

L'EVOLUZIONE DELLA DISTRIBUZIONE SPAZIALE DELL'ATTIVITÀ
INNOVATIVA NELLE REGIONI FUNZIONALI D'ITALIA.

Alessio MINISTERI

Sintesi

Questa ricerca si propone di esaminare il pattern geografico dell'innovazione in Italia e la sua evoluzione nel tempo. L'analisi spaziale fa riferimento alle aree urbane funzionali (FURs), un livello di analisi territoriale che appare più appropriato per misurare l'estensione degli spillovers di conoscenza. L'analisi esplorativa (ESDA) in combinazione con i sistemi informativi geografici (GIS) e l'analisi econometrica spaziale della funzione di produzione della conoscenza (cross section e panel) hanno permesso di individuare clusters innovativi e le dinamiche spazio-tempo della distribuzione dell'innovazione nel periodo 1991-1996, legandole alle variazioni negli inputs innovativi.

Parole chiave: Innovazione, Aree Urbane Funzionali (FURs), Funzione di produzione della conoscenza, Econometria spaziale.

Introduzione

Il progresso tecnologico e le forze che lo guidano sono un fattore determinante nelle spiegazioni teoriche della crescita economica. Il ruolo di questo input è studiato dalla comunità scientifica per comprendere il perché non tutte le regioni siano in grado di sviluppare e/o di assimilare le tecnologie esistenti. Negli ultimi quaranta anni la letteratura ha proposto diversi modelli alternativi, che assumono caratteri differenti sulla conoscenza, input determinante dell'innovazione: dalle ipotesi sulla conoscenza facilmente codificabile e con diffusione perfetta della teoria neoclassica degli anni '60 (Solow, 1956; Swann, 1956) a prospettive in cui la prossimità spaziale e la complessità della conoscenza tacita (Polany, 1967) assumono un ruolo fondamentale (Rosemberg, 1982; David, 1987) per la comprensione dello sviluppo economico. In base alle proprietà della conoscenza (bene pubblico vs. privato, tacita vs. codificata, complessa vs. semplice, specifica al sistema vs. indipendente) e ai mezzi di diffusione e trasmissione (formale vs. informale) si affermano approcci con punti di vista differenti.

Questa ricerca si inserisce in quel filone di analisi di tipo empirico che stima la funzione di produzione della conoscenza (Grilliches, 1979) legando l'innovazione (misurata dai brevetti o dagli annunci di nuovi prodotti) agli inputs innovativi (ricerca universitaria e industriale). Queste analisi (Acs et al., 1992; Florax, 1992; Jaffe et al., 1993; Feldman, 1994; Anselin et al., 1997; Varga, 1998) poggiano sui concetti della nuova teoria della crescita endogena (Romer, 1986, 1990; Lucas, 1988; Grossman e Helpman, 1991, 1994) e in quelli della nuova geografia economica (David e Rosembloom, 1990; Krugman 1991, 1999; Glaeser et al., 1992; Fujita et al., 1999). L'interesse di questi autori si concentra perciò nella misurazione attraverso tecniche econometriche (Anselin, 1988, 1995, 2001; Anselin and Florax, 1995) dell'attività innovativa e della sua distribuzione spaziale. L'interazione fra la teoria della crescita e la geografia economica ha come risultato quello di introdurre nella comprensione dei fattori fondamentali della crescita endogena la dimensione spaziale delle esternalità di conoscenza. Il ruolo della tecnologia, e quindi della conoscenza, viene analizzato anche nei suoi aspetti di localizzazione e diffusione spaziale. La capacità innovativa di un'area non dipende soltanto dall'accumulazione nel tempo di conoscenze e abilità locali, ma anche dalle esperienze delle aree vicine. La funzione di accumulazione di conoscenza alla base dei rendimenti crescenti si modifica per introdurre gli spillovers tecnologici, la cui diffusione è legata alla distanza. La concentrazione spaziale dell'innovazione viene spiegata sia dalla presenza di economie di agglomerazione (localizzazione) di tipo marshalliano (Krugman, 1991) sia dagli spillovers tecnologici di conoscenza (tacita), il cui costo di trasmissione cresce con la distanza (Von Hippel, 1995; Audretsch, 1998). Tuttavia alcuni autori ritengono che tra le due forze quella maggiormente responsabile della propensione dell'attività economica a raggrupparsi sia quella legata agli spillovers di conoscenza (Audretsch e Feldman, 1996). I flussi di conoscenza non sono invisibili (Krugman, 1991), ma possono essere misurabili perché "lasciano una traccia scritta" (Jaffe et al., 1993). Questa traccia sono i brevetti o le loro citazioni e dal loro studio si possono trarre utili informazioni sulla localizzazione e la diffusione degli spillovers sia nel tempo e nello spazio, sia tra e nei settori.

Le analisi spaziali della distribuzione dei brevetti (o delle citazioni) confermano tale ipotesi: le esternalità di conoscenza sono molto localizzati, si diffondono lentamente e svaniscono nel tempo (Jaffe et al., 1993). La conoscenza attraversa corridoi e strade più facilmente che continenti e oceani (Glaeser, Kallal, Scheinkman e Shleifer, 1992), perché imperfettamente mobile, localmente non rivale e con diversi rapporti nei settori che presentano caratteristiche tecnologiche specifiche (Malerba e Orsenigo, 1994, 1996; Breschi, 2000). Le industrie con maggiori esternalità di conoscenza mostrano infatti una maggiore propensione per l'attività innovativa a concentrarsi (Audretsch e Feldman, 1996; Breschi, 1997; Verspagen, 1997; Caniels, 1997; Paci e Usai, 2000), rafforzando quel processo cumulativo di eventi storici, ("dipendenza del sentiero" percorso, Arthur, 1988, 1990) e i fenomeni di *lock-in*. I pattern innovativi dalla forte definizione geografica evidenziati dai recenti studi empirici sono quindi spiegati dalla natura specifica e cumulativa degli inputs innovativi basati sulla conoscenza (Dosi, 1988; Lundvall, 1988; Thomas, 1985).

Questo contributo intende dedicarsi all'analisi empirica della dinamica temporale della distribuzione spaziale dell'innovazione in Italia nella prima metà degli anni '90, identificando i fattori che promuovono questo sviluppo, ed in particolare misurare il ruolo svolto dalla ricerca privata e pubblica ed il loro effetto, diretto e indiretto, nel trasferimento della conoscenza. L'unità di analisi di riferimento sono le aree urbane funzionali (FURs), che, ridefinendo con più precisione i reali confini della città, possono favorire una più accurata comprensione delle interazioni industria-università che avvengono nelle e tra le aree metropolitane, luoghi deputati all'innovazione.

L'articolo è strutturato nel modo seguente. Nel primo paragrafo sarà presentato il modello empirico, la metodologia di riferimento e le principali ricerche svolte in America e in Europa.

In quello successivo saranno presentati i risultati dell'analisi esplorativa dei dati spaziali (ESDA), osservando le dinamiche temporali 1991-1996 del pattern dell'attività innovativa e dei principali inputs innovativi. Nel terzo paragrafo il confronto interesserà la distribuzione dei settori produttivi, allo scopo di individuare eventuali correlazioni con la distribuzione dell'attività innovativa. Nel quarto, dopo aver definito le variabili e i dati utilizzati per l'analisi cross-section e panel (spatial SUR), saranno riportate le stime e i risultati empirici. Il paper termina nell'ultimo paragrafo con un sommario, le osservazioni conclusive e i temi aperti.

1. La misurazione dell'attività innovativa: la funzione di produzione della conoscenza

I numerosi studi empirici sulla distribuzione dell'attività innovativa confermano l'esistenza di una concentrazione geografica. Questa regolarità nella struttura spaziale è riscontrabile sia in America che in Europa. La analisi condotte separatamente nelle due macroaree descrivono caratteristiche simili nel pattern spaziale, ovvero una distribuzione geografica diversa tra settori dalle diverse caratteristiche tecnologiche (Breschi, 2000), ma rintracciabile in tutte le regioni (Jaffe et al., 1993; Feldman, 1994; Audretsch e Feldman, 1996; Caniels, 1999; Paci e Usai, 2000).

Tuttavia il dibattito su quali forze siano responsabili di questo processo cumulativo e non omogeneo (nel territorio) è ancora aperto sia da un punto di vista analitico che empirico. Si possono distinguere due principali correnti di pensiero (Caniels, 1999).

Un primo filone (Nuova geografia economica) riduce la spiegazione della concentrazione delle imprese high tech con gli stessi benefici che ottengono le imprese in generale nel localizzarsi l'una vicina all'altra (Krugman, 1991). I fattori determinanti sono le economie di agglomerazione, ed in particolare quelle di localizzazione (Marshall, 1890) e quelle pecuniarie (Krugman, 1991). Un ambiente favorevole per la presenza di fattori, beni e servizi specializzati e specifici ad un'industria sono sufficienti a spiegare la concentrazione geografica in distretti (siano industriali o tecnologici). Per questo filone di pensiero le scelte localizzative di tutte le imprese (e quindi anche di quelle high tech) dipendono dai vantaggi legati ai rendimenti crescenti di scala e alla riduzione dei costi di trasporto, giudicando non decisivo il ruolo degli spillovers tecnologici (Krugman, 1991; Raunch, 1993).

Il secondo filone (Geografia economica) assume invece che i rendimenti crescenti legati alla conoscenza siano il fattore principale che influenza la formazione di oasi tecnologiche (Audretsch e Feldman, 1996; Feldman e Florida, 1994, Paci e Usai, 2000a). La difficoltà della trasmissione della conoscenza (tacita) e i relativi costi crescenti con la distanza spiegherebbero il pattern spaziale delle imprese high tech. Gli studi che confrontano la distribuzione geografica dell'innovazione con quella della produzione (Jaffe et al., 1993; Audretsch e Feldman, 1996; Feldman e Audretsch, 1999; Kelly e Hageman, 1999; Anselin et al., 2000, negli U.S.; Breschi, 1998; 1999, 2000; Verspagen, 1997; Caniels, 1997; Paci e Usai, 2000a, 2000b, in Europa) mostrano risultati in parte controversi¹. Mentre alcuni studi americani mostrano una concentrazione dell'innovazione in un settore indipendente da quella dell'attività produttiva, gli studi europei osservano una maggiore correlazione e concludono che l'attività innovativa è influenzata positivamente sia dalle esternalità produttive di tipo marshalliano e di Jacobs (Glaeser et al., 1992), sia dalle esternalità tecnologiche (Paci e Usai, 2000; Breschi, 1998). L'evidenza empirica conferma comunque l'ipotesi di spillovers tecnologici e di rendimenti crescenti di conoscenza geograficamente localizzati che assumo una forte importanza soprattutto nelle imprese high tech.

¹ Una probabile causa che riduce le differenze di questi risultati potrebbe essere imputabile alle diverse caratteristiche della struttura industriale (Paci e Usai, 2000c).

Nella comprensione della relazione innovazione e conoscenza la prossimità geografica gioca un ruolo chiave, sebbene non sia una condizione sufficiente. La mobilità limitata della conoscenza risulta influenzata e avvantaggiata dalla presenza di una rete di infrastrutture tecnologiche che creano complementarità e sinergie (Teece, 1980). Questa rete locale di altre imprese high tech, di un'università e di servizi di business, influenzando l'abilità di ricevere e trasferire conoscenza, diventa una risorsa critica per l'innovazione (Mowery et al., 1996). La capacità innovativa di un'impresa non è solo determinata dai propri sforzi, ma è il risultato di un processo complesso e non lineare, che richiede un'ampia gamma di esperienze e conoscenze esterne all'impresa stessa. La capacità innovativa diventa "diffusa" (Bellandi, 1989) ed il punto di vista dell'analisi non può essere quello dell'impresa, ma quello di un'area composta dalle imprese che intrattengono diverse forme di comunicazione. Il vantaggio competitivo ad innovare è legato alla concentrazione e alla qualità di una serie di inputs tecnologici. I benefici derivanti dallo scambio di informazioni e l'accumulazione della conoscenza sono catturati localmente, poiché queste fonti di conoscenza sono relativamente immobili e specifiche del luogo (Tassey, 1991). La polarizzazione della conoscenza tecnologica coinvolgerà quelle regioni con la rete di infrastrutture tecnologiche più favorevole.

Un utile strumento per analizzare i legami tra l'output innovativo e la presenza degli inputs innovativi è basato sulla funzione di produzione della conoscenza (KPF) proposta da Griliches (1979) e rivista in un contesto spaziale da Jaffe (1989), che include non solo lo sforzo di spesa in R&S (Griliches, 1979, 1986), ma per la prima volta anche i trasferimenti di conoscenza dalle università e dai laboratori di ricerca privata. Sebbene siano state sollevate alcune critiche (Feldman, 2000), questo tipo di approccio permette una efficace analisi dell'impatto diretto e indiretto della distribuzione spaziale delle attività di ricerca sull'innovazione (Varga, 1998). Le successive analisi hanno sviluppato e modificato questa funzione di conoscenza di tipo Cobb-Douglas introducendo altre variabili proposte in letteratura. La rete infrastrutturale locale delle conoscenza viene ampliata aggiungendo due nuovi inputs fonti di conoscenza: la concentrazione di industrie collegate e la presenza di servizi di business (Feldman, 1994; Feldman e Florida, 1994). I casi studio hanno suggerito altre caratteristiche locali (Bania et al., 1992), tra le quali la struttura dimensionale delle imprese (Acs e Audretsch, 1990; Acs et al., 1992, 1994, negli Stati Uniti; Audretsch e Vivarelli, 1994; Vivarelli, 1995, per il caso italiano). La disaggregazione della stima per dimensione di impresa ha evidenziato comportamenti diversi, in particolare rispetto al ruolo degli spillovers provenienti dalle università. Mentre le piccole imprese sono maggiormente influenzate dalla presenza (e la spesa) della ricerca universitaria, per le grandi imprese questo trasferimento tecnologico risulta secondario e meno decisivo, risultando più rilevante la ricerca *in house*.

Queste prime analisi (Jaffe, 1989; Acs et al., 1992, 1994a, 1994b; Feldman, 1994; Feldman e Florida, 1994) hanno esaminato l'estensione degli spillovers tecnologici su dati nazionali. Nel suo studio Jaffe (1989) ha proposto un indice di coincidenza geografica della ricerca industriale e universitaria per ciascun stato. Il problema dell'unità di analisi (e della specificazione dell'indice di coincidenza geografica²) impropria per catturare le interazioni locali è stata risolta negli studi successivi (Anselin et al., 1997, 2000a, 2000b; Varga, 1998) facendo riferimento alle aree metropolitane statistiche (MSA) americane. La scelta di una delimitazione geografica in grado di rappresentare il luogo dove si sviluppa l'innovazione e si intessono le relazioni di scambio di conoscenze rappresenta un'evidente necessità. Una nuova proposta di misurazione degli spillovers di conoscenza attraverso le variabili definite "spatial lags", ritardi spaziali, (Anselin et al., 1997) ha permesso così lo studio degli impatti, diretti e indiretti, della ricerca privata e pubblica, che oltrepassano i confini delle aree metropolitane MSA e variano nel raggio d'azione. I vari risultati empirici evidenziano come la ricerca universitaria influenzi

² Nella letteratura dell'analisi spaziale sono stati proposti altri indici di accessibilità (Frost e Spence, 95; Talen e Anselin, 96).

l'innovazione non solo nella propria MSA di origine, ma anche nelle aree circostanti e con un impatto destinato a svanire con l'aumentare della distanza. Diversamente gli spillovers connessi alla ricerca privata non sembrano superare i confini metropolitani (Anselin et al, 1997, 1999, 2000; Varga, 1998, 2000). La disaggregazione dell'analisi per settori ha poi permesso di studiare i legami degli spillovers tecnologici nelle diverse industrie high tech, evidenziando significative differenze settoriali nel rapporto con le esternalità accademiche, mostrando dei legami solo con alcune industrie high tech (Anselin et al., 2000a, 2000b).

Questa ricerca si propone di riprodurre per l'Italia questo schema di analisi condotto finora negli Stati Uniti, utilizzando le regioni funzionali (FURs). Allo scopo di catturare meglio il ruolo degli spillovers tecnologici si propone una modifica alla definizione della variabile dei ritardi spaziali, calcolati in funzione delle caratteristiche innovative dei FURs. Inoltre l'estensione dell'analisi cross-section della funzione di produzione della conoscenza con la dimensione temporale (Varga et al., 2002) fornirà un quadro più completo dei legami tra l'innovazione e le esternalità locali. Lo studio sarà preceduto nel prossimo paragrafo dalla descrizione della distribuzione spaziale dell'innovazione e degli inputs innovativi, attraverso l'analisi esplorativa dei dati, ESDA, che confronta la loro localizzazione territoriale. La scelta di questo livello di analisi è motivata dal tentativo di scoprire quelle relazioni di input-output che avvengono all'interno delle aree metropolitane, luogo fondamentale per l'innovazione (Malecki, 1986), cercando di catturare non tanto i trasferimenti tecnologici che avvengono tra un centro e l'area circostante (Anselin et al., 1997), bensì i legami tra FURs. L'attenzione all'estensione degli spillovers tecnologici tra aree metropolitane ha indotto a ipotizzare diverse potenzialità di trasferimento.

2. La distribuzione spaziale dell'innovazione

In questo paragrafo presentiamo le distribuzioni geografiche delle principali variabili della funzione della conoscenza, attraverso l'analisi esplorativa dei dati (ESDA). Le variabili esaminate sono la nuova conoscenza tecnologica (l'output innovativo, INN) ed il personale in ricerca privata (RD) e universitaria, (URD). L'attività innovativa, come è stato accennato nel paragrafo precedente, presenta problemi di misurazione (Acs e Audretsch, 1990; Feldman, 1994; Coombs et al., 1996), per la mancanza di un indicatore diretto. Le principali proxy applicate negli studi sono le spese e/o gli occupati in R&D, i brevetti e gli annunci di nuovi prodotti. Alcuni studi americani (Varga, 1988) ritengono questo ultimo il migliore indicatore delle innovazioni tecnologiche, poiché documenta la commercializzazione di nuove idee, ultima fase di ogni processo innovativo. Il primo degli altri due indicatori è giudicato una misurazione più degli inputs che dell'output innovativo, mentre i brevetti una misura della creazione di nuove tecnologie, ma non del valore economico di queste. Tuttavia non esiste in assoluto un indicatore migliore degli altri. Ad esempio, in relazione alla rappresentatività delle grandi imprese l'indicatore proposto in queste ricerche potrebbe sottostimare la loro attività innovativa, per la minore necessità di pubblicità. Diversamente i costi legati alla certificazione brevettuale potrebbero scoraggiare soprattutto le imprese di dimensioni inferiori e molte loro innovazioni potrebbero non essere misurate dai brevetti e l'attività innovativa risulterebbe complessivamente sottostimata³.

Questa ricerca propone l'utilizzo dei brevetti come indicatore dell'attività innovativa. La scelta, oltre a considerazioni di tipo teorico, è condizionata dalla disponibilità dei dati. Sebbene

³ Nelle stime econometriche condotte in questo studio la variabile che misura la rilevanza della struttura dimensionale delle imprese è significativa. Questo risultato conforta la scelta di utilizzare i brevetti come proxy dell'output innovativo.

recenti studi abbiano realizzato per l'Italia un indicatore basato sulle innovazioni pubblicate sulle riviste commerciali specializzate (Santarelli e Piergiovanni, 1994), solo i brevetti forniscono dati a livello provinciale⁴. Nell'analisi esplorativa ESDA sono state considerate 101 regioni funzionali, che rappresentano i maggiori centri urbani in Italia, determinati considerando il numero di occupati nelle città e i flussi pendolari diretti verso questi. La ridefinizione dei confini metropolitani permette di catturare i diversi sviluppi occupativi delle realtà urbane. Nei FURs considerati vive e lavora l'85% della popolazione nazionale, svolgendo nel 1991 l'82% dell'attività innovativa ed il 78% nel 1996. L'identificazione delle aree metropolitane con un numero di occupati nel core superiore a 17 mila può aver escluso quelle aree distrettuali minori ad alta specializzazione settoriale. Tale scelta, che potrebbe solo in parte ridurre un aspetto dell'attività produttiva italiana (nei FURs si produce più del 74% della PIL nazionale), non incide in modo significativo sullo scopo dell'indagine che è quello di osservare i canali di trasmissione della conoscenza tra i principali nodi urbani d'Italia.

Le due variabili esplicative considerate in questa fase sono il capitale umano addetto alla ricerca nelle imprese private e nelle università. Questa ultima variabile è stata misurata dal numero totale di ricercatori universitari⁵ presenti nelle regioni funzionali. Alcuni studi (Vivarelli, 1995) hanno proposto la distinzione tra facoltà umanistiche e scientifiche per i probabili più forti rapporti con il mondo industriale, considerando solo alcune di queste ultime (ingegneria) e tralasciandone altre come scienze, fisica, medicina e farmacia. In questo studio si è preferito non restringere i canali interdisciplinari di trasmissione della conoscenza accademica, individuando comunque i principali attori di nuova fonte conoscenza universitaria.

Più complessa è stata la realizzazione di una proxy del personale in R&D delle imprese private poiché l'ISTAT fornisce questo dato solo a livello regionale. La stima del dato provinciale è avvenuta utilizzando una media ponderata degli occupati nei principali settori dove si svolge la ricerca. I pesi sono definiti su base nazionale come percentuale del personale delle imprese addetto alle R&S nei settori produttivi (ISTAT, 1998, 2001)⁶.

La ricerca risulta un'attività collegata a pochi settori. Nei primi cinque (DL32, DG24, DM34, DM35, DK29) si concentra il 68% del personale R&D, il 90% è raggiunto con altri sei settori (K73, DL31, DL30, K72, DJ28, E40), e la restante percentuale si fraziona nelle diverse industrie con quote inferiori al 2%. La distribuzione fortemente asimmetrica ha portato a considerare i primi 11 settori, che per la numerosità settoriale e l'alta percentuale ad essa collegata (90%) permette una buona rappresentatività della distribuzione territoriale del personale R&D. L'equazione adottata per la stima è:

$$1. R \& D = DL32 * 21 + DG24 * 16,5 + DM34 * 15,5 + DM35 * 12 + DK29 * 11,2 + K73 * 7 + DL30 * 4,5 + DL31 * 5,5 + K72 * 2,5 + DJ28 * 2,3 + E * 2$$

L'assegnazione ad ogni FUR degli occupati in ricerca e sviluppo nelle imprese private è avvenuta considerando i dati sugli addetti negli 8100 comuni italiani forniti dall'ISTAT in seguito al censimento del 1991 e a quello intermedio del 1996 (3445 osservazioni)⁷. Nel caso dei brevetti e di altri dati provinciali la ripartizione nelle regioni funzionali è avvenuta in base al numero di occupati (dati comunali) nei settori high tech, secondo la classificazione adottata dall'EUROSTAT (DG24, DK29, DL30, DL31, DL32, DL33, DM34 e DM35).

⁴ I dati sono stati estratti dal database EUROSTAT REGIO.

⁵ I dati sono forniti nelle pubblicazioni ISTAT (1992, 1997).

⁶ L'indicatore è stato realizzato facendo riferimento ai dati del 1994. La scelta non è di tipo teorico, ma è legata esclusivamente dalla disponibilità di dati. Sono stati considerati anche altri anni (anni 1996, 1998, 1999) giudicandoli meno rappresentativi per la realtà innovativa del 1991. Infine, oltre al personale è stata ripartita la spesa in ricerca (anni 1992, 1994, 1998 e 1999) ottenendo risultati simili.

⁷ I dati sono stati estratti dal database on-line ISTAT, <http://cens.istat.it>

Passiamo adesso a confrontare le distribuzioni spaziali del 1991 con quelle del 1996⁸. Nonostante i due istanti temporali siano abbastanza vicini da non permettere considerazioni di lungo periodo, si possono osservare interessanti dinamiche che delineano rafforzamenti nella concentrazione dell'attività innovativa in grandi clusters⁹. Nella tabella 2 sono riportati i dati con la ripartizione territoriale dell'attività innovativa in tre macroaree, nord, centro e sud. L'innovazione appare relativamente stabile nei due periodi e con un'alta concentrazione nel nord Italia (80%). Nelle colonne 6, 8 e 10, 12 sono riportati i dati delle due variabili esplicative della funzione di produzione della conoscenza. L'osservazione complessiva sembra suggerire un comportamento localizzativo del personale R&D industriale simile a quello delle innovazioni, a differenza del personale R&D universitario, che risulta meno concentrato¹⁰. L'ipotesi sul diverso comportamento nella distribuzione spaziale delle tre variabili è verificato dal test di Moran, che misura l'associazione spaziale globale e locale (fig. 1 e 2) dei dati.

Tab. 1. Ripartizione in macroaree, 1991 e 1996.
(dati in percentuale)

	Brevetti		Personale R&D privato		Ricercatori universitari		occupati settori high tech *	
	1991	1996	1991	1996	1991	1996	1991	1996
nord	80.51	81.16	78.17	77.32	37.96	39.27	80.06	78.99
centro	15.22	14.28	15.92	16.89	31.51	31.07	14.19	14.51
sud	4.28	4.56	5.91	5.79	30.53	29.66	5.76	6.50

Fonte: elaborazioni su dati Istat.

* I settori high tech sono quelli definiti da Varga et al. (2002)

La distribuzione spaziale dei brevetti (fig. 1) e del personale RD (fig. 2) presenta un pattern dai caratteri concentrativi. Le regioni più innovative si localizzano nelle aree del nord Italia, in cui troviamo sia i maggiori centri metropolitani, sia città medio-piccole soprattutto dell'Emilia Romagna e della Toscana, che rappresentano importanti realtà produttive. Questa area geografica si sviluppa lungo le maggiori direttrici della rete viaria. Con riferimento alla rete stradale notiamo che queste regioni sono attraversate dalle autostrade A1, A4 e A13. L'unico outlier è il FUR di Milano, primo centro innovativo con un'evidente influenza positiva sulle aree circostanti (tab. 2). Esclusi i FURs di Roma (terza area più innovativa dopo Milano e Torino nel 1991), Catania (13-esimo posto), Napoli (27-esimo) e Bari (40-esimo), il centro ed il sud Italia risulta quasi escluso da tale fenomeno. La distribuzione dei brevetti totali rispetto alla popolazione ripresenta il tipico dualismo tra nord e sud. I FURs di dimensione intermedia del nord Italia risultano molto innovativi, ma loro competitività sembra ridursi nel tempo (vedi colonna 9 della tab. 2). Le grandi metropoli di Milano e Roma mantengono la loro importanza a livello nazionale. Molto più omogenea appare la distribuzione spaziale dei ricercatori universitari (fig. 2). Confrontando i due periodi si nota un aumento della concentrazione accademica lungo l'area che unisce il nord-est alla Toscana.

⁸ Tutte le analisi sono state condotte usando SpaceStat 1.90 (Anselin, 1999) and Arcview (Esri).

⁹ Questo dualismo è stato già osservato in uno studio sulla distribuzione spaziale delle innovazioni nei 784 sistemi locali del lavoro in Italia, ottenendo risultati simili a quelli raggiunti in questo studio (Paci e Usai, 2000b).

¹⁰ L'analisi esplorativa condotta sulle stesse variabili in U.S. presenta gli stessi pattern spaziali (Varga, 1998).

Tab. 2 . Ranking dei 30 FURs più innovativi, 1991 e 1996

Dati assoluti					Dati pro capite			
FUR	1991 (%)	rank 91	rank 96	variation 91-96	FUR	rank 91	rank 96	variation 91-96
MILANO	0.296	1	1	0	PORDENONE	1	4	-3
TORINO	0.101	2	2	0	BOLOGNA	2	1	1
ROMA	0.075	3	4	-1	GALLARATE	3	8	-5
BOLOGNA	0.063	4	3	1	MILANO	4	5	-1
FIRENZE	0.026	5	9	-4	MODENA	5	20	-15
PADOVA	0.025	6	5	1	VIGEVANO	6	6	0
PORDENONE	0.025	7	12	-5	NOVARA	7	21	-14
MODENA	0.022	8	13	-5	VARESE	8	3	5
BRESCIA	0.018	9	11	-2	LECCO	9	7	2
PARMA	0.017	10	10	0	PAVIA	10	15	-5
BERGAMO	0.015	11	7	4	TORINO	11	11	0
VARESE	0.013	12	8	4	SASSUOLO	12	19	-7
CATANIA	0.013	13	20	-7	PARMA	13	16	-3
GENOVA	0.013	14	6	8	IMOLA	14	2	12
UDINE	0.013	15	22	-7	TREVISO	15	10	5
COMO	0.012	16	14	2	UDINE	16	25	-9
NOVARA	0.011	17	28	-11	PADOVA	17	17	0
TREVISO	0.010	18	15	3	COMO	18	18	0
GALLARATE	0.010	19	26	-7	PIACENZA	19	14	5
FERRARA	0.008	20	18	2	BUSTO	20	9	11
PIACENZA	0.008	21	21	0	FORLI'	21	53	-32
PAVIA	0.008	22	30	-8	CARPI	22	34	-12
VERONA	0.008	23	24	-1	MANTOVA	23	59	-36
LECCO	0.007	24	25	-1	BERGAMO	24	13	11
VENEZIA	0.007	25	23	2	PRATO	25	69	-44
PRATO	0.007	26	59	-33	FIRENZE	26	38	-12
NAPOLI	0.007	27	17	10	FAENZA	27	35	-8
REGGIO EMILIA	0.007	28	19	9	SIENA	28	56	-28
MANTOVA	0.006	29	56	-27	BRESCIA	29	37	-8
VIGEVANO	0.006	30	31	-1	SAVONA	30	36	-6

Fig.1 Global e Local Moran scatterplot maps - Innovations, 1991-1996

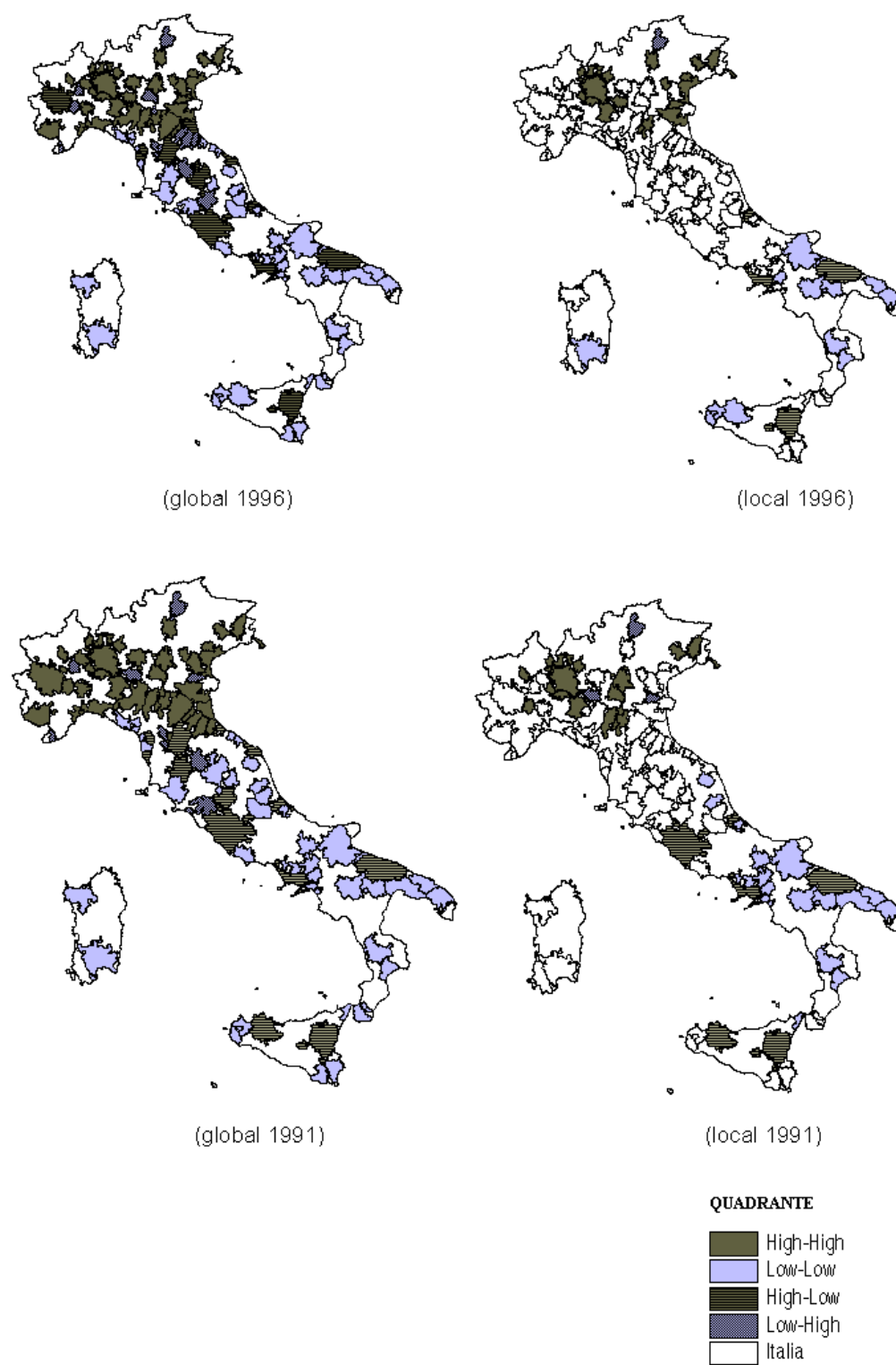
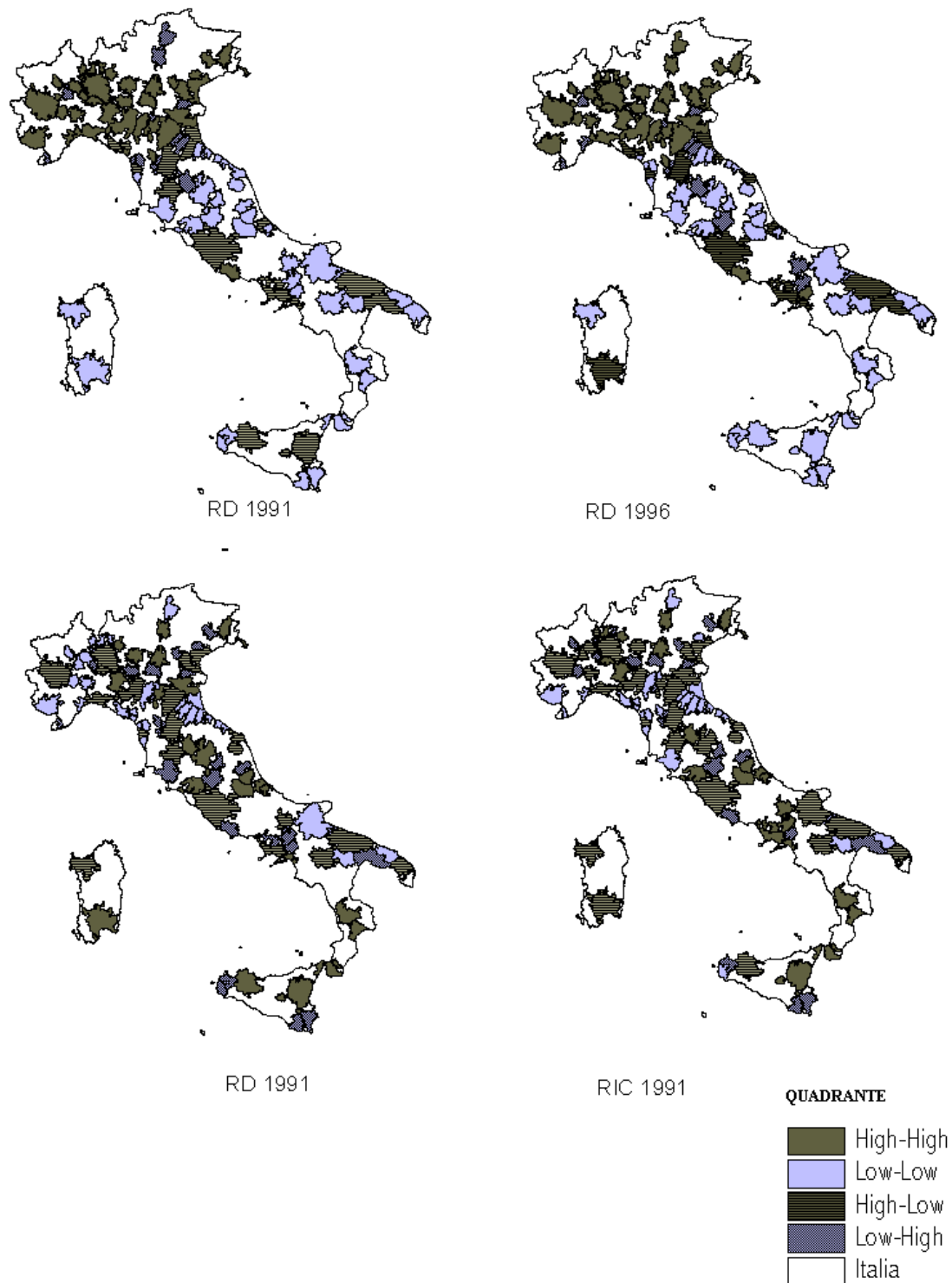


FIG. 2 Moran Scatterplot map. Occupati in high tech R&D e ricerca universitaria, 1991-1996.



A livello di autocorrelazione spaziale globale il test di Moran¹¹ risulta positivo e molto significativo ($p=0,001$) sia per l'innovazione ($I=0,36$ nel 91 e nel 96, $K=5$), che per la ricerca privata con un aumento del 1996 della concentrazione territoriale (da $I=0,22$ nel 91 a $I=0,35$ nel 96). Il test sui ricercatori universitari non risulta significativo ($I=0,001$ at $p=0,39$ nel 91; $I=-0,04$ at $p=0,25$ nel 96). I dati sono riportati in tabella 3. L'associazione spaziale positiva ottenuta con la matrice dei pesi $k=5$ è confermata utilizzando matrici di ordine superiore ($k=10, 15, 20$ e 30), ma con un effetto decrescente. La statistica I misurata sull'innovazione passa nel 1991 da $0,36$ ($k=5$) a $0,36$ ($k=10$), $0,35$ ($k=15$), $0,34$ ($k=20$), $0,30$ ($k=30$). Ancora più accentuato appare il test per il 1996 (da $0,36$, a $0,33, 0,32, 0,30, 0,27$). Lo stesso andamento decrescente è stato riscontrato nello studio di Paci e Usai (2000b), che adotta dati pro-capite ed un'altra definizione per la matrice dei pesi (matrice di contiguità). Il test di Moran con riferimento ai sistemi locali del lavoro (SLL) del 1991 ha dato un valore di un'autocorrelazione spaziale positiva di $0,38$ (primo livello), $0,32$ (secondo livello) e $0,27$ (terzo livello). Anche il personale R&D privato mostra la stessa e più forte dinamica decrescente (nel 1996 passa da $0,35$ a $0,30, 0,26, 0,25, 0,21$). La presenza di possibili clusters innovativi locali è verificata dal test LISA (fig. 4). Le principali caratteristiche che possiamo notare sono l'esistenza di aree con autocorrelazione positiva di tipo HH (il primo nel FUR di Milano e nelle regioni limitrofe; il secondo nel nord-est d'Italia), e di regioni "atipiche", con un elevato livello innovativo, ma circondate da centri con valori inferiori alla media nazionale (HL). Questi centri metropolitani si localizzano tutti nel sud del paese (Napoli, Catania, Bari e Pescara).

¹¹ Il test si basa su 999 permutazioni random. La matrice dei pesi utilizzata per il calcolo del global e local Moran è costruita considerando i primi K più vicini FURs. La matrice è standardizzata in modo che la somma per righe sia pari a 1.

Tab. 3. Moran's I test per l'autocorrelazione spaziale, 1991 e 1996
(empirical pseudo-significance based on 999 random permutations)

1991						1996					
Var.	W	I	M	St. D	P	Var.	W	I	M	St. D	P
INN	K_5	0.369	-0.011	0.058	0.001	INN	K_5	0.364	0.011	0.056	0.001
	K_10	0.364	-0.009	0.039	0.001		K_10	0.339	0.010	0.039	0.001
	K_15	0.351	-0.009	0.030	0.001		K_15	0.320	0.010	0.030	0.001
	K_20	0.343	-0.009	0.024	0.001		K_20	0.307	0.009	0.025	0.001
	K_30	0.304	-0.009	0.017	0.001		K_30	0.271	0.009	0.018	0.001
Var.	W	I	M	St. D	P	Var.	W	I	M	St. D	P
RD	K_5	0.228	-0.009	0.056	0.001	RD	K_5	0.353	0.010	0.056	0.001
	K_10	0.200	-0.008	0.037	0.001		K_10	0.305	0.009	0.038	0.001
	K_15	0.191	-0.009	0.029	0.001		K_15	0.266	0.010	0.029	0.001
	K_20	0.196	-0.010	0.024	0.001		K_20	0.251	0.010	0.024	0.001
	K_30	0.187	-0.010	0.018	0.001		K_30	0.219	0.010	0.018	0.001
Var.	W	I	M	St. D	P	Var.	W	I	M	St. D	P
RIC	K_5	0.001	-0.011	0.057	0.393	RIC	K_5	-0.049	0.011	0.056	0.250
	K_10	-0.031	-0.011	0.039	0.321		K_10	-0.034	0.011	0.039	0.284
	K_15	-0.017	-0.011	0.031	0.465		K_15	-0.013	0.011	0.030	0.519
	K_20	-0.016	-0.011	0.026	0.461		K_20	-0.010	0.011	0.025	0.574
	K_30	-0.016	-0.011	0.026	0.461		K_30	-0.010	0.011	0.025	0.574

3. La distribuzione settoriale

Un'altro aspetto che non può essere trascurato è lo studio disaggregato per settori industriali allo scopo di verificare l'esistenza di economie di agglomerazione e la loro distribuzione spaziale. L'esame dei legami tra l'attività innovativa e la specializzazione tecnologica dei settori classificati secondo la proposta di Pavitt (1984) ha permesso di cogliere alcuni di questi aspetti. I coefficienti di correlazione tra l'innovazione e l'indice di specializzazione nei 4 settori riportati nella tabella 4 individuano una correlazione positiva con l'industria *science based* (0.52 nel 1991 e 0.48 nel 1996), che è assente invece nelle altre industrie. Il confronto tra occupazione e indice di variabilità misurato dal coefficiente di Gini (colonne 4, 5 e 6, 7 tabella 4) indicano diverse caratteristiche localizzative dei 4 macrosettori tecnologici. Il settore *scale intensive* assorbe il maggior numero di lavoratori (41%) e si distribuisce in misura relativamente omogenea (0.21) in tutto il territorio, in particolare nel sud e nel nord Italia. Anche i settori *supplier dominated* (25% dell'occupazione nei FURs) e *specialized supplier* (19%) mostrano un moderato livello di concentrazione, a differenza del settore *science based*, che ha il più alto grado di variabilità (0.52 nel 1991 e 0.48 nel 1996). Il numero di occupati nel

settore *science based* diminuisce complessivamente nel 1996, ma aumentano i poli specializzati, passando da 7 a 11, tra questi Milano (0.41), Asti (0.21), Siena (0.20), Latina (0.29), Caserta (0.18), Pisa (0.16), Roma (0.14), Catania (0.12) e L'Aquila (0.11).

L'analisi precedente appare però ancora troppo aggregata. Altre analisi (Malerba e Orsenigo, 1994, 1996) hanno evidenziato specifiche caratteristiche settoriali anche nelle dinamiche delle esternalità tecnologiche (Anselin, 2000a). La classificazione dei settori high tech in 6 cluster¹² (*drugs*, ht1; *chemicals*, ht2; *high technology machinery and equipment*, ht3; *information technology*, ht4; *professional and scientific instruments*, ht5; *defense e aerospace*, ht6) ha come obiettivo lo studio delle specializzazioni tecnologiche e la loro distribuzione spaziale (tab. 5). La variabilità è notevole nelle industrie *chemicals* (0.64 nel 1991 e 0.60 nel 1996), *drugs* (0.57), *information technology* (0.54 e 0.51) e *defence-aerospace* (in crescita da 0.52 a 0.65). Stabile e minore il grado di concentrazione nei settori *high tech machinery and equipment* (settore con il più alto livello occupazionale) e *instruments* (0.29). Le diverse caratteristiche settoriali hanno evidenti effetti sulla distribuzione spaziale. Se consideriamo le specializzazioni high tech con riferimento all'anno 1996 (fig. 3 e 4 e tab. 6) notiamo un importante polo *chemicals* formato dal FUR di Milano (0.50) e dalle regioni circostanti (Novara, 0.55; Cremona, 0.28; Gallarate, 0.10 e Como, 0.05). L'alta concentrazione che abbiamo osservato nelle classi *drugs*, *information* e *defence-aerospace* interessa quasi esclusivamente i poli di Milano e Roma (rispettivamente 0.47, 0.40 e 0.80). Il pattern spaziale nel settore *machinery-equipment* comprende molte aree metropolitane limitrofe del nord Italia (Bologna, 0.27; Imola, 0.26; Ravenna, 0.30; Modena, 0.30; Reggio Emilia, 0.24; Ferrara, 0.30; Parma, 0.10; Piacenza, 0.25; Genova, 0.13; Vigevano, 0.23; Pavia, 0.39; Asti, 0.32; Varese, 0.32; Lecco, 0.16; Bergamo, 0.19, Udine, 0.15 e Pordenone, 0.43). Anche le industrie *instruments* presentano un basso livello di concentrazione con le maggiori specializzazioni nei FURs di Padova (0.40), Roma (0.27), Bologna (0.28), Udine (0.22) e Milano (0.14)¹³.

Tab. 4. Specializzazione tecnologica settoriale (Pavitt), 1991 e 1995

Settore	correlazione - innovazione		% occupazione		coeff. di Gini	
	91	96	91	96	91	96
Supplier dominated	-0.136	-0.131	0.265	0.253	0.174	0.17
Scale intensive	-0.097	-0.090	0.408	0.414	0.228	0.214
Specialized supplier	0.070	0.088	0.187	0.202	0.235	0.227
Science based	0.524	0.486	0.141	0.132	0.521	0.481

Nella tabella 7 sono riportati gli indici di specializzazione e di diversità dei 20 FURs più innovativi per l'anno 1991. L'indice di variabilità calcolato per i 4 settori di Pavitt risulta inferiore rispetto all'indice calcolato sui 6 clusters high tech, con i valori più alti nelle regioni dalle dimensioni medio piccole (Pordenone, Modena, Brescia, Bergamo, Treviso, Ferrara, Pavia, Lecco, Prato, Reggio Emilia, Mantova e Vigevano). Interessante è il caso di Milano non solo per l'alto livello occupazionale in tutti i settori tecnologici di Pavitt, ma anche per l'elevata specializzazione nei settori high tech, esclusa l'industria *defence-aerospace* (ht1, 0.45; ht2,

¹² Le industrie considerate corrispondono alla classificazione proposta da Acs (1996) e rivista da Varga et al. (2002). Questi dati saranno ripresi nello studio econometrico.

¹³ Risultati simili sono stati osservati anche in precedenti studi sull'innovazione in Italia (Breschi, 1998, Paci e Usai, 2000a)

0.50; ht3, 0.09; ht4, 0.43; ht5, 0.12). Come nel caso di Roma, entrambi gli indici di variabilità risultano tra i più bassi (nel caso di Pavitt, 0.17 e cluster high tech, 0.37). Questo risultato porta ad ipotizzare per le grandi aree metropolitane comportamenti localizzativi diversi ed un sistema più complesso e specifico dell'attività innovativa.

Tab. 5. La specializzazione nei settori High Tech, 1991 e 1996

cluster	Settore high tech	% occupazione		coeff. di Gini	
		1991	1996	1991	1996
HT1	Drugs	0.070	0.065	0.579	0.568
HT2	Chemicals	0.140	0.127	0.646	0.600
HT3	High Tech machinery	0.540	0.569	0.277	0.263
HT4	Information Technology	0.130	0.108	0.546	0.513
HT5	Professional	0.080	0.092	0.295	0.291
HT6	Defence e Aerospace	0.040	0.040	0.525	0.658
	Totale			0.370	0.341

Tab. 6 Moran's I test - High Tech specialization, 1996
(9999 permutations)

cluster	settore high tech	K_5				K_10			
		I	mean	dev. St.	p-value	I	mean	dev. St.	p-value
HT1	Drugs	-0.013	-0.011	0.050	0.571	0.028	-0.011	0.036	0.127
HT2	Chemicals	0.134	-0.008	0.054	0.019	0.150	-0.010	0.037	0.003
HT3	High Tech machinery	0.397	-0.009	0.057	0.001	0.376	-0.008	0.039	0.001
HT4	Information Technology	-0.024	-0.008	0.056	0.428	-0.037	-0.009	0.037	0.242
HT5	Professional	0.049	-0.006	0.057	0.150	-0.004	-0.007	0.040	0.419
HT6	Defence e Aerospace	0.073	-0.011	0.040	0.041	0.018	-0.009	0.029	0.159

rank 91	FUR	suppliers	scale	traditional	science	Gini	HT1	HT2	HT3	HT4	HT5	HT6	Gini ht
1	MILANO	-0.172	-0.186	0.008	0.418	0.175	0.450	0.507	0.094	0.428	0.123	-0.762	0.372
2	TORINO	-0.370	0.240	-0.167	-0.276	0.641	-0.754	-0.497	-0.082	-0.155	-0.119	0.110	0.613
3	ROMA	-0.087	0.054	-0.284	0.217	0.339	0.503	-0.075	-0.401	0.442	0.108	0.804	0.226
4	BOLOGNA	-0.098	-0.046	0.246	-0.158	0.270	-0.664	-0.271	0.288	-0.380	0.285	-1.000	0.791
5	FIRENZE	0.217	-0.226	0.068	-0.092	0.284	0.376	-0.327	-0.051	-0.269	0.230	-0.995	0.504
6	PADOVA	0.125	-0.139	0.156	-0.190	0.251	-0.875	-0.068	0.073	-0.260	0.290	-0.990	0.640
7	PORDENONE	-0.356	-0.198	0.466	-0.224	0.443	-0.989	-0.584	0.466	0.062	-0.165	-1.000	0.911
8	MODENA	-0.118	0.027	0.273	-0.612	0.393	-0.841	-0.580	0.329	-0.670	-0.203	-1.000	0.959
9	BRESCIA	-0.027	0.082	0.076	-0.467	0.408	-0.946	-0.665	0.172	-0.741	-0.265	-1.000	0.947
10	PARMA	-0.299	0.159	0.101	-0.357	0.504	-0.032	-0.413	0.110	-0.687	0.015	-1.000	0.764
11	BERGAMO	0.077	-0.048	-0.012	-0.007	0.249	-0.688	-0.238	0.196	-0.452	-0.177	-0.951	0.829
12	VARESE	-0.080	-0.054	0.255	-0.200	0.275	-0.906	-0.213	0.307	-0.390	0.209	0.667	0.677
13	CATANIA	-0.079	0.083	-0.105	0.001	0.367	0.570	-0.546	-0.215	-0.404	0.091	-1.000	0.460
14	GENOVA	-0.582	0.228	-0.040	-0.128	0.622	-0.648	-0.388	0.036	-0.086	0.301	0.223	0.565
15	UDINE	-0.041	-0.050	0.276	-0.409	0.317	-1.000	-0.197	0.095	-0.439	0.376	-1.000	0.681
16	COMO	0.345	-0.364	-0.042	-0.201	0.464	-0.211	0.027	-0.279	-0.478	-0.030	-1.000	0.474
17	NOVARA	0.204	-0.117	-0.129	-0.030	0.307	-0.307	0.048	-0.101	0.159	-0.298	-1.000	0.508
18	TREVISO	0.227	-0.134	0.065	-0.438	0.359	-1.000	-0.364	-0.009	-0.699	-0.423	-1.000	0.854
19	GALLARATE	0.230	-0.012	-0.167	-0.511	0.437	-1.000	-0.238	-0.198	-0.573	-0.414	0.891	0.622
20	FERRARA	0.093	-0.053	0.061	-0.155	0.272	-0.985	-0.187	0.229	-0.732	-0.090	-1.000	0.867

L'esistenza di una possibile associazione spaziale nei settori produttivi è confermata dai test di autocorrelazione spaziale globale di Moran sugli indici di specializzazione high tech per l'anno 1996 (fig. 3 e 4). Le uniche classi tecnologiche con associazione significativa ($p\text{-value} < 0.05$) e positiva sono state quelle *chemicals* (0.133 at $p=0.019$, $k=5$; 0.149 at $p=0.003$, $k=10$) e con un valore più alto il settore *machinery-equipment* (0.396 at $p=0.001$, $k=5$; 0.375 at $p=0.001$, $k=10$). Nel primo caso, possiamo osservare l'esistenza di un raggruppamento di regioni del tipo HH (valori sopra la media nella regione e nelle sue aree vicine) nelle aree urbane che circondano e comprendono Milano (fig. 3). Altre interessanti concentrazioni sono quelle di tipo HL (valori alti nel FUR e sotto la media nelle aree vicine). Questi clusters si localizzano attorno ai FURs di Bologna e Firenze, e attorno al FUR di Roma. Altre regioni circondate da aree poco sviluppate in questo settore sono Genova, Venezia, Trento e Udine (dipendenza negativa). La principale caratteristica che si osserva dal grafico del Moran scatterplot sulla specializzazione in *machinery-equipment* (fig. 3) è la ripartizione territoriale dell'autocorrelazione spaziale (positiva). Il nord Italia è caratterizzato dalla presenza di clusters di tipo HH (i FURs con le specializzazioni maggiori nel 1996 sono Pordenone, 0.43; Pavia, 0.39; Varese, 0.32; Asti, 0.32; Modena, 0.30 e Ferrara, 0.30) ed il sud da regioni con associazione positiva di tipo LL, ovvero regioni vicine con bassa specializzazione.

Fig. 3 Moran scatterplot maps: High Tech specialization, 1996.
CLUSTER: HT1, HT2, HT3

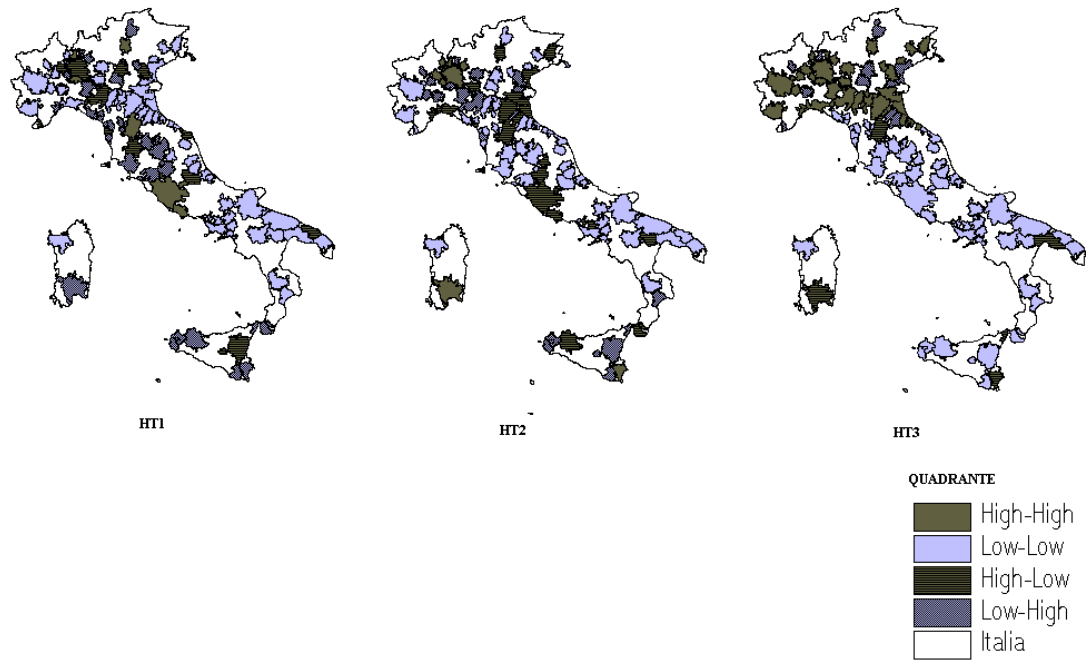
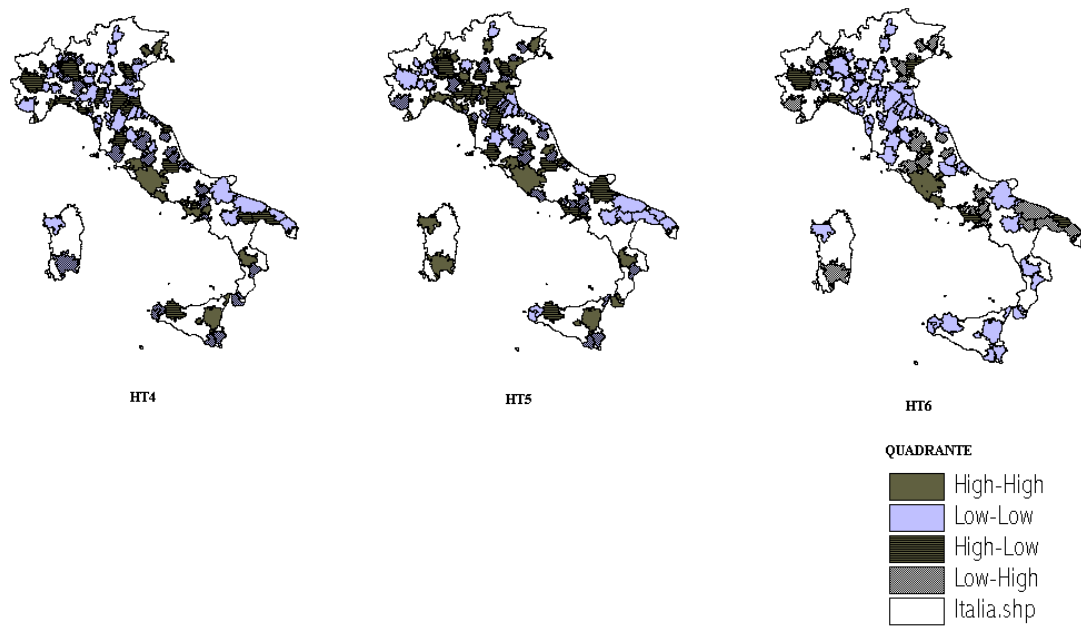


Fig. 4 Moran scatterplot maps: High Tech specialization, 1996.
CLUTERS: HT4, HT5, HT6



4. Il modello empirico

La stima della funzione di produzione della conoscenza (KPF) a livello di FUR ha come obiettivo principale quello di analizzare l'estensione degli effetti della ricerca privata e universitaria sull'attività innovativa, considerando non solo le capacità tecnologiche dell'area stessa, ma anche gli effetti "indiretti" legati alla vicinanza di altri centri urbani innovativi. La loro importanza sarà investigata cercando di esplicitare i legami tra l'innovazione di in un luogo e la sua diffusione con modalità specifiche e verso direzioni non casuali, bensì causali e con effetti di ritorno di tipo circolare. L'ipotesi alla base di questo studio è che il processo cumulativo e rinforzante (Kaldor, 1968) alla base dell'attività innovativa abbia anche degli effetti sull'estensione degli spillovers tecnologici. Le esternalità tecnologiche, a parità di struttura e specializzazione settoriale, non raggiungerebbero le stesse dimensioni ovunque, ma sarebbero più che proporzionali nelle aree innovative con un ruolo di *leader*. Il trasferimento tecnologico non coinvolgerebbe tutte le aree, ma presenterebbe dei canali preferenziali.

Una possibilità per verificare l'ipotesi del modello è stata quella di studiare l'estensione spaziale delle variabili che misurano gli spillovers di conoscenza. Abbiamo confrontato un modello in cui il trasferimento tecnologico locale è legato ad una distanza geografica fissa con un modello che ipotizza le esternalità non solo funzione della distanza fisica, ma anche della "massa innovativa" del FUR di origine.

Le variabili del modello sono le stesse che sono state utilizzate negli studi americani. La funzione stimata è:

$$\log(INN) = a + b \log(RD) + g \log(RIC) + d \log(Z) + f \log(RDRING) + j \log(RICRING) + e$$

Le prime tre variabili sono state descritte precedentemente. La variabile dipendente, INN, proxy della conoscenza è misurata dal numero di brevetti certificati nella regione urbana, le variabili RD e RIC misurano il personale in R&S nelle imprese private e nelle università mentre la variabile Z misura il "vettore delle caratteristiche economiche locali" del FUR. Tre sono le variabili considerate: la specializzazione nella produzione high tech, misurata dal quoziente di localizzazione, LQ; la presenza di servizi di business, calcolata dal numero di occupati nel settore J65 nel FUR rispetto agli occupati nello stesso settore a livello nazionale, BUSNAZ; la concentrazione di grandi imprese high tech, DIMHT, misurata dal rapporto tra il numero di grandi imprese high tech (più di 250 occupati) e quello totale di imprese high tech all'interno del FUR. Mentre le prime due variabili considerano gli effetti di agglomerazione legati alla presenza di capitale umano specializzato, l'ultima variabile considera la struttura dimensionale delle imprese high tech. Questa specificazione è proposta per verificare se siano le grandi o le piccole imprese ad avere la maggiore propensione all'innovazione, avvantaggiandosi dei trasferimenti tecnologici dalle università e dalle altre imprese private. Le ultime due variabili, RDRING e RICRING, misurano le estensioni delle esternalità di conoscenza locale. Gli studi U.S. calcolano le variabili sommando tutti gli occupati in R&S che lavorano ad una distanza di 75 o 50 miglia dal MSA di riferimento. In questo studio definita una distanza sono sommati tutti gli occupati in R&S dei FURs i cui *cores* rispettano la condizione imposta e sono esclusi quelli che lavorano fuori dai confini metropolitani. Di conseguenza mentre negli studi americani si considera un anello che circonda il centro dell'area, qui il ring fa riferimento alle vicinanze dei FURs e ai loro possibili rapporti di scambi di conoscenze. Oltre alle variabili calcolate sulla base di distanze fisse di 60 e 100 km, RD60, RD100 e RIC60, RIC100, sono state definite delle variabili che potessero esprimere le diverse capacità innovative dei centri urbani (le distanze sono diventate quindi variabili). Ripartendo le regioni funzionali in tre classi a seconda della frequenza cumulata del numero di brevetti (classe 1: 50%; classe 2: 60-80%; classe 3: 80-100%) sono state considerate distanze chilometriche

diverse (ring di 1° livello: 70, 50 e 30 km, RDINN1 e RICINN1; ring di 2° livello: 100, 80 e 60 km, RDINN2 e RICINN2). Nello studio sono stati impiegati due matrici dei pesi, K_5 e K_10, dove il cut-off critico è determinato da uno stesso numero di aree vicine.

Nella tabella 8 sono riportati i risultati delle stime per l'anno 1996. Nella prima e seconda colonna troviamo le stime OLS considerando un modello con le due variabili del capitale umano in R&S e le due diverse specificazioni delle variabili ring¹⁴. In termini di approssimazione e di significatività (R2 adj 0.784 contro 0.732) il modello con ring variabile (modello 1) sembra riuscire a cogliere meglio le interazioni spaziali. Le variabili sono tutte positive e altamente significative. La presenza di ricerca privata RD ha un effetto importante per l'innovazione della regione funzionale di appartenenza, con un valore sei volte maggiore rispetto alla variabile della ricerca universitaria RIC. Anche i coefficienti dello spatial lag sono positivi e significativi, espressione di spillovers oltre le mura dei FURs. La variabile RDINN2, altamente significativa, ha un valore pari a un sesto del valore della corrispondente ricerca "interna", indicando un legame tra aree vicine che svanisce all'aumentare della distanza. Più contenuto è il trasferimento della conoscenza universitaria fuori dai confini regionali, osservabile sia dal valore del coefficiente, pari alla metà dell'altra variabile lag, sia dalla misurazione della distanza della variabile (ring di primo livello). Il test B-P indica assenza di eteroschedasticità mentre il test di Moran mostra la presenza di autocorrelazione. Entrambe le specificazioni riescono a cogliere la dipendenza spaziale (test LM lag), restando non specificata l'autocorrelazione negli errori. Questo risultato indica la necessità di specificare un modello LM per la dipendenza spaziale tra i termini degli errori.

Nella terza colonna riportiamo i risultati della specificazione ML error per un modello con variabili lag mentre nella quarta introduciamo le variabili rappresentanti la "rete tecnologica locale". Tutte le variabili risultano altamente significative e con gli stessi segni e valori dei coefficienti stimati nelle analisi precedenti in U.S. Il confronto della ricerca privata RD nei due modelli mostra una maggiore variabilità ed un valore inferiore nel modello che non tiene conto delle caratteristiche locali dell'area (LIK 6.11 vs 11.29; AIC -2.22 vs -6.58). Il miglioramento della stima è legato alla significatività dei coefficienti delle variabili BUSINESS, presenza di servizi di attività di credito ($p < 0.05$), alla specializzazione nell'high tech e alla presenza (rispetto al numero complessivo) di imprese high tech medio-piccole, DIMHT ($p < 0.05$). Il segno negativo di questa ultima variabile esprime infatti una maggiore propensione delle piccole e medie imprese verso la brevettualità di prodotti innovativi. L'alto valore del coefficiente della variabile LQ suggerisce che la specializzazione produttiva nelle imprese HT ha un ruolo di motore per lo sviluppo innovativo complessivo del FUR. La variabile non è però in grado di fornire indicazioni su quale sia la composizione che favorisce maggiormente il processo di creazione e diffusione di conoscenza (esternalità diversificate di Jacobs o esternalità specializzate di Marshall). Il tema degli spillovers tra settori diversi e tra imprese dello stesso settore non è ancora stato affrontato in questo approccio della stima della funzione di produzione della conoscenza. Un secondo aspetto da considerare è se la correlazione tra specializzazione in innovazione e in produzione interessi solo l'area di origine o se invece l'innovazione tragga beneficio dalla specializzazione delle altre aree vicine. Le due questioni sono strettamente collegate poiché indirettamente fanno riferimento alle caratteristiche delle imprese high tech e alla trasmissione della conoscenza.

Per rispondere alle due domande abbiamo introdotto tre nuove variabili. Per verificare gli effetti legati alle esternalità di conoscenza tra i 6 clusters high tech precedentemente definiti, abbiamo calcolato il coefficiente di variazione che misura il grado di diversificazione dell'occupazione nelle imprese high tech, DIVHT. La seconda variabile, LQK5, è un nuovo indice di specializzazione nell'high tech con riferimento all'occupazione delle 5 più vicine

¹⁴ Le combinazioni delle variabili ring riportate nelle analisi sono quelle che forniscono le migliori regressioni e significatività

regioni funzionali per ogni centro. Un segno positivo nella stima indica che anche le produzioni delle aree vicine contribuiscono all'innovazione dell'area urbana. La terza variabile, CON60, è una variabile dummy territoriale, che esprime i possibili legami tra FURs dovuti alla vicinanza geografica dei centri con effetti di agglomerazione indiretti (la variabile è pari a 1 se nel raggio dei 60 km si localizza un FUR, è pari a 0 nel caso opposto). I risultati del modello riportati nella quinta colonna indicano la non significatività di queste variabili e la necessità di considerare le dinamiche settoriali in modo disaggregato. La non significatività della variabile DIVHT suggerisce diversi comportamenti interni ad ogni cluster tecnologico con collegamenti solo tra alcune e non con tutte le industrie high tech. Anche la non significatività delle variabili LQK5 e CON60 fa riferimento alla tipicità settoriale del trasferimento tecnologico. L'innovazione di una regione funzionale appare più il risultato della specializzazione delle imprese high tech e dei loro legami tecnologici sul territorio.

Nella colonna sei abbiamo considerato le specializzazioni di ogni cluster tecnologico. Lo scopo è quello di individuare i settori la cui specializzazione favorisce l'innovazione dell'area. Un segno positivo della variabile in esame indica che la localizzazione di quel settore crea esternalità di conoscenza che avvantaggiano tutta l'attività innovativa del FUR. Un segno negativo, invece, indica che il settore ha caratteristiche tali che il trasferimento tecnologico verso gli altri settori all'interno del FUR è ridotto o addirittura assente. Con l'introduzione nel modello di queste variabili i test di autocorrelazione spaziale (LM lag e error) non sono più significativi. Ciò indica che i legami spaziali sono catturati e la specificazione OLS risulta consistente. Dei sei clusters considerati solo i settori *high technology machinery and equipment*, HIGH, e *professional and scientific instruments*, PROF, hanno coefficienti positivi e significativi ($p < 0.05$), il settore *chemicals*, CHEM, ha un valore negativo ($p < 0.1$) e le restanti tre variabili, DRUGS, INF e DEF, non sono significative. Questo risultato indica che il trasferimento tecnologico tra i settori produttivi del FUR appare favorito se l'area si specializza nei settori HIGH e PROF.

Consideriamo ora tutte le 101 regioni funzionali¹⁵, specificando un modello per studiare i legami tra specializzazione produttiva e capacità innovativa (tab. 9). I risultati mostrano che solo il coefficiente del settore HIGH risulta significativo e positivo (colonna 1.9). La presenza di eteroschedasticità ha richiesto l'introduzione di una variabile dummy URBE, che prende valore 1 se il FUR ha più di 300 mila abitanti, 0 nel caso opposto. Il comportamento di questo settore nell'analisi descrittiva aveva mostrato l'esistenza di una concentrazione geografica in cluster simile a quella dell'attività innovativa. Per verificare l'ipotesi di un ruolo fondamentale della specializzazione in questo settore per l'attività innovativa specifichiamo un modello con le variabili del capitale umano in ricerca privata e pubblica e due variabili di specializzazione in *High Tech Machinery*, HIGH e HIGH-LAG (colonna 2.9). La prima variabile rappresenta il già descritto quoziente di localizzazione, mentre la seconda è una variabile lag che calcola la specializzazione settoriale HIGH nei FURs circostanti (la soglia dei 230 km è la distanza minima perché tutti i centri abbiano almeno un FUR vicino¹⁶). Dal confronto con il modello precedente notiamo un aumento del grado di approssimazione ($R^2 = 0.763$) e una significatività di tutte le variabili. Entrambi i coefficiente HIGH e HIGH-LAG sono significativi e positivi. La specializzazione di questo settore ha effetti positivi sulla competitività innovativa dell'area e l'effetto è tanto più forte quando più le altre aree vicine mostrano una simile specializzazione produttiva.

Un altro aspetto da non trascurare è la dinamica temporale. Individuate le infrastrutture locali che favoriscono lo scambio delle conoscenze è interessante osservare quale sia il loro impatto e

¹⁵ La misurazione della concentrazione di grandi imprese, DIMHT, aveva imposto una riduzione delle osservazioni, poiché in 33 FURs non si localizzavano imprese high tech con più di 250 imprese (nel 1996). I dati delle regressioni sono espressi in logaritmo.

¹⁶ La soglia fa riferimento al caso di Cagliari e Sassari.

se questo è cambiato nel tempo. Per confrontare le stime dei parametri e la stabilità dei coefficienti nei due istanti temporali 1991 e 1996 consideriamo una specificazione Spatial SUR (Anselin, 1988), che tiene conto della presenza di autocorrelazione spaziale fra gli errori delle due equazioni. Oltre alle variabili considerate nell'ultima specificazione introduciamo la variabile dummy URBE ed una variabile che misura la concentrazione di piccole e medie imprese high tech, CONCSMHT. La variabile è calcolata come rapporto tra il numero di imprese high tech medio-piccole nel FUR e quello in tutti i FURs. Le stime ML di massima verosimiglianza sono riportate nella tabella 10. Dal confronto delle stime notiamo che nel 1996 il coefficiente della ricerca privata (RD) aumenta di valore ed il coefficiente della ricerca universitaria (RIC) diventa significativo. Gli effetti della ricerca oltre i confini metropolitani, assenti nel 1991, si osservano nel 1996 solo per la ricerca privata (RDINN2). La stessa dinamica temporale si evidenzia anche per gli effetti spaziali legati alla specializzazioni *high tech machinery*. Nel 1991 i legami con l'innovazione avvengono tra le industrie che si localizzano all'interno del FUR, mentre nel 1996 entrambi i coefficienti sono significativi e con un valore piuttosto simile, ma più alto per la variabile lag. La concentrazione di piccole e medie imprese, CONCSMHT, è un fenomeno molto importante e non trascurabile, anche se il suo effetto si riduce nel tempo. Il ruolo delle città di dimensioni minori, espresso dal segno negativo della variabile URBE, diventa meno incisivo con una riduzione anche della significatività (il test di Wald significativo per queste ultime due variabili e per la ricerca universitaria indica che questi inputs sono instabili, a differenza degli altri inputs innovativi). L'innovazione in Italia sembra essere un fenomeno in fase di trasformazioni, con le città di dimensione intermedia protagoniste nella prima fase del periodo considerato. Gli effetti di agglomerazione avvengono tra le piccole e medie imprese dove gli spillovers tecnologici e le specializzazioni produttive HT, in particolare del settore *high tech machinery*, giocano un ruolo crescente nella competitività di un centro innovativo. L'influenza del settore HT3, caratterizzato da molte innovazioni incrementali, poco radicali e di natura no-science based (Freeman, 1974), conferma l'esistenza di esternalità positive inter-industriali locali (Paci e Usai, 2000a), che rafforzano l'innovazione nelle regioni funzionali più capaci di comunicare tra loro.

5. Conclusioni

In questa ricerca abbiamo tentato di investigare quali siano le forze che aiutano l'attività innovativa nelle aree metropolitane funzionali d'Italia. Le stesse caratteristiche osservate negli studi condotti in U.S. sono rintracciabili anche in Italia. Oltre alle economie di agglomerazione l'innovazione è spiegata dalle esternalità locali di conoscenza. La descrizione del pattern localizzativo dei fattori di produzione della conoscenza ha evidenziato importanti concentrazioni geografiche in particolare nel nord Italia, mentre lo studio delle caratteristiche della distribuzione dei settori produttivi ha osservato possibili legami tra la specializzazione in innovazione e le economie di agglomerazione di ogni settore high tech. I maggiori risultati che questa analisi ha fornito riguardano 1) la specificazione della variabile che cattura gli spillovers geografici locali come funzione dei livelli dell'attività innovativa e 2) la disaggregazione del quoziente di localizzazione in indici di specializzazione per ogni industria high tech. Il vantaggio competitivo nell'innovazione sembra autoalimentarsi dai successi ottenuti nel passato con effetti sulla capacità del trasferimento tecnologico, sia dalle imprese private che dalle università. L'impatto della presenza e delle relazioni tra imprese e università è positivo non solo entro i confini metropolitani, ma anche per i poli vicini, nonostante il trasferimento delle conoscenze dall'ambiente universitario non sia così forte come quello che avviene tra imprese private. La diffusione della conoscenza è limitata dalle distanze fisiche, ma anche dalle distanze tecnologiche. L'innovazione è un processo auto-rinforzante che si avvantaggia della

concentrazione spaziale di alcune attività economiche, espressa in questo studio dalla variabile CONCSMHT, (Krugman, 1999), ma è anche il risultato dei miglioramenti cumulativi nella conoscenza e nella tecnologia. Il capitale umano nella ricerca e nello sviluppo assume un ruolo fondamentale per la comprensione dei divari innovativi e dei diversi legami tra le aree urbane, che non dipendono esclusivamente da considerazione di tipo spaziale, ma anche tecnologico. Per cogliere questo aspetto abbiamo provato a considerare le localizzazioni delle specializzazioni tecnologiche osservando diverse caratteristiche settoriali nella diffusione della conoscenza, un tema che richiederebbe ulteriori approfondimenti.

Riferimenti bibliografici

- Acs Z., Audretsch D. (1990), *Innovation and small firms*, Cambridge, MA, MIT Press.
- Acs Z., Audretsch D., Feldman M. (1992), *Real effects of Academic Research: comment*. American Economic Review 81, 363-367.
- Acs Z., Audretsch D., Feldman M. (1994a), *R&D Spillovers and recipient firm size*, The Review of Economics and Statistics 76, 336-340.
- Acs Z., Audretsch D., Feldman M. (1994b), *R&D Spillovers and Innovative Activity*, Managerial and Decision Economics 15, 131-138.
- Anselin L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht, Kluwer Academic Publishers.
- Anselin L. (1995), *Local Indicators of Spatial association- LISA*, Geography Analysis 27, 93-115.
- Anselin L. (1999), *SpaceStat, a software package for the analysis of spatial data, version 1.90*. Ann Arbor, BioMedware.
- Anselin L. (2001), *Spatial Econometrics*. In B. Baltagi (Ed.) *A Companion to Theoretical Econometrics*. Oxford, Basil Blackwell, 310-330.
- Anselin L., Florax R. (1995), *New Directions in Spatial Econometrics* (Eds.). Springer-Verlag, Berlin.
- Anselin L., Varga A., Acs Z. (1997), *Local Geographic Spillovers between University Research and High Technology Innovations*, Journal of Urban Economics 42, 422-448.
- Anselin L. Varga A., Acs Z. (2000a), *Geographical Spillovers and University Research: A Spatial Econometric Approach*. Growth and Change 31, 501-516.
- Anselin L. Varga A., Acs Z. (2000b), *Geographic and Sectoral characteristics of Academic Knowledge externalities*, Paper in Regional Science 79, 435-445.
- Arthur W. B. (1988), *Self-reinforcing mechanisms in Economics*, in Anderson P., Arrow K. and Pines D. (Eds) *The Economy as an Evolving Complex System*. Addison-Wesley, Redwood City.
- Arthur W. B. (1990), *Urban systems and Historical Path Dependence*, in J. Ausubel and R. Herman (eds.), *Cities and their Vital Systems*, Washington D.C., National Academy Press, 85-97.
- Audretsch D. (1998), *Agglomeration and the Location of Innovative Activity*, Oxford Review of Economic Policy 12, 18-29.
- Audretsch D., Feldman M. (1996), *R&D Spillovers and the Geography of Innovation and Production*, American Economic Review 86, 630-640.
- Audretsch D., Vivarelli M. (1994), *Small firms and R&D spillovers: evidence from Italy*. Discussion Paper 953, Centre for Economic Policy Research.

- Bania N., Eberts R., Fogarty M. (1993), *University and the startup of new companies: can we generalize from route 128 and Silicon Valley?*, The Review of Economics and Statistics 75, 761-766.
- Bellandi M. (1989), *Capacità Innovativa Diffusa e Sistemi Locali di Imprese*, in G. Becattini (a cura di), *Modelli locali di sviluppo*, Il Mulino, Bologna, 149-172.
- Breschi S. (1998), *Agglomeration Economies, Knowledge Spillovers, Technological Diversity and Spatial Clustering of Innovations*, Liuc Papers, 57, Serie Economia e Impresa 15, ottobre.
- Breschi S. (1999), *Spatial Patterns of Innovation: evidence from Patent Data*, The organization of economic innovation in Europe, 71-102, Cambridge; New York and MelbourneM Cambridge University Press.
- Breschi S. (2000), *The Geography of Innovation: a cross-section analysis*, Regional Studies 34, 213-29.
- Caniels M. (1997), *The Geography Distribution of Patents and Value Added across European Regions*, paper presented at the European Regional Science Association meeting, August, Rome.
- Caniels M. (1999), *Knowledge Spillovers and Economic Growth: Regional Growth Differentials across Europe*, Cheltenham, Edward Elgar.
- Coombs R., Narandren P., Richards A. (1996), *A literature-based Innovation Output Indicator*, Research Policy 25, 403-413.
- David P. (1987), *Some new standards for the economics of standardization in the information age*, in Dasguta P. and Stoneman P. (eds.) *Economic Policy and Technological Performance*. Cambridge University Press, Cambridge.
- David P. and Rosembloom (1990), *Marshallian Factor Market Externalities and the Dynamics of Industrial Localization*, Journal of Urban Economics 28, 349-370.
- Dosi G. (1988), *Sources, Procedures and Microeconomics Effects of innovation*, Journal of Economic Literature 36, 1120-1171.
- Feldman M. (1994), *The Geography of Innovation*. Boston, Kluwer academic Publishers.
- Feldman M. (2000), *Location and Innovation: The new economic geography of Innovation, spillovers, and agglomeration*, in Clark G., Feldman M., Gertler M. (eds.), *The Oxford Handbook of Economic Geography*. Oxford University Press, Oxford, 373-394.
- Feldman M. and Audretsch D. (1999), *Innovation in Cities: Science-Based Diversity, Specialization and Localized Competition*, European Economic Review 43, 409-429.
- Feldman M. and Florida R. (1994), *The Geography sources of Innovation: Technological Infrastructure ad Product Innovation in the United States*, Annals of the Association of American Geographers 84, 210-229.
- Florax R. (1992), *The University: a regional booster? Economic Impacts of Academic Knowledge Infrastructure*. Aldershot: Avebury.
- Frost M. Spence N. (1995), *The rediscovery of Accessibility and Economic Potential: the critical issue of self-potential*, Environment and Planning A 27, 1833-1848.
- Fujita M., Krugman P., Venables A. (1999), *The Spatial Economy*, MIT Press Cambridge, MA, London, England.
- Glaeser E., Kallal H., Scheinkman J. and Sheifler A. (1992), *Growth of Cities*, Journal of Political Economy 100, 1126-52.
- Griliches Z. (1979), *Issues assessing the contribution of research and development to productivity growth*. Bell Journal of Economics 10, 92-116.
- Griliches Z. (1986), *Productivity, R&D, and basic research at the firm level in the 1970s*, American Economic Review 76, 141-154.
- Griliches Z. (1990), *Patent statistics as Economic Indicators: a survey*, Journal of Economic Literature 28, 1661-1707.
- Grossman G. and Helpman E. (1991), *Innovation and Growth in the Global Economy*. Cambridge MA: MIT Press.
- Grossman G. and Helpman E. (1994), *Endogenous Innovation in the Teory of Growth*, Journal of Economic Perspectives 8, 23-44.
- Jacobs J. (1969), *The economy of Cities*. London: Jonathan Cape.
- Jaffe A. (1989), *Real Effect of Academic Research*. American Economic Review 79, 957-970.
- Jaffe A., Trajtenberg M., Henderson R. (1993), *Geographic Localization of Knoledge Spillovers as evidenced by Patent Citations*. Quaterly Journal of Economics 108, 577-598.
- ISTAT (1992), *Statistiche dell'Istruzione Universitaria, anno accademico 1990-91*, Collana d'Informazione, n.24.
- ISTAT (1997), *Statistiche dell'Istruzione Universitaria, anno accademico 1995-96*, Annuario n.2.
- ISTAT (1998), *Statistiche della Ricerca Scientifica e l'Innovazione Scientifica*, Collana d'Informazione, n.59.
- ISTAT (2001), *Statistiche sull'Innovazione Tecnologica, anni 1994-1998.*, Informazione, n.25.
- Kaldor N. (1968), *Productivity and growth in manufacturing industry: a reply*, Economica 35, 385-391.
- Kelly M. and Hageman A. (1999), *Marshallian Externalities in Innovation*, Journal of Economic Growth 4, 39-54.
- Krugman P. (1991), *Economic Geography and Trade*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Krugman P. (1999), *The Role of Geography in Development*, International Regional Science Review 22, 142-161.
- Lucas R. (1988), *On the Mechanics of Economic Development*, Journal of Monetary Economics 22, 3-42.

- Lundvall B. (1988), *Innovations as an Interactive Process: User producer relations*, in Dosi G. *Technical Change and Economic Theory*, Ed. London: Francis Pinter.
- Malecki E. (1986), *Research and Development and the Geography of High-Technology Complexes*, in J. Rees (eds.) *Technology, Regions and Policy*, Rowman and Littlefield, Totowa, NJ.
- Malerba F., Orsenigo L. (1994), *Schumpeterian patterns of Innovation*, Cambridge Journal of Economics 19(1), 47-66.
- Malerba F., Orsenigo L. (1996), *Schumpeterian patterns of Innovation are technology specific*, Research Policy 25 (3), 451-478.
- Marshall A. (1890), *Principles of Economics*. London: MacMillan.
- Mowery DC., Oxley JL. and Silverman BS. (1996), *Strategic alliances and interfirm Knowledge Transfer*, Strategic Management Journal 17, 77-91.
- Paci R., Usai S. (2000a), *Technological Enclaves and Industrial Districts. An analysis of the Regional Distribution of Innovative Activity in Europe*, Regional Studies 34, 97-114.
- Paci R., Usai S. (2000b), *Externalities, Knowledge Spillovers and the Spatial Distribution of Innovation*, GeoJournal, 52.
- Paci R., Usai S. (2000c), *The Role of Specialisation and Diversity Externalities in the Agglomeration of Innovative Activities*, Rivista Italiana degli Economisti.
- Pavitt K. (1992), *R&D, Patenting and Innovative Activities: a statistical exploration*, Research Policy 11, 33-51.
- Pavitt K. (1994), *Sectoral patterns of technical change: towards a taxonomy and a theory*, Research Policy 13, 343-73.
- Polany M. (1967), *The Tacit Dimension*. Doubleday Anchor, New York.
- Rauch J.E. (1993), *Does History matter only when it matters little? The case of city-industry location*, Quarterly Journal of Economics 108, 843-67.
- Romer P. (1986), *Increasing Returns and Long Run Growth*, Journal of Political Economy 94, 1002-1037.
- Romer P. (1990), *Endogenous Technological Change*, Journal of Political Economy 98, 72-102.
- Rosemberg N. (1982), *Inside the Black Box: Technology and Economics*. New York: Cambridge University Press.
- Santarelli E. Piergiovanni R. (1994), *Analysis Literature-based Innovation Output Indicators: the Italian Experience*, Quaderni del Dipartimento di Scienze Economiche, n.197, Bologna, Università degli Studi.
- Solow RM. (1956), *A contribution to the Theory of Economic Growth*, Quarterly Journal of Economics 70, 65-94.
- Swan TW. (1956), *Economic Growth and Capital Accumulation*, Economic Record 32, 334-361.
- Talen E., Anselin L. (1996), *Assessing Spatial Equity: the role of Access Measures*. Morgantown, WV Regional Research Institute, West Virginia University.
- Teece D. (1980), *Economics of Scope and the Scope of the Organization*, Journal of Economic Behavior and Organization 1, 223-247.
- Thomas M. (1985), *Regional Economic Development and the Role of Innovation and Technological Change*, in Thwaites A.T. and Oakley R.P. *The Regional Impact of Technological Change*, New York: St. Martin Press.
- Varga A. (1998), *University Research and Regional Innovation: A Spatial Econometric Analysis of Academic Technology Transfers*. Kluwer Academic Publishers.
- Varga A. (2000), *Local Academic Knowledge Spillovers and the Concentration of Economic Activity*, Journal of Regional Science 40, 289-309.
- Varga et al (2002), *Regional Innovation in the US over Space and Time*, paper presented at the European Regional Science Congress in Dortmund, Germany 2002 August 27-September 1.
- Verspagen B. (1997), *European Regional Clubs: do they exist and where are they heading? On Economic and Technological Differences between European Regions*, in Adams J. and Pigliaru F. (Eds) *Economic Growth and Change: National and Regional Patterns of Convergence and Divergence*. Edward Elgar, Cheltenham.
- Vivarelli M. (1995), *Spese in R&S e Ricerca Universitaria come determinanti dell'Attività Innovativa delle Imprese: l'importanza di una disaggregazione dimensionale*, Politica Economica, anno XI n.2, 301.
- Von Hippel E. (1995), *Sticky Information and the Locus of Problem Solving: Implications of Innovation*, Management Science 40, 429-439.

Tab. 8 Regression results for Log(Innovations) at the FUR level, 1996

Variable	1 OLS	2 OLS	3 ML error	4 ML error	5 ML error	6 OLS
CONSTANT	2.107 (0.148*)	1.989 (0.175*)	2.094 (0.148*)	2.081 (0.412*)	1.915 (0.416*)	1.855 (0.478*)
RD	0.638 (0.072*)	0.716 (0.084*)	0.667 (0.064*)	0.579 (0.081*)	0.574 (0.082*)	0.607 (0.090*)
RIC	0.107 (0.029*)	0.107 (0.035*)	0.1047 (0.024*)	0.072 (0.024*)	0.073 (0.025*)	0.053 (0.030*)
RDINN2	0.103 (0.028*)		0.0799 (0.027*)	0.096 (0.026*)	0.072 (0.072**)	0.116 (0.030*)
RICINN1	0.052 (0.03***)		0.0639 (0.026**)	0.051 (0.025*)	0.054 (0.025*)	0.050 (0.028*)
RD100		0.044 (0.048)				
RIC60		0.054 (0.031***)				
BUSNAZ				0.100 (0.045**)	0.115 (0.047**)	0.112 (0.049**)
LQ				0.322 (0.191***)	0.455 (0.206**)	
DIMHT				-0.228 (0.103**)	-0.220 (0.102**)	-0.276 (0.117**)
DIVTOT					0.341 (0.261)	
LQK5					0.061 (0.113)	
CON60					0.096 (0.105)	
DRUGS						4.9E-17 (6.4E-17)
CHEM						-0.131 (0.083)
HIGH						0.301 (0.150**)
INF						-0.018 (0.092)
PROF						0.317 (0.182***)
DEF						-3.2E-17 (6.5E-17)
lambda			0.486 (0.138)	0.417 (0.150)	0.398 (0.153)	
R2-adj	0.784	0.732				0.831
R2(Buse)			0.810	0.837	0.842	
LIK	-0.057	-7.364	6.112	11.292	12.407	13.039
AIC	10.114	24.728	-2.224	-6.583	-2.815	-0.078
obs	68					
Breusch-Pagan test	3.130 [0.536]	1.624 [0.804]	3.2987 [0.509]	9.5324 [0.2166]	2.4670 [0.1162]	8.9345 [0.7085]
White	11.690 [0.630]	16.602 [0.277]				
Moran's I	3.973 [0.000]	4.768 [0.000]				0.7242 [0.4689]
LM error	11.325 [0.000]	16.767 [0.000]				0.0045 [0.9460]
Robust	12.324 [0.000]	16.054 [0.000]				0.2445 [0.6209]
LM lag	0.462 [0.496]	2.119 [0.145]				0.8637 [0.3526]
Robust	1.461 [0.226]	1.405 [0.235]				1.1038 [0.2934]
LR Test			0.692 [0.952]	6.0101 [0.5385]	7.5003 [0.6775]	
Wald Test			4.2573 [0.372]	10.4618 [0.1638]	11.8421 [0.2957]	
LM test lag dependence			0.4984 [0.480]	0.4698 [0.4930]	0.5767 [0.4475]	

Notes: Estimated standard errors in parentheses; * significance at least at 0.01; ** significance at least 0.05; *** significance at least 0.1; p-value are in square parentheses; K_5 is weight matrix (k-nearest neighbours).

Tab.9 Regression results for log(Innovations) at the FUR level, 1996

Variable	1	2
	ML error	ML error
Constant	2.456 (0.209*)	2.355 (0.130*)
RD	0.563 (0.563*)	0.567 (0.059*)
RIC	0.111 (0.031*)	0.122 (0.026*)
RDINN2	0.045 (0.032)	0.062 (0.030**)
RICINN1	0.071 (0.031**)	0.076 (0.030**)
DRUGS	-3.3E-08 (0.000)	
CHEM	-0.025 (0.088)	
HIGH	0.278 (0.160***)	0.318 (0.145**)
INF	-0.015 (0.094)	
PROF	0.222 (0.175)	
DEF	9.2E-08 (0.000)	
HIGH-LAG		0.673 (0.231*)
lambda	0.522 (0.142*)	0.415 (0.165**)
R2-adj	0.728	0.785
R2 Buse	0.747	0.764
LIK	-17.312	-15.730
AIC	56.624	45.460
obs	101	
Breusch-Pagan Test	0.0769 [0.7815]	0.0039 [0.9496]
LR Test	9.3181 [0.0022]	6.9159 [0.0085]
LR Test	14.9636 [0.1333]	3.2666 [0.7747]
Wald Test	21.5711 [0.0174]	5.9874 [0.4245]
LM test	0.0202 [0.8869]	0.0710 [0.7898]

Notes: Estimated standard errors in parentheses; * significance at least at 0.01; ** significance at least 0.05; *** significance at least 0.1; p-value are in square parentheses; K_10 is weight matrix (k-nearest neighbours).

Tab. 10 Maximum Likelihood Spatial SUR Regression results for Log(Innovations) at the FUR level, 1991-1996

Variable	ML Spatial SUR		
	1991	1996	
Constant	5.953 (0.487*)	4.731 (0.585*)	
RD	0.183 (0.078**)	0.268 (0.089*)	
RIC	0.020 (0.026)	0.083 (0.030*)	
RDINN2	0.037 (0.024)	0.078 (0.028*)	
RICINN1	0.023 (0.024)	0.036 (0.029)	
HIGH	0.400 (0.110*)	0.310 (0.132**)	
HIGH-LAG	0.062 (0.041*)	0.372 (0.180**)	
CONCSMHT	1.159 (0.144*)	0.735 (0.180*)	
URBE	-0.330 (0.078*)	-0.165 (0.097***)	
R2-adj	0.811		
LIK	-3.751		
LIK OLS	-12.110		
obs	101		
LM error	4.9863	[0.0826]	
LM lag	3.9076	[0.1417]	
Wald test on parameter stability			
RD	0.6537	[0.4187]	
RIC	3.7660	[0.0523]	
RDINN2	1.8939	[0.1687]	
RICINN1	0.1659	[0.6837]	
CONCSMHT	4.5698	[0.0325]	
HIGH	0.4131	[0.5203]	
HIGH-LAG	2.9448	[0.0861]	
URBE	2.7399	[0.0978]	
Test diagonality error covariance matrix			
LM Test	14.6109	[0.0001]	
LR Test	16.7195	[0.0000]	
Error covariance matrix		Error correlation matrix	
0.0563	0.0266	1.0000	0.4011
0.0266	0.0781	0.4011	1.0000

Notes: Estimated standard errors in parentheses; * significance at least at 0.01; ** significance at least 0.05; *** significance at least 0.1; p-value are in square parentheses; K_10 is weight matrix (k-nearest neighbours).