

DIMENSIONI E CRESCITA DELLE CITTA' IN EUROPA

Gilberto Seravalli¹

SOMMARIO

Numerosi studi sulla distribuzione delle città per dimensioni hanno rinvenuto caratteristiche regolarità. Sulla base di tali osservazioni ci si può attendere, considerando un numero di città abbastanza ampio, che le frequenze dimensionali delle città medio-piccole si distribuiscano in modo log-normale, che nel caso delle città grandi prevalga invece una distribuzione di tipo Zipf, e una parabolica frattale – infine - nella fascia intermedia.

Questa congettura trova conferma in un campione di 352 città europee.

Vi è anche sostanziale accordo in letteratura sul fatto che nel lungo periodo queste distribuzioni possono considerarsi il risultato di tassi di incremento indipendenti dalle dimensioni. Non seguono questa regola, invece, i tassi di crescita (dell'occupazione) registrati dalla fine del secolo scorso nelle 352 città considerate. Essi segnalano una minore crescita relativa delle città medio-piccole (tra 80 e 500 mila abitanti) rispetto alle grandi (e in parte alle minori). Dopo aver messo in luce questi andamenti che mostrano una recente relazione crescente non lineare tra aumenti e livelli dimensionali, si propone una interpretazione utilizzando il modello di crescita di Acemoglu e Zilibotti. Tale intervenuta relazione tra dimensioni e crescita può attribuirsi, secondo questo modello, all'accresciuta incertezza. L'indicazione che ne consegue consiglia di sostenere con adeguate politiche la differenza tra rendimenti netti delle attività innovative rischiose e rendimenti netti della attività tradizionali sicure. Questo sembra richiedere soprattutto buoni servizi di pubblica utilità particolarmente necessari agli agenti dell'innovazione.

¹ GSSI - Gran Sasso Science Institute – Urban Studies Doctoral Program.

1. Introduzione

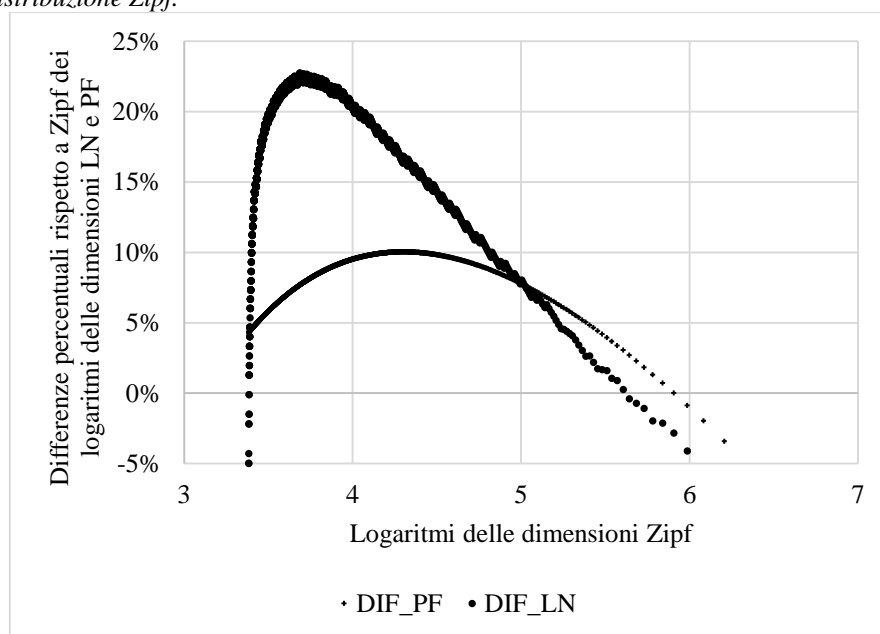
«*The number of cities in a given territory is always in an inverse geometrical progression of their size (for instance, there are about 23,000 urban agglomerations larger than 10,000 inhabitants in the world, 2,000 are larger than 100,000 inhabitants and about 200 above 1 million, after Moriconi-Ebrard, 1993). This persistent scaling behaviour has been questioned for more than one century, giving rise to a large variety of interpretations*». (Pumain 2004, p. 1). In effetti è sempre citato il saggio del fisico tedesco nato in Polonia Felix Auerbach (*“Das Gesetz der Bevölkerungskonzentration”*), pubblicato proprio un secolo fa, nel 1913. Egli aveva osservato che la probabilità di trovare una città di dimensioni maggiori di x era inversamente proporzionale a x . Una tale distribuzione si riscontra in diversi processi sociali e naturali, come era noto da tempo, e che Auerbach sia stato il primo ad applicarla alla concentrazione urbana della popolazione è attestato dal linguista americano George Kingsley Zipf, il quale ha scoperto la stessa distribuzione nella frequenza delle parole. «*The first person to my knowledge to note the rectilinear distribution of communities in a country was Felix Auerbach in 1913.*» (Zipf 1949-2012, p. 374). Il termine “*rectilinear*” si riferisce al fatto che, poste le città in ordine decrescente di dimensioni, la seconda tende ad avere la metà della popolazione della prima, la terza un terzo, la quarta un quarto e così via. In tal modo i logaritmi del rango si dispongono secondo una retta con coefficiente angolare pari a meno uno in funzione dei logaritmi delle dimensioni.

Gli studi su questo tema non sono mai cessati e, con la disponibilità di nuove più ampie statistiche, sono divenuti numerosi dalla fine degli anni Novanta del secolo scorso. Sono oggi disponibili così molte verifiche circa la reale applicabilità di tale distribuzione, o sue varianti, e diverse ipotesi circa i meccanismi che possono spiegarla, come è illustrato nella rassegna di Berry e Okulicz-Kozaryn (2012).

Circa l'applicabilità a diversi contesti e diversi campioni di città, uno specifico problema ha sempre ostacolato l'esercizio più semplice ossia la regressione con minimi quadrati del logaritmo del rango per quello della dimensione (o viceversa), in modo da verificare se il coefficiente stimato non sia significativamente diverso da meno uno. La ragione è abbastanza ovvia, sottolineata da tempo (Quandt 1964, Rapoport 1978), ribadita in più occasioni (Gabaix, Ioannides 2004, Gan, Li, Song 2006). La variabile rango non è ottenuta da osservazioni indipendenti ma ordinando la variabile dimensione, essa è quindi endogena. E' pertanto inevitabile che le stime siano distorte e inconsistenti. Ciò è stato provato anche mediante simulazioni Monte Carlo. Generati numeri casuali e applicate stime econometriche dimensioni-rango, si trovano risultati molto significativi a favore della distribuzione di tipo Zipf, mentre questo non dovrebbe accadere per costruzione (Gan, Li, Song 2006, pp. 259, 262). Il problema è serio e le soluzioni escogitate (tra cui quella notevole di Gabaix e Ibragimov 2011), confermano il giudizio di Urzua (2000, p. 260): «*strictly speaking, Zipf's law cannot hold*

except for a certain sample size». Più in generale, dopo molto lavoro teorico-metodologico e empirico, sembra in sostanza delinearsi un sostanziale consenso (Malevergne, Pisarenko, Sornette 2009) sulle distribuzioni attese: non quindi su una sola forma prevalente, ma neppure sull'assenza di regolarità. Per campioni di città ampi ci si può attendere (anche in contesti molto differenti come gli Usa, l'Europa e i paesi emergenti) che nella fascia delle città medio-piccole prevalga una distribuzione log-normale e prevalga una di tipo Zipf nella fascia delle città maggiori, con una zona di transizione in cui si applica una distribuzione parabolica-frattale² (si vedano anche Giesen, Suedekum 2012, Rybski, García Cantù Ros, Kropp 2013). Per illustrare le caratteristiche distintive di queste distribuzioni, nella figura 1 seguente (sulla base di un campione artificiale di 2000 casi) sono rappresentati gli scostamenti percentuali dei logaritmi delle dimensioni della log-normale e della parabolica frattale rispetto alla distribuzione lineare Zipf.

Figura 1 – Differenze percentuali tra i logaritmi delle dimensioni LN (Log-Normale) e PF (Parabolica-Frattale) rispetto alla distribuzione Zipf.



La distribuzione log-normale presenta scostamenti caratteristici dalla Zipf, che assumono la forma di accentuata campana dislocata a sinistra, mentre gli scostamenti della parabolica frattale sono attenuati.

Occorre poi sorvegliare le definizioni stesse di città. Sembra infatti ormai provato (Rozenfeld, Rybski, Gabaix, Makse 2011, Veneri 2013) che i risultati delle analisi sulle forme delle

² Si indica con questo nome la distribuzione di probabilità discreta in cui il logaritmo della frequenza di una dimensione di una entità è una polinomiale quadratica del logaritmo del rango. Si dice frattale con richiamo al fatto che obbedisce a questa forma la distribuzione degli “oggetti frattali” (di Benoit Mandelbrot), cioè di quelle forme che si ripetono simili a scale diverse (autosimilarità). Si noti che la distribuzione Zipf è indicata anche come frattale lineare e che la distribuzione log-normale è approssimata da una polinomiale di terzo grado sempre nei logaritmi delle dimensioni e del rango. Si potrebbe quindi dire che la sequenza, per città di dimensioni decrescenti, è di distribuzioni frattali di primo, secondo e terzo grado.

distribuzioni dipendono anche dai criteri impiegati per individuare le città. Emerge spesso, tra l'altro, che l'indicata regola dimensioni-rango si applica meglio a realtà urbane definite con criteri sostanziali piuttosto che amministrativi. Potendo contare su dati statistici per un numero abbastanza ampio di città raccolti sulla base di confini amministrativi, conviene perciò considerare dati temporali e su periodi di tempo non troppo estesi in modo da avere informazioni per le quali sia almeno possibile congetturare un "errore costante".

Per quanto infine riguarda i meccanismi, è stato dimostrato (Gabaix 1999, Malevergne, Pisarenko, Sornette 2009) che queste distribuzioni possono essere il risultato nel lungo periodo di tassi di crescita indipendenti dalla dimensione (legge di Gibrat).

Nelle pagine seguenti viene presentato un esercizio su dati di 352 città europee. Si vede che è verificata la congettura sulle forme distributive indicando che nel passato i tassi di crescita furono tendenzialmente indipendenti dalle dimensioni. Si vede poi che in tempi recenti i tassi di crescita appaiono invece crescenti, in modo non lineare, rispetto alle dimensioni.

Nel prossimo paragrafo vengono presentati i dati, nel successivo l'esercizio, nel penultimo una proposta interpretativa, nell'ultimo le conclusioni con indicazioni di politiche per la crescita forse in grado di sostenere lo sviluppo delle città medio-piccole, la cui condizione sembra diventata relativamente più difficile.

2. I dati

Le spiegazioni della crescita delle città evocano di solito meccanismi che condizionano la produttività (e quindi il grado di impiego delle risorse, in un'economia aperta): economie e diseconomie di scala, capitale umano, innovazione, beni pubblici. Sembra perciò opportuno considerare, invece che consistenza e crescita della popolazione come di regola, direttamente l'occupazione, più immediatamente legata alla produttività e ai suoi effetti sull'impiego delle risorse. Da Eurostat (con integrazioni) si hanno, per un totale di 352 città europee³, medie di consistenza degli occupati per i periodi 1999-2002, 2003-2006, 2010-2012. Il "campione" (determinato dalla disponibilità dei dati ma abbastanza rappresentativo delle città anche di medio-piccola dimensione) si presenta come riportato nella seguente tabella.

Dalla stessa fonte si possono avere, per le medesime città, anche i dati di superficie e di popolazione in modo da poter calcolare la densità abitativa relativa al 2012. Usando Google Maps si è provveduto, infine, a determinare le distanze (in minuti di viaggio in auto) tra le città dei vari paesi e le rispettive capitali. Dimensioni, crescita, densità, distanze sono in effetti gli aspetti considerati essenziali anche nel recente dibattito⁴ sull'analisi evolutiva delle realtà urbane.

³ Le città nel data base "Urban audit" sono in tutto più di 900, ma per molte mancano in tutto o in parte i dati per questo esercizio.

⁴ Il programma ideale per tale analisi è, secondo Michael Storper: «Tackling the new bases of agglomeration and specialization; the complex reasons for trade costs rising and falling as an endogenous part of the development

Tabella 1 – Città europee nel campione⁵

Paese	Numero di città nel campione	Quota % dell'occupazione del campione sull'occupazione totale del paese 1999_2002	Quota % dell'occupazione del campione sull'occupazione totale del paese 2010_2012	Città più piccola (migliaia di occupati 2012)	Città più grande (migliaia di occupati 2012)
Belgium	7	30,5	34,2	63,4 (Namur)	675,3 (Brussels)
Bulgaria	8	43,0	53,0	14,4 (Vidin)	832,0 (Sofia)
Germany	88	41,0	41,3	30,7 (Weimar)	1636,1 (Berlin)
Spain	26	29,7	29,0	51,4 (Badajoz)	1956,2 (Madrid)
France	31	19,6	21,1	28,2 (Creil)	1797,7 (Paris)
Latvia	2	52,7	52,0	30,9 (Liepaja)	392,9 (Riga)
Italy	74	26,8	27,1	14,0 (Nocera Inf.)	1196,2 (Roma)
Lithuania	3	31,5	36,7	39,9 (Panevezys)	256,3 (Vilnius)
Hungary	7	34,2	26,0	32,7 (Nyíregyháza)	719,0 (Budapest)
Netherlands	15	29,0	31,7	57,8 (Heerlen)	542,0 (Amsterdam)
Poland	28	39,0	38,0	11,4 (Zory)	820,0 (Warszawa)
Slovenia	2	29,9	32,9	57,5 (Maribor)	204,9 (Ljubljana)
Slovakia	8	35,2	36,0	39,0 (Trencin)	358,1 (Bratislava)
Sweden	9	49,5	52,2	59,8 (Umeå)	912,1 (Stockholm)
United Kingdom	28	25,4	27,6	26,7 (Gravesham)	3432,1 (London)
Norge	6	33,9	34,1	39,7 (Tromsø)	435,9 (Oslo)
Switzerland	10	28,2	27,2	33,8 (Biel)	359,9 (Zurich)
Totale	352	35,5	36,4	11,4 (Zory)	3432,1 (London)

3. L'esercizio

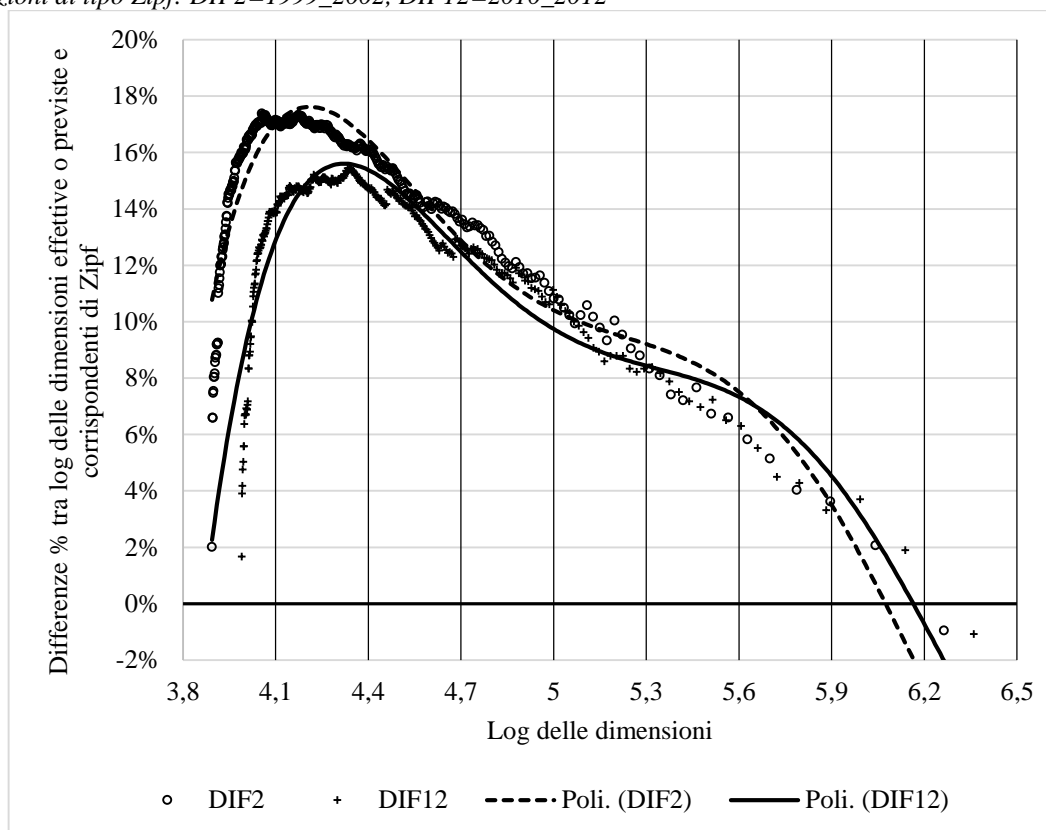
Si provvede dapprima a mostrare che, come atteso, la distribuzione delle 352 città considerate, al crescere delle dimensioni in termini di occupati, è log-normale con transizione verso la frattale e infine di tipo Zipf. Si mostra quindi che la dislocazione di tale distribuzione è cambiata nel decennio scorso, specie a svantaggio di una fascia dimensionale intermedia. Infine si provvede ad accertare che in effetti i tassi di crescita dell'occupazione hanno penalizzato le città medio-piccole a vantaggio delle maggiori.

process; the forces that push the economy out of equilibrium and away from convergence as well as toward these two states; strategic interaction in space as a key feature of agent behaviour; agent heterogeneity across space; and, of course, the inevitable institutional shapers of all these processes». La proposta "3D" («*division, distance, density*») e le sue implicazioni per le politiche regionali-urbane del Rapporto 2009 della Banca Mondiale sarebbe in tale direzione efficace, anche se in quel Rapporto è stata concretamente applicata in modo troppo riduzionista: «But the World Development Report [...] goes beyond this mandate by stripping things down too much». (Storper 2011, p. 15).

⁵ Alcuni dati non disponibili presso Eurostat sono stati ottenuti dagli Istituti Nazionali di Statistica nel caso della Bulgaria e Lettonia (1999_2002), Spagna, Lettonia Regno Unito (2010-2012). Tutti i dati delle città italiane sono di fonte Istat. Quelli per il periodo 1999_2002 sono i dati tratti dal Censimento della Popolazione 2001. Per i periodi seguenti sono calcolati applicando ai dati del 2001 i tassi di variazione dell'occupazione nei corrispondenti Sistemi Locali del Lavoro, considerando nel campione le città che si trovano al centro di SSL con più di 100 mila abitanti nel 2001, un campione di 74 città italiane paragonabile a quelli degli altri paesi.

Consideriamo prima di tutto le differenze dei logaritmi delle dimensioni effettive rispetto a quelli che si avrebbero se fosse rispettata la distribuzione Zipf. Il logaritmo delle dimensioni secondo la Zipf è ottenuto sottraendo dal logaritmo dell'occupazione della città più grande, il logaritmo del rango di ciascuna città meno 0,5 (correzione Gabaix-Ibragimov). La città più grande nel campione delle 352 città è Londra, che registra 2,7 milioni di occupati nel periodo 1999_2002 e 3,4 nel periodo 2010_2012. Si ottiene il grafico seguente.

Figura 2 – Differenze percentuali tra logaritmi delle dimensioni effettive e logaritmi di corrispondenti distribuzioni di tipo Zipf: DIF2=1999_2002, DIF12=2010_2012

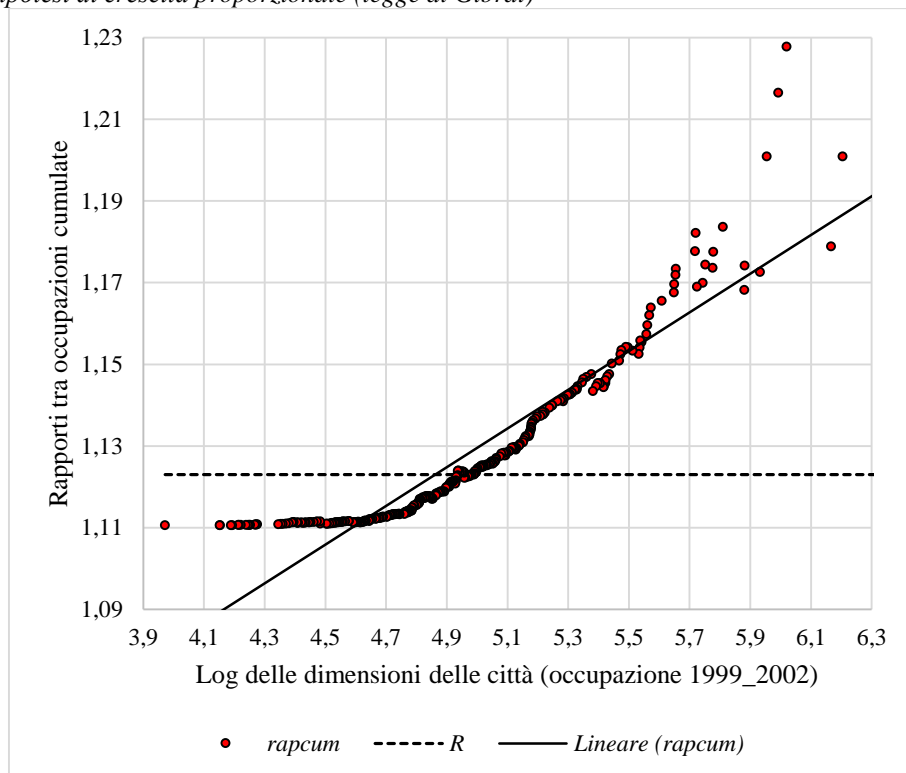


Come si vede la distribuzione è log-normale con segni evidenti di transizione verso la parabola frattale intorno alla dimensione di 100 mila occupati; mentre la coda (città grandi) scende rapidamente a zero segnalando che in questa fascia dimensionale la distribuzione diventa di tipo Zipf.

Si vede inoltre lo spostamento, dal 1999_2002 al 2010_2012, del punto di massimo verso destra e in basso, mentre sale l'interpolante delle differenze in corrispondenza delle maggiori dimensioni. Tale spostamento dipenderà in parte dal fatto che il campione delle 352 città è costante (non entrano perciò in questo campione nel periodo considerato nuove città dal basso) e quindi diminuiscono in parte per costruzione i pesi delle città minori e aumentano quelli delle maggiori. Non si può escludere, tuttavia, che ciò dipenda anche da un cambiamento della struttura dei pesi relativi a prescindere da questa causa. Si osserva in effetti che la frequenza percentuale delle città con meno di 40 mila occupati diminuisce (dal 18% al 15% dal 1999_2002

al 2010_2012), ma non aumenta quello delle città con una dimensione tra i 40 e i 250 mila occupati, che restano il 69%, mentre cresce la quota delle città più grandi (dal 13% al 16%). Conferme e precisazioni circa le modalità di questo cambiamento si hanno considerando i rapporti 2010_2012 su 1999_2002 dell'occupazione cumulata. I dati esposti nella seguente figura 3 indicano che la classe dimensionale 40-250 mila occupati ha avuto i minori incrementi relativi (logaritmi 4,6-5,4) confrontando i dati effettivi con l'interpolante lineare.

Figura 3 – Rapporti tra occupazione cumulata 2010_2012 e 1999_2002: *rapcum*=su dati effettivi; *R*=su dati simulati nell'ipotesi di crescita proporzionale (legge di Gibrat)



Le città più piccole hanno avuto incrementi più alti rispetto all'interpolante, e ancor di più le città grandi. L'interpolante indica crescita dell'occupazione per le singole città in misura regolarmente crescente all'aumentare del logaritmo della dimensione. Se il confronto fosse fatto invece rispetto ad una crescita proporzionale (come nella legge di Gibrat, a tassi di crescita costanti indipendenti dalla dimensione), i due andamenti da paragonare sarebbero *rapcum* e *R*. Essendo *R* dato per livelli di occupazione 2010_2012 ottenuti applicando ai livelli 1999_2002 il medesimo tasso di crescita per tutte le città (pari alla crescita mediana effettiva). Questo secondo confronto indica il passaggio tra crescita inferiore e superiore alla proporzionale intorno al valore 5 del logaritmo della dimensione; il che corrisponde a circa 100 mila occupati. Si potrebbe quindi dire che: i) la relazione tra crescita e dimensioni si dispone nei dieci anni considerati secondo una relazione crescente che si discosta dalla legge di Gibrat operante probabilmente invece nel lungo periodo in passato; ii) una parte delle città cresce di meno e una parte di più rispetto alla crescita a tasso costante indipendente dalla dimensione, e la soglia tra

crescita inferiore e superiore è intorno alla dimensione di 100 mila occupati; iii) la correlazione con segno positivo intervenuta recentemente tra crescita e dimensioni appare non lineare e la fascia delle città che crescono relativamente di meno è tra 40 e 250 mila occupati.

Questi risultati potrebbero derivare tuttavia da una relazione spuria tra dimensioni e crescita. L'occupazione potrebbe essere cresciuta di più, e per ragioni che prescindono dalle dimensioni delle città, nei paesi in cui la quota di città piccole o grandi considerate nel campione è maggiore.

Mentre non è possibile escludere totalmente questa eventuale distorsione con i dati disponibili, essa può essere circoscritta considerando tassi di crescita delle città al netto del tasso di crescita del paese e includendo dummy di paese tra i regressori. Viene perciò stimata un'equazione con questi accorgimenti per la crescita relativa dell'occupazione dal 1999_2002 al 2010_2012. I risultati sono esposti nella tabella 2.

Tabella 2 - Risultati delle regressioni per i tassi annui relativi di crescita dell'occupazione

Dipendente: tassi di crescita annui degli occupati dal 1999_2002 al 2010_2012 relativi alla crescita nazionale ⁶			
Variabili indipendenti	Coefficiente stimato	<i>t</i>	Errore standard
Costante	3,3	3,9	0,8
Da 30 a 40 mila occupati	0,7	2,5	0,3
Da 40 a 250 mila occupati	0,4	1,8	0,2
Da 250 a 400 mila occupati	0,9	2,8	0,3
Oltre 400 mila occupati	1,0	2,7	0,3
Belgio	1,2	2,6	0,5
Spagna	-1,3	-5,4	0,2
Francia	0,8	3,5	0,2
Ungheria	-3,9	-8,5	0,5
Italia	0,4	2,0	0,2
Log(DIST)	-0,6	-3,8	0,1
Log(DEN)	-0,2	-3,0	0,1
DR	0,6	1,9	0,3
Adj. R2	0,33		
SE regressione	1,1		
SD dipendente	1,4		

DEN= Densità della popolazione 2012, abitanti per Km²; DIST=Distanza in minuti di auto dalla capitale; DR=Distanza in minuti di auto dalla capitale divisa per la distanza della città più lontana. Le classi dimensionali indicate entrano nella regressione con dummy che assumono valore 1 in corrispondenza delle città che appartengono alla classe, zero altrimenti (livelli occupazionali come medie 2003_2006). I paesi indicati entrano nella regressione con dummy che assumono valore 1 in corrispondenza delle città appartenenti a quel paese, zero altrimenti.

Si nota la significatività di alcune dummy di paese (quelle degli altri paesi non sono risultate significative), che indicano tassi di crescita delle città di quel paese in media maggiori o minori

⁶ Calcolati come [(Occupazione 2010_2012/Occupazione 1999_2002) – 1]/10 delle città, meno idem del paese.

del tasso di crescita dell'occupazione complessiva nazionale a parità di altre condizioni. Tassi di crescita dell'occupazione nelle città mediamente maggiori della crescita complessiva nazionale sono registrati in Belgio, Francia e Italia. Tassi di crescita delle città in generale minori della crescita nazionale si sono avuti invece in Ungheria e Spagna.

Sono risultate poi significative e con il segno meno le variabili distanza dalla capitale e densità demografica (nei logaritmi), mentre è debolmente significativo e con il segno più il coefficiente stimato della variabile distanza relativa, ossia distanza dalla capitale divisa per la distanza della città più lontana. L'effetto negativo della densità demografica sui tassi di crescita relativi dell'occupazione dipende probabilmente da costi di congestione in senso lato prevalenti sui vantaggi di agglomerazione. L'effetto negativo della distanza dalla capitale ma positivo della distanza relativa è più difficile da interpretare. La distanza coglie probabilmente un effetto negativo legato alle dimensioni fisiche del paese, essendo cresciute di più le città dei paesi piccoli nel campione considerato. La distanza relativa coglie un effetto positivo come risultato netto di meccanismi contrastanti, con il prevalere di quelli di diffusione su quelli di concentrazione.

Il segno di un andamento crescente non lineare dei tassi relativi di crescita dell'occupazione delle città in relazione alle dimensioni sembra confermato.

I valori stimati dei coefficienti delle variabili dimensionali indicano tassi di crescita minori nella fascia da 40 a 250 mila occupati. Il coefficiente è maggiore per le città tra 30 e 40 mila occupati e per le città sopra i 250 mila, più ancora oltre i 400 mila. Gli errori standard delle stime dei coefficienti sono tuttavia piuttosto elevati.

Ma la significatività dell'andamento rilevato della crescita per classi dimensionali è comunque chiaro considerando i residui. Si computano le medie per classi dimensionali dei tassi di crescita residui dopo tolti gli effetti delle variabili non riferite alle dimensioni, che diremo "effetti fissi", ossia tolti gli effetti di: 1) dummy di paesi, 2) variabili della densità demografica e della distanza. Si ottengono le seguenti medie di tali residui, che misurano tassi di crescita annui relativi percentuali delle città i quali dipendono solo dalle dimensioni, da altre variabili sconosciute e da andamenti casuali: 1,6% (da 30 a 40 mila occupati); 1,5% (da 40 a 250 mila); 2,0% (da 250 a 400 mila); 2,3% (oltre 400 mila)⁷.

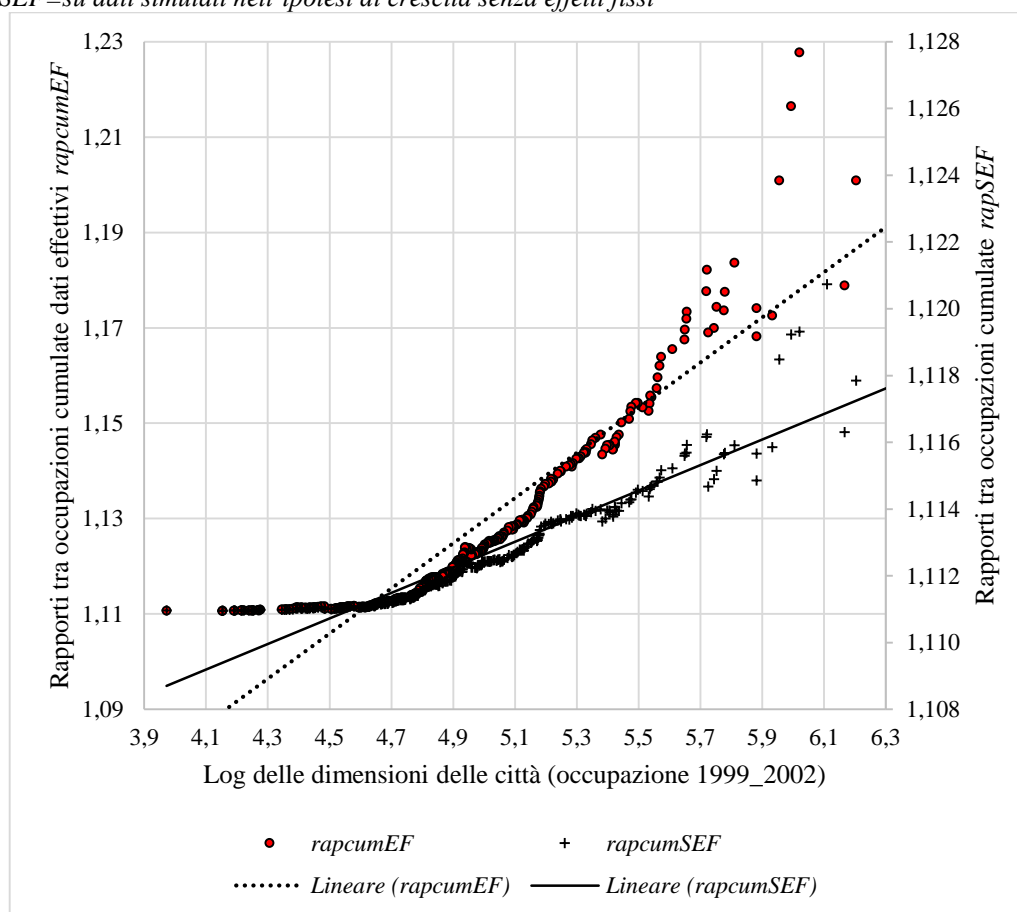
Con gli stessi residui si possono infine confrontare i rapporti cumulati dell'occupazione 2010_2012 su 1999_2002, dati effettivi (già nella figura 3) e dati simulati (con occupazione 2010_2012 ottenuta da tassi di crescita senza effetti fissi (*SEF*) e senza la crescita nazionale). Si può vedere in questo modo se la relazione crescente non lineare tra incrementi

⁷ Il senso dei risultati non cambia se si considerano medie semplici o ponderate, mediane o mode. Si noti, poi, che anche la piccola differenza tra 1,6% e 1,5% è in grado di dar luogo a effetti non trascurabili. Con una tasso di crescita annuo dell'1,5% il livello a cui esso è applicato raddoppia in 47 anni, con un tasso di crescita dell'1,6% in 44 anni.

dell'occupazione e dimensioni rinvenuta nei dati di partenza (figura 3) venga o meno annullata o modificata togliendo gli effetti fissi e la crescita dei paesi.

La seguente figura 4 mostra che togliendo tali componenti della crescita e riducendo così in modo significativo gli incrementi dell'occupazione tra il 1999_2002 e il 2010_2012, cambia in effetti il profilo dei rapporti tra volumi cumulati finali e iniziali dell'occupazione in relazione al logaritmo delle dimensioni. Si vede, in particolare, una netta riduzione della crescita delle città grandi. Ciò significa che una parte degli elevati tassi di crescita delle grandi città indicati dai dati di partenza è probabilmente attribuibile a variabili che non attengono alle dimensioni dalle città ma ad altre circostanze. Rimane tuttavia l'andamento crescente, e anche la curvatura della distribuzione seppure attenuata. Anche senza effetti fissi, quindi, rimane che l'incremento dell'occupazione è in relazione crescente con le dimensioni, e relativamente più contenuto nelle città medio-piccole rispetto alle città minori e maggiori. Tenuto conto che in media nel 2012 il tasso di occupazione sulla popolazione del campione è stato il 50%, le città con la crescita relativamente più bassa dipendente dalle dimensioni sono state, dunque, quelle con popolazione tra 80 e 500 mila abitanti.

Figura 4 – Rapporti tra occupazione cumulata 2010_2012 e 1999_2002: $rapcumEF$ =su dati effettivi; $rapcumSEF$ =su dati simulati nell'ipotesi di crescita senza effetti fissi



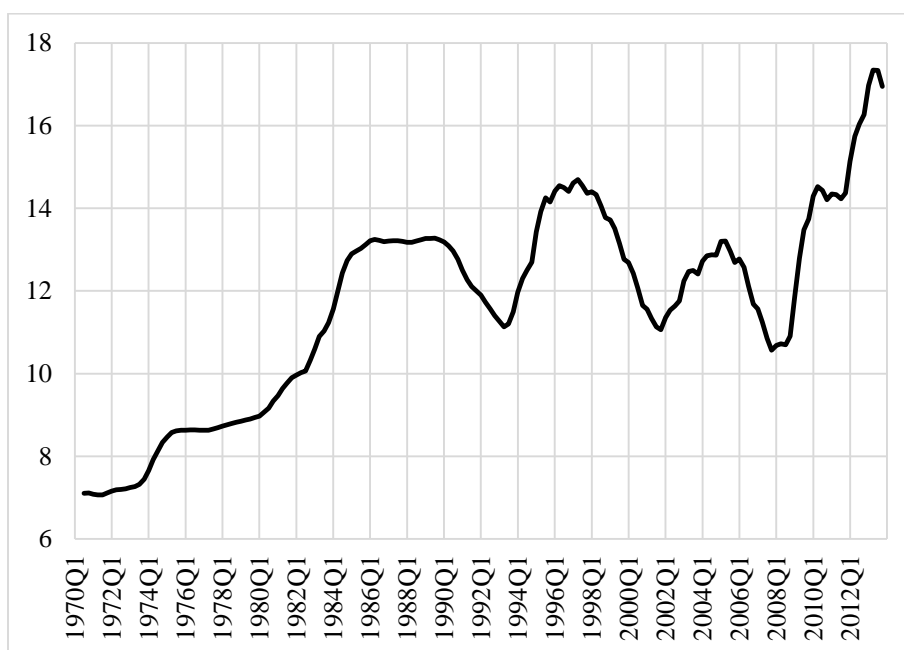
4. Un'interpretazione

Perché negli ultimi dieci anni in Europa le città medio-piccole sono cresciute meno che nel passato? Per un tentativo di risposta occorre forse partire dalla individuazione di qualche importante mutamento generale avvenuto negli ultimi tempi. In tale ambito non si può trascurare l'aumentata instabilità dell'economia e quindi l'aumento dell'incertezza, alimentate probabilmente dalla intensificata concorrenza internazionale.

Esiste in proposito più di qualche indizio.

Si può considerare per esempio la disoccupazione. Nella seguente figura sono riportati per l'Europa a 12 i tassi di disoccupazione come medie mobili di tre trimestri successivi dal 1970 al 2013. Si nota che già dall'inizio degli anni Novanta del secolo scorso la disoccupazione è rimasta non solo elevata (essendo progressivamente cresciuta con pause anche lunghe dagli anni Settanta), ma è divenuta anche più instabile.

Figura 5 – Medie mobili di tre valori su dati trimestrali del tasso percentuale di disoccupazione sulla forza lavoro nell'Europa a 12.



Fonte: Drèze e Bean (1990), Eurostat.

Si potrebbe allora pensare che tra le due circostanze vi sia qualche legame. Un clima generale di aumentata incertezza potrebbe aver avuto un effetto di penalizzazione delle città medio-piccole, anche se modulato in gradi e modi diversi a seconda dei contesti (come indica la significatività delle dummy di paese nella stima dell'equazione per i tassi di crescita relativi dell'occupazione).

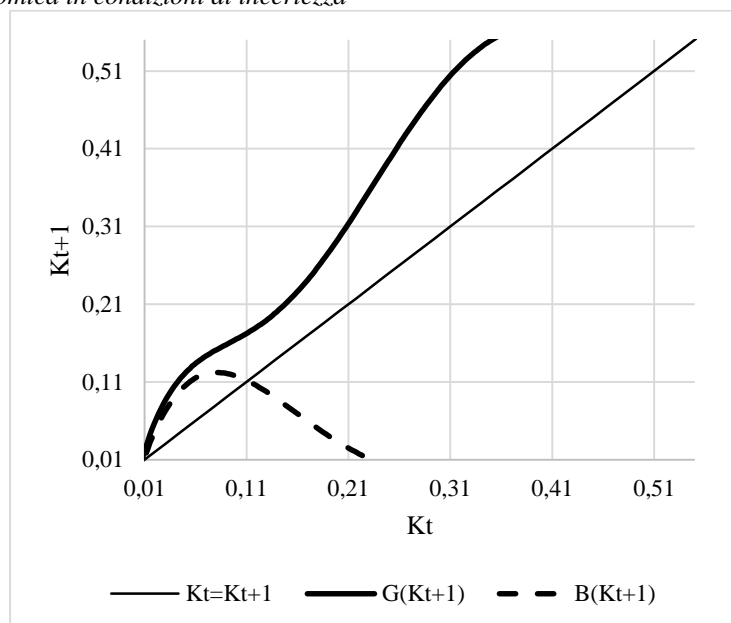
Il modello di crescita di Acemoglu e Zilibotti (1997) sembra adatto a spiegare perché questo potrebbe essere avvenuto. Il modello microfondato contiene diverse assunzioni ma le più rilevanti sono tre: i) i risparmi sono usati dagli agenti per fare investimenti che sono di due tipi,

investimenti rischiosi che hanno maggiori utili attesi e investimenti sicuri con rendimenti inferiori; ii) i differenti progetti resi possibili dagli investimenti rischiosi sono imperfettamente correlati così che esiste la possibilità di ridurre il rischio da parte di ciascun agente mediante la diversificazione del proprio portafoglio; iii) il problema di allocazione però non è banale (lo sarebbe se tutti gli agenti potessero investire in tutti i progetti diversificando al massimo tutti i rischi) in quanto esiste una soglia minima di investimento per ogni progetto il che dà luogo a un trade-off tra rendimenti attesi e assicurazione contro il rischio.

Le applicazioni del modello, suggerite dagli stessi autori, sono state generalmente fatte su economie nazionali. La ragione è che il sistema di riferimento deve avere confini, dato che un'ipotesi cruciale del modello prevede soglie nell'attivazione dei progetti. Può tuttavia essere applicato anche a una città se si ammette che la città configuri un sistema con limiti. Questo non implica assumere che la città a cui si applica il modello non possa avere ampie relazioni esterne. Implica che siano interne le *considerate* possibilità per gli agenti di agire sulla base delle informazioni necessarie in ordine ai potenziali progetti, ai loro costi, a congetture sui loro rendimenti (per quanto questi ultimi restino incerti). Si assume, cioè, che vi possa essere una sfera di attività e relazioni economiche più ampia, ma che – rispetto a quella cui si riferisce l'analisi del modello – presenti altre caratteristiche. Essa si assume in ogni caso data e costante mentre cambiano le attività del “nucleo interno”.

Prendendo i valori dei parametri suggeriti da Acemoglu e Zilibotti (cit. p. 729), e l'avversione al rischio come in Gancia e Zilibotti (2005, p. 156), si può ottenere la seguente figura in cui è indicata la dinamica dell'accumulazione del capitale produttivo nella città in condizioni di incertezza (variabili standardizzate).

Figura 6 – Crescita economica in condizioni di incertezza

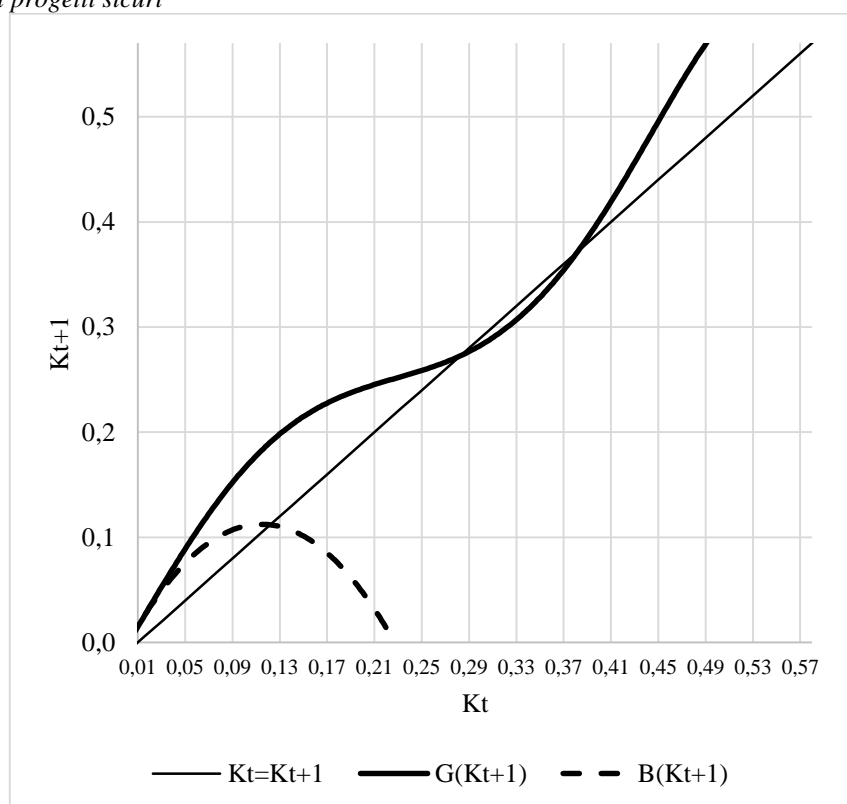


Nella figura, $G(K_{t+1})$ e $B(K_{t+1})$ indicano lo stock del capitale al tempo $t+1$ nel caso di “buone notizie” e, rispettivamente, di “cattive notizie”. A livelli di accumulazione t iniziali (città piccole) la facilità di trovare progetti di piccola scala poco rischiosi permette nel modello di avere crescita in ogni caso, sia con buona che con cattiva fortuna. Le due curve sono infatti entrambe a sinistra della bisettrice. Ben presto però, per una fase tuttavia breve (una fascia dimensionale contenuta), in caso di cattive notizie la crescita si interrompe (nella figura al livello $K_t=K_{t+1}=0,11$). Essa rimane comunque positiva in caso di buone notizie. Perciò il sistema potrebbe rimanere per una fase iniziale della sua crescita soggetto a una condizione oscillante tra arresti e ripartenze, una fase di formazione della città vera e propria. Tale condizione verrebbe presto superata e la crescita potrebbe riprendere senza più interruzioni oltre una certa soglia (nella figura sopra $K_t=K_{t+1}=0,23$), quando la curva che indica l'effetto della cattiva fortuna va a zero e l'altra resta sempre a sinistra della bisettrice.

Questo risultato, per una data avversione al rischio (che determina la forma a sella della curva $G(K_{t+1})$), dipende dalla differenza tra il rendimento dei progetti rischiosi e il minore rendimento dei progetti sicuri.

Riducendo della metà tale parametro si ha infatti la figura seguente che indica uno scenario assai diverso.

Figura 7 – Crescita economica in condizioni di incertezza e ridotta differenza tra rendimenti dei progetti rischiosi e rendimenti dei progetti sicuri



Ora esiste una condizione (tra K_t 0,29 e 0,37) in cui la crescita non avviene dato che la curva $G(K_t+1)$ non è a sinistra della bisettrice. Qui la città è formata, non sono più le difficoltà del decollo che impediscono la crescita. Anzi, le città più piccole, crescono di più anche se diverse tra alti e bassi. Le difficoltà delle città di dimensioni intermedie nascono adesso (secondo il modello) perché *un basso differenziale di rendimento tra attività rischiose e sicure non è bilanciato dalla maggiore distribuzione del rischio, che è permessa invece in città di maggiori dimensioni in cui è possibile ed esiste un'ampia diversificazione di attività, né è più bilanciato dal minore costo dei progetti come nel caso delle piccole dimensioni.*

Il modello quindi, dando importanza sia al rendimento differenziale delle attività rischiose e sia alla diversificazione sembra riconciliare la prospettiva delle economie esterne di specializzazione (alla Marshall) e delle economie di varietà (alla Jacobs), discusse spesso come alternative da abbondante letteratura (Beaudry, Schiffauerova 2009).

Si potrebbe quindi immaginare che in Europa l'aumento della instabilità e dell'incertezza abbiano avuto l'effetto di ridurre il rendimento atteso dei progetti rischiosi (dell'innovazione), e vi sia stato il passaggio da una condizione come quella schematizzata nella figura 6 a una come quella della figura 7. Si spiegherebbe così l'aumento registrato delle difficoltà di crescita delle città medio-piccole.

5. Conclusioni e indicazioni per le politiche

Questa proposta interpretativa potrebbe essere utile per le politiche urbane che, al fine di sostenere la crescita nelle città di medio-piccole dimensioni, dovrebbero puntare ad accrescere la differenza tra rendimenti delle attività innovative rischiose e rendimenti delle attività tradizionali sicure.

A questo scopo una prima ed immediata indicazione sarebbe a favore del sostegno alle attività innovative selezionando però le più promettenti nel contesto, come previsto dal canone della "specializzazione intelligente". Tenuto tuttavia conto dell'incertezza, assunta come un problema non trascurabile, occorre considerare che i risultati previsti da ogni nuova iniziativa restano comunque aleatori ed è difficile capire a priori (anche da parte delle autorità di politica economica) quelli che avranno maggiori o minori rendimenti. Di conseguenza sembra necessario considerare decisivo il lato dei costi allo scopo di accrescere la differenza tra rendimenti *netti* delle attività innovative e tradizionali, e quindi concepire politiche volte a ridurre i costi delle attività innovative, il che sembra portare verso il sostegno della quantità e qualità dei servizi generali di pubblica utilità. Essi si riveleranno infatti particolarmente utili agli agenti innovatori, esposti a alti rischi dal lato delle entrate, se saranno in grado davvero di garantire con certezza facilità a trovare casa, buone cure per le malattie, protezione dalla criminalità, buone scuole per i figli, buoni servizi di trasporto e comunicazione. Il loro valore

sarà per questi agenti più importante che per gli altri specie quando, come talvolta⁸ accade, essi vengono da altri luoghi e non possono contare sulle reti di protezione sociale offerti dalla comunità di nascita e dalle relazioni costruite nel tempo abitando sempre o a lungo nello stesso luogo.

Questa indicazione trova conferma in alcuni lavori di ricerca: per esempio sulle città tedesche (Kemmerling and Stephan 2002), sulle città e regioni in Francia, Germania, Italia e Spagna (Kemmerling and Stephan 2008), sulle prefetture in Grecia (Psycharis, Rodríguez-Pose, Tselios 2012). Vale inoltre la discussione sulla “città creativa” alimentata dal libro di Florida (2002) e da vasta successiva letteratura. Secondo Florida gli operatori dell’innovazione, pur dando importanza ai fattori di localizzazione tradizionali (i servizi sopra indicati), ne darebbero di più a un ambiente cosmopolita, vivo, culturalmente ricco e stimolante. Sembra emergere tuttavia che, in realtà, *«novelty in policy responses [...] is still lacking in imagination and is over-reliant upon unproven (or non-transferable) models of intervention and employment growth. [...] This fundamental weakness can be traced to the fragile foundations on which the creative industry and associated creative city growth predictions have been based and on fuzzy notions of creative class, innovation and cluster processes, and benefits»*. (Evans 2009, p. 1031-1032). Di fatto nelle 284 città europee con più di 200 mila abitanti considerate da David, Peeters, Van Hamme, Vandermotten (2013) il Pil pro capite relativo alla media europea appare significativamente correlato con indici di importanza economica e scientifica, molto meno con indici di importanza culturale e turistica. Martin-Brelot, Grossetti, Eckert, Gritsai, Kovács (2010) hanno utilizzato il risultati della indagine “Accommodating Creative Knowledge — Competitiveness of European Metropolitan Regions within the Enlarged Union’ (ACRE)” e nel caso di 11 città europee (Amsterdam, Barcellona, Budapest, Helsinki, Lipsia, Milano, Monaco, Poznan, Riga, Tolosa). A parte le opportunità di lavoro che stanno al primo posto, le ragioni più importanti che hanno influito sulla scelta di “creativi” di venire da altri luoghi sono quelli tradizionali mentre hanno avuto importanza anche quelli indicati da Florida ma solo in seconda linea. Frenkel, Bendit, Kaplan (2013) hanno poi condotto una indagine diretta su 833 persone che lavorano nel settore dell’altatecnologia e dei servizi avanzati alle imprese nell’area metropolitana di Tel Aviv proprio per accertare quale sia l’importanza da essi attribuita ai diversi fattori di localizzazione. E hanno trovato che: *«Results agree stressing the importance of classical location factors in the residential location decision of knowledge-workers [...] Also, contrary to the conceptual postulate by Florida (2002) that knowledge-workers have affluent disposable income and that price is relatively less important in the residential location decision, this study shows that housing affordability is one of the two most important factors for knowledge-workers [...]. While knowledge workers’ lifestyle and cultural amenities are*

⁸ I “creativi” non sono molto mobili in Europa (Martin-Brelot, Grossetti, Eckert, Gritsai and Kovács 2010). La loro mobilità è notevolmente maggiore negli USA (Florida 2002).

important, the classical location factors continue to be the dominant factors». (Frenkel, Bendit, Kaplan 2013, p. 39).

Riferimenti

- Acemoglu, D., F. Zilibotti (1997), *Was Prometheus Unbound by Chance? Risk, Diversification and Growth*, "The Journal of Political Economy", 105, 4, pp. 709-751.
- Beaudry, C., A. Schiffauerova (2009), *Who's right, Marshall or Jacobs? The localization versus urbanization debate*, "Research Policy", 38, pp. 318-337.
- Berry, B.J.L., A. Okulicz-Kozaryn (2012), *The city size distribution debate: resolution for US urban regions and megalopolitan areas*, "Cities", 29 (supplement 1), pp. S17-S23.
- David, Q., D. Peeters, G. Van Hamme, C. Vandermotten (2013), *Is bigger better? Economic performances of European cities, 1960-2009*, "Cities", 35, pp. 237-254.
- Drèze, J., C. Bean (1990), *Europe's employment problem: Introduction and synthesis*. CORE Discussion Papers 1990041, Université catholique de Louvain, Center for Operations Research and Econometrics.
- Evans, G. (2009), *Creative Cities, Creative Spaces and Urban Policy*, "Urban Studies", 46, 5-6, pp. 1003-1040.
- Florida, R. (2002), *The Rise Of The Creative Class: And How It's Transforming Work, Leisure, Community And Everyday Life*. New York: Basic Books.
- Frenkel, A., E. Bendit, S. Kaplan (2013), *Residential location choice of knowledge-workers in a "startup metropolis": the role of amenities, workplace and lifestyle*, "Cities", 35, pp. 33-41.
- Gabaix, X., R. Ibragimov (2011), *Rank-1/2: A Simple Way to Improve the OLS Estimation of Tail Exponents*, "Journal of Business & Economic Statistics", 29, 1, pp. 24-39.
- Gabaix, X., Y.M. Ioannides (2004), *The Evolution of City Size Distributions*. In J.V. Henderson and J.F. Thisse (Eds.), "Handbook of Regional and Urban Economics: vol. 4 Cities and Geography", pp. 2341-2378. Amsterdam: North-Holland.
- Gabaix, X. (1999), *Zipf's Law for Cities: An Explanation*, "The Quarterly Journal of Economics", 114, 3, pp. 739-767.
- Gan, L., D. Li, S. Song (2006), *Is the Zipf law spurious in explaining city-size distributions?* "Economics Letters", 92, pp. 256-262.
- Gancia, G., F. Zilibotti (2005), *Horizontal Innovation in the Theory of Growth and Development*. In P. Aghion and S. Durlauf (Eds.) "Handbook of Economic Growth" edition 1, volume 1, chapter 3, pp. 111-170. New York: North Holland.
- Giesen, K., J. Suedekum (2012), *The Size Distribution Across All 'Cities': A Unifying Approach*. CESifo Working Paper Series, No. 3730.
- Kemmerling, A., A. Stephan (2002), *The contribution of local public infrastructure to private productivity and its political economy: evidence from a panel of large German cities*, "Public Choice", 113, 3-4, pp. 403-424.
- Kemmerling, A., A. Stephan (2008), *The politico-economic determinants and productivity effects of regional transport investment in Europe*. EIB Papers, European Investment Bank (EIB).
- Laherrere, J., D. Sornette (1998), *Stretched Exponential Distributions in Nature and Economy: Fat Tails with Characteristic Scales*, "The European Physical Journal B", 2, pp. 525-539.
- Malevergne, Y., V. Pisarenko, D. Sornette (2009), *Gibrat's law for cities: uniformly most powerful unbiased test of the Pareto against the lognormal*. Swiss Finance Institute Research Paper Series 09/2009.

- Martin-Brelot, H., M. Grossetti, D. Eckert, O. Gritsai, Z. Kovács (2010), *The Spatial Mobility of the 'Creative Class': A European Perspective*, "International Journal of Urban and Regional Research", 34, 4, pp. 854-870.
- Moriconi-Ebrard F. (1993), *L'urbanisation du Monde depuis 1950*. Paris: Editions Anthropos.
- Psycharis, Y., A. Rodríguez-Pose, V. Tselios (2012), *Public investment and regional growth and convergence: Evidence from Greece*. CEPR Centre for Economic Policy Research Discussion Papers.
- Pumain, D. (2004), *Scaling Laws and Urban Systems*. Sfi Working Paper 2004-02-002, Santa Fe Institute.
- Quandt, R.E. (1964), *Statistical discrimination among alternative hypotheses and some economic regularities*, "Journal of Regional Science", 5, p.p. 1-23.
- Rapoport, A. (1978), *Rank-size relations*. In: H. Kruskal, J.M. Tanur (Eds.), "International Encyclopedia of Statistics", vol. 2, pp. 847-854. New York: Free Press.
- Rozenfeld, H.D., D. Rybski, X. Gabaix, H.A. Makse (2011), *The Area and Population of Cities: New Insights from a Different Perspective on Cities*, "American Economic Review", 101, 5, pp. 2205-2225.
- Rybski, D., A. García Cantù Ros, J.P. Kropp (2013), *Distance weighted city growth*, "Physical Review", dx.doi.org/10.1103/PhysRevE.87.042114.
- Storper, M. (2011), *From Retro to Avant-garde: A Commentary on Paul Krugman's 'The New Economic Geography, Now Middle-aged'*, "Regional Studies", 45, 1, pp. 9-15.
- Urzua, C.M. (2000), *A simple and efficient test for Zipf's law*, "Economics Letters", 66, pp. 257-260.
- Veneri, P. (2013), *On City Size Distribution: Evidence from OECD Functional Urban Areas*. OECD Regional Development Working Papers, 2013/27, OECD Publishing.
- Zipf, G.K. (1949-2012), *Human Behavior and the Principle of Least Effort: An Introduction to Human Ecology*. Reprint of 1949 edition. Manfield CT: Martino Publishing.

ABSTRACT

Even in different contexts like the U.S., Europe and emerging countries, for large samples of cities it can be expected a log-normal distribution in the range of medium-small cities, Zipf's distribution in the range of large cities, and a parabolic fractal one in between. This conjecture comes true in a sample of 352 European cities. Such distributions can be regarded as the outcome of a long past in which the growth rates were size independent. Instead, the rates of employment growth since the end of last century have been lower in cities between 80 and 500-600 thousand inhabitants compared to the growth of smaller towns, but especially to that of the major. We propose an interpretation using the Acemoglu and Zilibotti's growth model, which is able at explaining this non-linear relationship between size and growth by the worsening of uncertainty. The policy indication recommends supporting the difference between net returns of risky innovative activities and net returns of traditional safe activities. This especially means you should provide adequate quantity and quality of utilities.