Foundations and Trends in Entrepreneurship* 7: 151-311.
- Baycan-Levent, T., Masurel, E. e Nijkamp, P. 2004. Trends in Break-out Strategies of Ethnic Entrepreneurs. In Vaz, T., Morgan, E. e Nijkamp, P. (eds.) *The New European Rurality: Strategies for Small Firms*. Aldershot: Ashgate, pp. 143-156.

- Beckers P., e Blumberg, B. F. 2013. Immigrant entrepreneurship on the move: a longitudinal analysis of first- and second-generation immigrant entrepreneurship in the Netherlands. *Entrepreneurship & Regional Development: An International Journal* 25(7-8): 654-691
- Bonacich, E. 1973. A theory of middlemen minorities. *American Sociological Review*, 38(5): 583-594
- Borjas, G.J. 1986. The self-employment experience of immigrants. *Journal of Human Resources* 21: 487-506.
- Boyd, R. L. 2007. Retail Enterprise on the U.S. Urban Periphery: The Role of Immigrant Ethnic Groups in the Late-19th Century, *Urban Geography*, 28(7): 682-701
- Burt, R. 2005. *Brokerage and Closure*. Oxford: Oxford University Press.
- Butler J.S. e Greene, P.G. 1997. Ethnic entrepreneurship: the continuous rebirth of American entrepreneurship. In Sexton, D.L. e Smilor, R.W. (eds.) *Entrepreneurship 2000*. Chicago: Upstart Publishing, pp. 267-289.
- Clark, K., e Drinkwater, S. 2002. Enclaves, neighbourhood effects and employment outcomes: ethnic minorities in England and Wales. *Journal of Population Economics* 15: 5-29.
- Evans, M.D.R. 1989. Immigrant entrepreneurship: effects of ethnic market size an isolated labor pool. *American Sociological Review* 54: 950-962.
- Kloosterman, R. e Rath, J. 2001. Immigrant entrepreneurs in advanced economies: mixed embeddedness further explored. *Journal of Ethnic and Migration Studies* 27(2):189-202.
- Light, I. 1979. Disadvantaged minorities in self-employment. *International Journal of Comparative Sociology* 20: 31-45.
- Light, I. e Bonacich, E. 1988. *Immigrant Entrepreneurs: Koreans in Los Angeles, 1965-1982*. Berkeley: University of California Press.
- Light, I., e Gold, S. J. 2000. *Ethnic Economies*. San Diego, CA: Academic Press.
- Light, I., e Rosenstein, C. 1995. *Race, ethnicity, and entrepreneurship in urban America*. New York, NY: Aldine de Gruyter.
- Ligth, I. 1984. Immigrant and ethnic enterprise in North America. *Ethnic and Racial Studies* 7: 195-216.
- Logan, J., Alba, R., e McNulty, T. 1994. Ethnic economies in metropolitan regions: Miami and beyond. *Social Forces* 72: 691-724.
- Massey, D. S. 1985. Ethnic Residential Segregation: A Theoretical and Empirical Review. *Sociology and Social Research* 69 (3):315-350.

- Menzies, T.V., Brenner, G.A. e Filion, L.J. 2003. Social capital, networks and ethnic minority entrepreneurs: transnational entrepreneurship and bootstrap capitalism. In Etemad, H. e Wright, R.W. (eds.) *Globalization and entrepreneurship: policy and strategy perspectives*. Northampton: Edward Elgar, pp. 125-151
- Metcalf, H., Modood, T., e Virdee, S. 1996. *Asian self-employment: The interaction of culture and economics in England*. London: Policy Studies Institute.
- Min, P. G. 1990. Problems of Korean Immigrant Entrepreneurs. *International Migration Review* 24: 436-455
- Mitter, S. 1986. Industrial restructuring and manufacturing homework. *Capital and Class* 27:37-80.
- Moran, P. 1948. The Interpretation of Statistical Maps. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)* 10(2): 243-251.
- Pfeiffer, D., Robinson, T., Stevenson, M., Stevens, K., Rogers, D. e Clements, A. 2008. *Spatial Analysis in Epidemiology*. Oxford: Oxford University Press.
- Pisati, M. 2001. Tools for spatial data analysis. *Stata Technical Bulletin* 60: 21-37. In *Stata Technical Bulletin Reprints*, vol. 10, 277-298. College Station, TX: Stata Press.
- Pisati, M. 2012. Explanatory Spatial Data Analysis using Stata. German Stata Users Group meeting WZB Social Science Research Center, Berlin June 1, 2012.
- Portes, A. 2010. *Economic Sociology: A Systematic Inquiry*. Princeton: Princeton University Press
- Portes, A., e Sensenbrenner, J.. 1993. Embeddedness and Immigration: Notes on the Social Determinants of Economic Action. *The American Journal of Sociology* 98(6): 1320-1350
- Portes, A., e Zhou, M. 1992. Gaining The Upper Hand: Economic Mobility Among Immigrant And Domestic Minorities. *Ethnic and Racial Studies* 15: 491-522
- Razin, E. e Light, I. 1998. Ethnic entrepreneurs in America's largest metropolitan areas. *Urban Affairs Review*, 33(3): 332-360.
- Riva, E. e Lucchini, M. 2014. Le imprese straniere a Milano e provincia. In *Camera di Commercio di Milano*, a cura di, Milano Produttiva 2014, Milano: Guerini e Associati.
- Riva, E. e Lucchini, M. 2013a. Demografia e sopravvivenza delle imprese straniere. In *Camera di Commercio di Milano*, a cura di, Milano Produttiva 2013, Milano: Guerini e Associati. Disponibile su: <http://www.mi.camcom.it/milano-produttiva>
- Riva, E. e Lucchini, M. 2013b. L'imprenditoria dei trentenni stranieri nel contesto metropolitano milanese. In Lodigiani, R. (a cura di) *Milano 2013. Trentenni in cerca d'autore. Attori dietro le quinte o nuova classe dirigente. Rapporto sulla città*, Milano: FrancoAngeli.

- Sahin, M., Nijkamp, P. e Stough, R. 2011. Impact of urban conditions on firm performance of migrant entrepreneurs: a comparative Dutch-US study. *The Annals of Regional Science*, 46 (3): pp 661-689.
- Sanders, J. M. e Nee, V. 1996. Immigrant self-employment: the family as social capital and the value of human capital. *American Sociological Review* 61(2): 231-249.
- Slocum, T.A., McMaster, R.B., Kessler, F.C. e Howard, H.H. 2005. *Thematic Cartography and Geographic Visualization*. 2nd ed. Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall.
- Tobler, W.R. 1970. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography* 46: 234-240.
- Waldinger, R., H. Aldrich, e R. Ward. 1990. *Ethnic Entrepreneurs: Immigrant Business in Industrial Societies*. Sage Publications: Newbury Park
- Wilson, K. e Martin, A.W. 1982. Ethnic enclaves: A comparison of the Cuban and Black economies in Miami. *American Journal of Sociology*, 88(1): 135-160.
- Wilson, K. e Portes, A. 1980. Immigrant enclaves: an analysis of the labour market experience of Cubans in Miami. *American Journal of Sociology* 86(2): 295-319.
- Zanfrini, L. 2007. *Sociologia delle migrazioni*. Roma-Bari: Laterza.
- Zhou, M. 1992. *Chinatown: The Socioeconomic Potential of an Urban Enclave*. Philadelphia: Temple University Press.